

Universidad de Huelva

Departamento de Economía General y Estadística



**Universidad
de Huelva**

Crisis y supervivencia en el mercado laboral pesquero : consecuencias de la ruptura del acuerdo de pesca con Marruecos para la flota andaluza

**Memoria para optar al grado de doctor
presentada por:**

Encarnación del Rocío Cerdón Lagares

Fecha de lectura: 7 de febrero de 2007

Bajo la dirección del doctor:

Félix García Ordaz

Huelva, 2007

ISBN: 978-84-96826-87-8

D.L.: H 240-2008

UNIVERSIDAD DE HUELVA
FACULTAD DE CIENCIAS EMPRESARIALES

Departamento de Economía General y Estadística
Unidad Docente de Estadística y Econometría

**Crisis y supervivencia en el mercado laboral
pesquero: Consecuencias de la ruptura del Acuerdo
de Pesca con Marruecos para la flota andaluza**

Tesis doctoral

Presentada por:

Encarnación del Rocío Cordon Lagares

Dirigida por:

Prof. Dr. Félix García Ordaz

Universidad
de Huelva

Huelva, 2006

A mis padres, hermanos y esposo por su apoyo incondicional

AGRADECIMIENTOS

Durante estos años han sido muchas las personas e instituciones que han contribuido a la elaboración de la presente Tesis Doctoral. En primer lugar me gustaría agradecer la colaboración inestimable de las Delegaciones Provinciales de Agricultura y Pesca de Cádiz, Málaga, Almería y Huelva, las cuales han facilitado el acceso a la información primaria necesaria para la elaboración del estudio, una vez formulada la petición al Jefe del Servicio de Estructuras Pesqueras y Acuícolas de la Junta de Andalucía. Agradecer en especial a Nicolás Socías por su inestimable colaboración y confianza.

En segundo lugar, quiero agradecer a mi Director de Tesis Félix García Ordaz por su dedicación plena y apoyo incondicional, por sus sugerencias e ideas de las que tanto provecho he sacado, por su respaldo y amistad. Los errores y omisiones son de mi exclusiva responsabilidad.

En tercer lugar a todos los compañeros del Departamento de Economía General y Estadística y en especial a los de la Unidad Docente de Estadística y Econometría y del grupo de investigación MEMPES-AEA por sus consejos y apoyo prestados. También deseo agradecer a todas las personas que he conocido en congresos y demás eventos por sus comentarios y correcciones que han enriquecido el trabajo.

Por último, me gustaría agradecer el apoyo y comprensión de mi familia y amigos, con especial mención a mi padre, por enseñarme que con constancia y esfuerzo se pueden conseguir todos los objetivos que uno se proponga, y aunque ya no está con nosotros siempre me ha dado ánimos. A mi madre por su apoyo incondicional y porque sé que es la persona que más se ha alegrado de su finalización. También deseo agradecer especialmente a mis hermanos por su constante estímulo, y a mi esposo por su cariño, enorme paciencia y comprensión, y por estar siempre a mi lado en los buenos y malos momentos.

A todos muchas gracias.

ÍNDICE

Capítulo I. Introducción: Consideraciones previas y metodológicas	1
1.1. Introducción: Consideraciones previas y metodológicas	3
Capítulo II. Mercado de trabajo y búsqueda de empleo	13
2.1. Introducción	15
2.2. Teorías sobre el mercado de trabajo y el desempleo	17
2.2.1. La Teoría Neoclásica	18
2.2.2. La Teoría del Capital Humano	20
2.2.3. La Teoría Keynesiana	21
2.2.4. La Teoría Institucionalista	22
2.2.5. La Teoría Marxista	23
2.2.6. La Teoría de los Contratos Implícitos	23
2.2.7. La Teoría de los Salarios de Eficiencia	24
2.2.8. La Teoría de los Trabajadores Internos y Externos	25
2.2.9. La Teoría de la Búsqueda de Empleo	25
2.3. Conclusiones	60
Capítulo III. La Modelización de la Duración y la Supervivencia: Contribuciones más relevantes	63
3.1. Análisis histórico de los Modelos de Duración. Contribuciones recientes	65
3.1.1. Análisis histórico de los Modelos de Duración	66
3.1.2. Principales aplicaciones de la metodología: Contribuciones recientes más relevantes	69
3.2. Consideraciones metodológicas acerca de la censura: Caracterización tipológica	76
3.2.1. Censura por la derecha	79
3.2.2. Censura por la izquierda	86
3.2.3. Censura por intervalos	89

3.3. Determinación de las distribuciones de tiempo de duración	91
3.3.1. Distribuciones de la duración con tiempo continuo	93
3.3.1.1. Función de supervivencia	94
3.3.1.2. Función de densidad	96
3.3.1.3. Función de riesgo	98
3.3.2. Distribuciones del tiempo de duración aplicadas al caso discreto	104
3.3.2.1. Función de supervivencia	104
3.3.2.2. Funciones de riesgo y de riesgo acumulado	106
3.4. Estimación de la función de supervivencia	108
3.4.1. Métodos no paramétricos de estimación de la función de supervivencia	109
3.4.1.1. Estimación no paramétrica de Kaplan-Meier	111
3.4.1.2. Estimación no paramétrica mediante el Método Actuarial	120
3.4.1.3. Otros estimadores no paramétricos	123
3.4.2. Modelos paramétricos del tiempo de fallo	125
3.4.2.1. La distribución exponencial	126
3.4.2.2. La distribución de Weibull	128
3.4.2.3. La distribución log-normal	131
3.4.2.4. La distribución log-logística	133
3.4.2.5. La distribución gamma	134
3.4.2.6. La distribución Gompertz	136
3.4.3. Métodos paramétricos de estimación de la función de supervivencia	137
3.4.3.1. Estimador de máxima verosimilitud	138
3.4.4. Comparación de curvas de supervivencia	146
3.4.4.1. Procedimientos no paramétricos	147
3.4.4.2. Procedimientos paramétricos	158
3.5. Conclusiones	163
 Capítulo IV. Modelos de regresión en el Análisis de Supervivencia	 167
4.1. Introducción a los Modelos de regresión en el Análisis de Supervivencia	169
4.2. Tipos de Modelos de riesgos proporcionales	172
4.2.1. Modelo de riesgos proporcionales semiparamétrico de Cox	173
4.2.1.1. Estimación de los parámetros del modelo	181
4.2.1.2. Estimación de la función de riesgo de referencia, función de riesgo	

acumulado de referencia y función de supervivencia base	188
4.2.1.3. Varianza y error estándar de los coeficientes \$	190
4.2.1.4. Significación del modelo y de los parámetros	191
4.2.1.5. Estratificación	193
4.2.2. Modelos de regresión de riesgos proporcionales paramétricos	195
4.2.3. Modelo de riesgo proporcional discreto	197
4.2.4. Comprobación de la hipótesis de riesgos proporcionales	203
4.2.5. Observaciones acerca del modelo de Cox	205
4.3. Modelo de tiempo de fallo acelerado	208
4.3.1. Modelo de tiempo de fallo acelerado exponencial	212
4.3.2. Modelo de tiempo de fallo acelerado de Weibull	213
4.3.3. Modelo de tiempo de fallo acelerado lognormal	214
4.3.4. Modelo de tiempo de fallo acelerado log-logístico	215
4.3.5. Modelo de tiempo de fallo gamma generalizado	215
4.3.6. Verificación de la propiedad de aceleración en el tiempo	217
4.4 Modelos de Odds proporcionales	218
4.4.1. El modelo de Odds proporcional log-logístico	219
4.5. Modelos de regresión con variables dependientes del tiempo	220
4.6. Modelos de Competencia en riesgo	222
4.7. Modelos con evento repetido	228
4.7.1. Modelos de varianza corregida	230
4.7.1.1. Modelo de varianza corregida para eventos no ordenados	230
4.7.1.2. Modelo de varianza corregida para eventos ordenados	231
4.7.2. Modelos de heterogeneidad inobservada	237
4.8. Selección de modelos paramétricos y análisis de residuos	244
4.8.1. Residuos y métodos gráficos	245
4.8.1.1. Residuos de Cox-Snell	246
4.8.1.2. Residuos de “Martingalas”	248
4.8.1.3. Residuos de “Deviance”	250
4.8.1.4. Residuos de “Score”	250
4.9. Conclusiones	251

Capítulo V. La finalización del Acuerdo de pesca con Marruecos y su impacto sobre

el Sector pesquero: Especial referencia al caso andaluz	255
5.1. Introducción	257
5.2. Estado de la pesca a nivel mundial	260
5.3. El ámbito socio-laboral de la política pesquera comunitaria	269
5.4. Evolución pasada y situación actual del sector pesquero español	293
5.5. El sector pesquero andaluz	299
5.6. Acuerdos pesqueros internacionales	309
5.7. Evolución de los distintos acuerdos de pesca con Marruecos	317
5.8. Motivos de la no renovación del Acuerdo de pesca con Marruecos	346
5.9. Medidas de apoyo al Sector pesquero afectado por la no renovación del Acuerdo pesquero con Marruecos	349
5.9.1. Medidas a nivel europeo	351
5.9.2. Medidas a nivel estatal	355
5.9.3. Medidas a nivel autonómico	358
5.10. Análisis del apoyo prestado por las oficinas de gestión de ayudas al colectivo andaluz afectado: Caracterización tipológica de los pescadores	363
5.11. El nuevo Acuerdo de pesca entre la Comunidad Europea y el Reino de Marruecos	383
5.12. Conclusiones	387
 Capítulo VI. Duración del desempleo para el colectivo analizado. Principales resultados empíricos del análisis de supervivencia	389
6.1. Introducción	391
6.2. Consideraciones metodológicas previas	394
6.3. Estructura y contenidos de la base de datos	396
6.4. Estudio de la duración del tiempo de desempleo mediante la consideración de un único estado de salida	400
6.4.1. Métodos no paramétricos	401
6.4.1.1. Análisis no paramétrico del primer período de desempleo	401
6.4.1.2. Análisis no paramétrico del segundo y tercer período de desempleo	434
6.4.2. Análisis paramétrico del primer período de desempleo	456
6.4.3. Estudio de la heterogeneidad inobservable	463
6.4.4. Modelización semiparamétricos para el análisis del primer período de desempleo	469

6.4.5. Análisis comparativo para el primer período de desempleo	483
6.5. Análisis de duración con riesgos competitivos para el primer período de desempleo	486
6.6. Conclusiones	503
 Capítulo VII. Consideraciones finales: Conclusiones y recomendaciones	 509
 Bibliografía	 527

CAPÍTULO I

INTRODUCCIÓN: CONSIDERACIONES PREVIAS Y METODOLÓGICAS

1.1. INTRODUCCIÓN: CONSIDERACIONES PREVIAS Y METODOLÓGICAS

La pesca como actividad económica ha sido profusamente estudiada ya desde finales del siglo XIX, aunque bien es cierto que en un segundo plano de importancia si se compara con otras actividades del sector primario como la agricultura o incluso la ganadería. No obstante, y a pesar del escaso número de revistas científicas y publicaciones de carácter técnico que abordan la problemática actual y pasada de la actividad pesquera desde el enfoque socioeconómico, existen todo un conjunto de aspectos diferenciales de la actividad pesquera, sobre todo desde el punto de vista económico, que la hacen suficientemente atractiva, más si cabe para un alumno de doctorado que vive en una provincia marinera por excelencia como Huelva.

Desde los pioneros trabajos de McIntosh (1899) y Huxley (1881) en los que se defendía la creencia de los recursos marinos como prácticamente inagotables hasta la actualidad se ha recorrido un largo camino. Efectivamente, son muchas las concepciones tradicionales en este sentido que la experiencia ha sabido refutar y dejar en el desuso, aunque la que probablemente con más fuerza ha sabido mantenerse en la doctrina imperante a la hora de caracterizar a la pesca como actividad económica tiene un marcado carácter jurídico, quedando reflejada, con el permiso de Alfred Marshall, en la inexistencia de derechos de propiedad efectivos sobre los recursos del mar. Esta afirmación que a priori parecería aventurada e incluso criticada por su posible cuestionabilidad nos ofrece la posibilidad de establecer que el origen de la mayoría de los problemas actuales que amenazan la continuidad de la actividad pesquera radica en la consideración por parte de los pescadores de que el mar y lo que en él habita es propiedad de

todos, pudiendo ejercer la actividad en un auténtico régimen de libre acceso. Esta última afirmación nos permite matizar lo dicho anteriormente: no estamos ante un problema de asignación de derechos de propiedad sino ante una apropiación inadecuada del recurso por parte de quienes lo explotan.

Ya en los comienzos del siglo XX se empezaron a atisbar las consecuencias de un ejercicio irresponsable de la pesca amparado en la creencia de que los recursos pesqueros eran inagotables. A pesar de la sobresaliente aportación de H. Scott Gordon en 1954 donde ya se establecieron las bases teóricas para la consecución de una explotación socialmente óptima y se nos dibujó con exactitud meridiana el mapa actual de la actividad pesquera, la conclusión a la que probablemente llegamos hoy en día es que no hemos aprendido prácticamente nada. Los stocks de peces muestran en el mejor de los casos claros síntomas de sobreexplotación, las crisis energéticas amenazan de muerte la rentabilidad de las pesquerías artesanales y si con ello no fuera suficiente, los países ribereños tradicionalmente receptores de nuestras flotas de altura y gran altura cierran las puertas a la posibilidad de establecer nuevos acuerdos de pesca.

El problema de la sobreexplotación de nuestros recursos pesqueros y la menor accesibilidad a caladeros alternativos ya es una alarmante realidad. Se puede y debe trabajar arduamente en la búsqueda de soluciones efectivas que bajo ningún concepto serán instantáneas. Todo ello requerirá de un traumático proceso de adaptación a las nuevas reglas del juego en un entorno económico cada vez más globalizado. Pero además, mientras se implementan nuevas soluciones al problema, todo un regimiento de pescadores sin experiencia en otras ocupaciones fuera del mar, con escaso nivel formativo y residiendo en poblaciones altamente dependientes de la pesca habrán consumido varios años de sus vidas subsistiendo de las ayudas recibidas de la administración en forma de subsidios o inclusive ejerciendo la pesca de manera furtiva.

Desgraciadamente estos últimos años nos han permitido asistir a un traumático proceso de reconversión del sector pesquero andaluz provocado por la ruptura del Acuerdo de Pesca con Marruecos. Provincias como Huelva y Cádiz, entre otras, han sido severamente castigadas por dicho cese de la actividad pesquera en el litoral norteafricano, situando en el desempleo a la mayoría de los pescadores que allí faenaban y amenazando la rentabilidad de las empresas que

prestaban servicios auxiliares y altamente dependientes de la pesca en el país vecino. Ante esto, la administración ha aplicado las recetas al uso: subvencionar el cese de la actividad tanto a armadores como a tripulantes ya acostumbrados por experiencia a vivir de una actividad bastante subsidiada en los últimos años.

La idea de esta Tesis Doctoral surgió fruto de la necesidad de dar respuesta al proceso de reconversión de los pescadores que abandonaron la actividad en el caladero norteafricano como consecuencia de la profunda crisis por la que atraviesa el sector en los últimos años no sólo por las crecientes dificultades de acceso a caladeros de terceros países sino también por el agotamiento paulatino de los recursos pesqueros.

En la elección del tema han concurrido varios factores de distinta índole pero todos ellos convergentes. En primer lugar, mi participación en diversos proyectos de investigación relacionados con el sector pesquero en el seno del grupo de investigación MEMPES-AEA (Modelización Econométrica y Matemática de Pesquerías- Análisis Económico Aplicado) de la Universidad de Huelva. En segundo lugar, la inquietud personal por el problema del desempleo y las dificultades que presenta la reconversión en los pescadores debido, entre otros motivos, a la baja movilidad profesional como consecuencia de su escasa o nula formación académica, a la edad temprana a la que se incorporan en la actividad pesquera, y a que residen en zonas con una importante tradición pesquera y altamente dependientes de la pesca en las que existen pocas alternativas de empleo. En este sentido, he de agradecer la posibilidad que he tenido a la hora de comprobar de primera mano este importante problema dada la amistad que tengo con muchas familias de Punta Umbría, para las que la pesca constituye su único medio de vida.

En tercer lugar, y aunque ha supuesto un serio inconveniente en esta investigación, debe mencionarse como definitivo en la elección del tema las escasas contribuciones que sobre el desempleo en el sector pesquero se han realizado en los últimos años. Todo ello nos ha impulsado ha llevar a cabo este trabajo que ha concentrado sus esfuerzos en el análisis del proceso de reconversión en el mercado de trabajo de los pescadores afectados por la ruptura del Acuerdo de Pesca con Marruecos y en el análisis, desde un punto de vista crítico, del impacto de las diferentes medidas adoptadas por la administración pesquera con la intención de reducir en la medida de lo

posible los períodos de desempleo a que se vieron sometidos de forma forzosa los pescadores ya mencionados.

A modo de síntesis, el objetivo básico de la presente investigación ha sido el estudio de la duración del tiempo de desempleo del colectivo de pescadores andaluces que se vieron obligados a paralizar su actividad como consecuencia de la finalización del Acuerdo de Pesca entre la Comunidad Europea y el Reino de Marruecos el 30 de noviembre de 1999. En este sentido, ha sido también objeto de este trabajo de investigación la determinación del efecto y eficacia que han tenido las medidas socioeconómicas implementadas con el propósito de paliar esta difícil situación, la consideración del proceso de reconversión de los pescadores andaluces afectados, así como la identificación de los grupos de individuos que por sus características particulares han presentado unas mayores dificultades de inserción social.

El análisis estadístico de fenómenos en los que el momento en que éstos se producen y su posible repetición son trascendentales, se confirma en la actualidad como una poderosa herramienta para el estudio de la dinámica temporal de los mismos como paso previo a la caracterización de los elementos que intervienen en la modelización de relaciones causales que nos permitan conocer, con mayor grado de detalle, cuáles son las razones que impulsan a que determinados sucesos se produzcan con una duración determinada a lo largo del tiempo.

El objetivo del *Análisis de Supervivencia (Survival Analysis)*, también conocido a partir de los *Modelos de Duración (Duration Models)*, puede entenderse preliminarmente como la modelización del tiempo de duración de un determinado fenómeno para un conjunto de observaciones que abarcan desde un momento inicial hasta que se produce el acontecimiento o evento objeto de estudio, el cual es definido como una transición desde un estado a otro. El fin de estos modelos es, por tanto, describir la evolución de la tasa de incidencia del evento de interés a partir de las duraciones obtenidas por el conjunto de observaciones muestrales durante el período de seguimiento, el cual evidentemente no es ilimitado.

Todo ello nos ha permitido considerar el estudio de la duración temporal del desempleo de aquellos pescadores afectados por el cese de la actividad en el caladero norteafricano desde el

enfoque de los Modelos de Duración. En este caso, por tanto, la información básica con la que trabajar se limitaría, en una primera fase, a las duraciones en el desempleo de cada uno de los pescadores afectados, considerando a la salida del desempleo como el evento objeto de estudio. No obstante, este sería un propósito poco ambicioso. En efecto, la posibilidad de profundizar en el conocimiento de las características socioeconómicas del colectivo afectado además de otras variables del entorno pesquero nos permitiría estimar relaciones de causalidad, identificando los determinantes potenciales de la duración en el desempleo.

Con el propósito de alcanzar el objetivo perseguido, este trabajo ha sido dividido en siete capítulos, incluyendo éste, articulados con la intención de lograr una coherencia global del trabajo de investigación. A continuación, describiremos brevemente el contenido y objetivo de cada uno de los capítulos.

En el capítulo II se realizará una revisión, que en ningún momento ha pretendido ser exhaustiva, de las diversas Teorías sobre el mercado de trabajo, con un especial detenimiento en la Teoría de la Búsqueda de Empleo (Job Search Theory) por su relevancia a la hora de explicar la tasa de salida del desempleo. En este contexto se repasarán las principales aportaciones surgidas y su evolución con el transcurso del tiempo.

Todo lo anterior nos permitirá contextualizar el siguiente bloque en el que se analizarán los Modelos de Duración como herramienta que nos permitirá profundizar en la duración del desempleo del colectivo ya especificado desde la metodología del Análisis de Supervivencia.

Siguiendo un orden lógico, se efectuará en el capítulo III un análisis histórico exhaustivo de los Modelos de Duración, desde los precedentes más remotos hasta las contribuciones recientes más relevantes de estos modelos sobre todo en el ámbito de los estudios psico-sociales y económicos..

En segundo lugar, nos centraremos en la censura como fenómeno que inexorablemente suele producirse en este tipo de modelos, dada la limitada capacidad de observar a las unidades muestrales a lo largo del tiempo, y que suele caracterizar a los mismos. Tal y como se verá

posteriormente, esta censura es el resultado del desconocimiento parcial, por parte del investigador, del tiempo de duración del evento objeto de estudio, ocasionando lo que vendría a denominarse un “dato incompleto”. La necesidad de obtener métodos de análisis que tengan en cuenta esta censura es probablemente la razón más importante para desarrollar procedimientos y modelos especializados. En este sentido, se analizarán los principales tipos de censura, haciendo una distinción entre la censura por la derecha, la censura por la izquierda y la denominada censura por intervalos.

En tercer lugar, se analizarán las distintas distribuciones del tiempo de duración bajo la consideración del tiempo como variable continua y discreta. De esta forma, se definirán la función de densidad de probabilidad $f(t)$, la función de riesgo $h(t)$ y la función de riesgo acumulado $H(t)$ y las relaciones existentes entre ellas. También se analizarán los métodos utilizados para la estimación de las funciones de supervivencia, aplicando para ello tanto métodos paramétricos y no paramétricos. Finalmente se tratarán los diversos test contruidos para la comparación de curvas de supervivencia obtenidas de dos o más muestras con el fin de observar si son estadísticamente “equivalentes”.

En el capítulo IV se desarrollarán métodos estadísticos que permitan inferir el tipo de relación existente entre la variable tiempo de fallo T y k variables explicativas $X_1, X_2, \dots, X_k$ con el fin de evaluar el impacto que estas variables explicativas tienen en los tiempos de fallo de un conjunto de observaciones. El problema que subyace aquí es básicamente la especificación y estimación de modelos para la distribución de tiempos de duración. Se analizarán, en este sentido, los modelos de regresión de riesgos proporcionales, los modelos de tiempo de fallo acelerado y los modelos de Odds proporcionales.

A continuación se expondrán los *Modelos de regresión con variables dependientes del tiempo* como extensión de los *Modelos de regresión con variables fijas* o independientes del tiempo. En efecto, estas variables explicativas dependientes del tiempo son consideradas como el segundo problema que caracteriza a los modelos de duración por su difícil tratamiento utilizando métodos estadísticos convencionales.

También se desarrollarán los denominados *Modelos Multiestado* o de *Competencia en Riesgo*, que caracterizan aquellas situaciones en las que el evento de interés puede presentarse con formas alternativas o deberse a diferentes causas. Adicionalmente se profundizará en los *Modelos Multiepisodios* o de *Evento Repetido*, caracterizados porque el evento puede ocurrir múltiples veces en una misma observación durante el período de seguimiento. De esta forma, estos modelos multiepisodios se convierten en una extensión del modelo de un único evento y aporta información de gran utilidad en el desarrollo de estudios longitudinales.

A continuación, será también objeto de este capítulo el análisis de la heterogeneidad inobservable provocada, entre otros factores, por la omisión de variables explicativas y/o errores de medición en las mismas. La existencia de heterogeneidad no observable nos indica de la presencia de información de la cual no disponemos y que puede estar afectando de manera significativa a los individuos analizados. En este sentido, cabe destacar que el objeto de introducir en el modelo covariables no es otro que reducir la heterogeneidad del colectivo de pescadores estudiados. No obstante, resulta difícil realizar una completa especificación de los factores de heterogeneidad por diversas razones, entre las que se encuentran la no disponibilidad de la información necesaria.

No debemos olvidar que este trabajo tiene una marcada vocación empírica. Por ello, y una vez delimitado el marco analítico debemos profundizar en el conocimiento del fenómeno socioeconómico objeto de estudio. Como respuesta a esto último, el capítulo V está dedicado al análisis de la situación en la que se encuentra el sector pesquero y acuícola como consecuencia de los hechos acaecidos en los últimos veinte años y su repercusión en el ámbito socio-laboral en aquellas áreas especialmente dependientes de la pesca. Entre otros aspectos, también se analizará la relevancia de los acuerdos internacionales establecidos con terceros países, prestando una atención especial a la evolución de los acuerdos de pesca con Marruecos, ya que han constituido uno de los más relevantes para la flota andaluza de los firmados con terceros países, tanto por el número de embarcaciones afectadas como por su proximidad al litoral andaluz. Finalmente, se analizarán los motivos que provocaron la no renovación del acuerdo de pesca con el Reino Alauita, así como las medidas de apoyo implementadas en el ámbito europeo, nacional y autonómico con el propósito de paliar, dentro de lo posible, las consecuencias negativas de la paralización de la

actividad pesquera sobre el colectivo afectado.

El capítulo VI tiene por objeto el análisis del proceso de reconversión de los pescadores andaluces afectados por la finalización del acuerdo de pesca entre Marruecos y la Unión Europea el 30 de noviembre de 1999, así como el estudio de la eficacia de las medidas llevadas a cabo para solucionar el problema del desempleo originado por la falta de un nuevo Acuerdo. En concreto, el análisis de la duración del tiempo de desempleo del colectivo afectado se realizará mediante la utilización de la metodología de los Modelos de Duración.

Para cumplir el objetivo descrito en el párrafo anterior, se procederá en primer lugar a la presentación de las consideraciones metodológicas bajo las cuales se han llevado a cabo los análisis. Seguidamente se realizará una descripción de las variables que componen la base de datos. Por último, constituyendo el verdadero núcleo de esta investigación, se procederá al análisis mediante técnicas paramétricas, no paramétricas y semiparamétricas de las duraciones en el desempleo de los pescadores afectados y que constituyen nuestra población objeto de estudio. Para ello, la caracterización de estos períodos de desempleo nos permitirá descubrir los determinantes potenciales de la resistencia en el desempleo, por un lado, y por otro, analizar el grado de eficacia de las medidas adoptadas por la administración pesquera con el propósito de reducir en la medida de lo posible dichos períodos de desempleo forzoso, característica esta última ciertamente cuestionable.

Debemos advertir que el elevado número de técnicas y variantes implementadas para profundizar en el conocimiento de dichos períodos de desempleo ha generado multitud de tablas y gráficos, optando por incluir expresamente en el texto aquellas que he considerado imprescindibles, y relegando a un anexo a las que, aun siendo importantes, pueden tener una importancia un tanto accesoria.

La información primaria requerida para un trabajo de esta naturaleza ha sido obtenida gracias a la colaboración inestimable de las Delegaciones Provinciales de Agricultura y Pesca de Cádiz, Málaga, Almería y Huelva, las cuales facilitaron el acceso a información relevante sobre el colectivo de pescadores afectados por la finalización del Acuerdo de Pesca con Marruecos, así

como información de partida sobre la composición de la flota afectada. Durante los siete meses que ha abarcado dicho período de recopilación de información primaria he podido compartir opiniones y experiencias con el personal técnico encargado de la gestión personalizada de las diferentes ayudas al sector y que me han permitido, en primer lugar, conocer con mayor profusión de datos el problema real del desempleo en el sector pesquero y, en segundo lugar contrastar las opiniones de los diferentes agentes implicados en la gestión pesquera. Toda la información estadística, ya procesada, ampliada y sistematizada nos ha permitido realizar este análisis empírico en torno a las transiciones que, dentro del mercado de trabajo, experimentan los individuos entre diferentes estados en determinados momentos del tiempo.

Por último, en el capítulo VII se expondrán las principales conclusiones y aportaciones fruto de la investigación llevada a cabo, y se manifestará de manera argumentada la necesidad de vincular trabajos de esta naturaleza a otros que analicen la problemática de la pesca desde un punto de vista multidisciplinar. Este trabajo de investigación se ha basado en la creencia de que el elemento humano de la actividad pesquera va a representar uno de los grandes retos en la gestión pesquera en los últimos años.

CAPÍTULO II

MERCADO DE TRABAJO Y BÚSQUEDA DE EMPLEO

2.1. INTRODUCCIÓN

El desempleo, dadas sus graves consecuencias económicas, personales y sociales, constituye un importante y complejo problema en el que intervienen una enorme variedad de factores involucrados. La necesidad de dar respuesta a este problema ha recomendado el desarrollo de todo un conjunto de estudios que analizan, desde diversas perspectivas, los aspectos más importantes del problema y tratan de ofrecer propuestas estratégicas para combatirlo.

Por otra parte, el mercado de trabajo no puede ni debe tener un tratamiento similar al de otros mercados como el de bienes y servicios debido a que posee unas características peculiares que lo diferencian del resto. Todo ello ha propiciado que el análisis de su funcionamiento y de las causas del desempleo haya sido abordado profusamente desde diversos enfoques a lo largo del tiempo.

Nuestro principal interés a la hora de analizar las distintas interpretaciones que la doctrina imperante ha aportado acerca del desempleo viene dado por la importancia que en su análisis se dedica al estudio de la duración del desempleo y de los factores que inciden en la tasa de salida de dicho estado no deseable. En este sentido, se dará una especial importancia y dedicación a la Teoría de la Búsqueda, la cual será desarrollada en este capítulo con mayor profusión.

El presente capítulo realiza una revisión de las diversas interpretaciones teóricas sobre el funcionamiento del mercado de trabajo y las causas del desempleo, centrándonos de manera muy especial en la Teoría de la Búsqueda de Empleo, para lo cual se realizará un seguimiento tanto de

las principales aportaciones surgidas como de su evolución en el transcurso del tiempo.

Evidentemente, la importancia de la herencia intelectual de épocas anteriores ha quedado reflejada en la utilización por parte de muchos economistas clásicos de los trabajos surgidos unos dos mil años antes en la Grecia clásica. No obstante, aunque la lengua griega no acuñó un vocablo específico para el desempleo debido a que en aquella época eran otros los problemas que acuciaban a la clase política, como los relacionados con la esclavitud y la expansión imperialista, ya en la Grecia clásica Demócrito (460 a. C.-370 a. C.) destacaba el valor intrínseco y la dignidad del trabajo. Sin embargo, tuvieron que transcurrir muchos siglos para que empezara a hacerse patente la necesidad de abordar el problema de la falta de ocupación y trabajo. Así, durante los siglos XVI a XVIII, los mercantilistas se preocuparon por la población, la ayuda a los pobres y el desempleo, refiriéndose este último a la ociosidad voluntaria y no a la involuntaria.

Por su parte, los economistas clásicos suponían que la economía tendía de manera natural hacia el pleno empleo. En sus aportaciones sostenían que el desempleo es voluntario y que los individuos no consiguen un empleo porque quieren un salario demasiado elevado. De esta manera, consideran que si el individuo se hubiera conformado con un salario inferior habría encontrado un puesto de trabajo. En definitiva, sostienen que el desempleo es un problema temporal que termina desapareciendo mediante las fuerzas del mercado y sobre todo debido a la flexibilidad de los salarios. Entre los economistas clásicos sobresale el que ha sido denominado fundador de la economía política, Adam Smith (1723-1790), quien en su obra *An inquiry into the nature and causes of the Wealth of Nations* (1776) dividía la población activa en dos categorías en base a una mayor probabilidad de promover el avance de la producción futura y hacer más rica la sociedad del mañana.

Entre los autores que rechazaban algunas ideas de los clásicos destaca John Maynard Keynes (1883-1946) el cual afirmaba que la economía no tiende de manera automática hacia el pleno empleo y que las fuerzas del mercado no son suficientes para salir de la recesión. Por ello, establecía que la actuación del gobierno es necesaria en la medida de que una reducción de impuestos o un aumento del gasto público pueden conseguir que la economía vuelva al pleno empleo (aumenta los gastos, aumentará también los precios, la producción y el empleo). Colocó el empleo en el centro de su macroeconomía y sustituyó el supuesto de una tendencia hacia el pleno

empleo por el equilibrio de subempleo. En definitiva, la teoría económica keynesiana hacía hincapié en que la fuente de paro es la insuficiencia de la demanda agregada.

En otro orden de cosas, también cabe destacar a Robert Owen (1771-1858) por ser uno de los primeros en promover la inversión en capital humano. Owen tomó unas medidas hasta la fecha no utilizadas con resultados positivos en su factoría de New Lanark al restringir el trabajo de los niños y dedicar un cuidado especial a su educación. Asimismo, señaló la necesidad de reformas educativas y de crear unas circunstancias favorables para sacar lo mejor de cada hombre.

A continuación, se tratarán los diversos enfoques teóricos sobre el funcionamiento del mercado de trabajo y las causas del desempleo, centrándonos especialmente en aquellas que se centran en la duración del desempleo y de los factores que inciden sobre la tasa de salida de dicho estado.

2.2. TEORÍAS SOBRE EL MERCADO DE TRABAJO Y EL DESEMPLEO

Son múltiples las evidencias empíricas que justifican el hecho de que el mercado de trabajo no pueda funcionar como cualquier otro mercado, dadas las singulares peculiaridades que lo caracterizan. Las motivaciones que recomiendan un análisis específico de este mercado se encuentran bastante desarrolladas en los numerosos trabajos que sobre este asunto se han venido publicando en los últimos años, aunque el trabajo de Solow (1992) puede ser un buen referente en este sentido.

No obstante, algunas teorías han considerado el mercado de trabajo de la misma manera que el resto de mercados, tal y como se verá en algunos de los epígrafes posteriores. A continuación, se analizarán los diversos enfoques abordados en el estudio del mercado de trabajo y el desempleo, prestando una especial atención a la Teoría de la Búsqueda de Empleo, por su relevancia en los estudios sobre la duración del desempleo los cuales serán tratados en los capítulos siguientes.

2.2.1. LA TEORÍA NEOCLÁSICA

Para los economistas neoclásicos el mercado de trabajo se comportaba como cualquier otro mercado en el que se ofertan bienes y servicios de distinta procedencia y naturaleza y donde existía un precio pagado por el trabajo, denominado salario. De esta manera, cuanto mayores eran los salarios, menor era la cantidad demandada y mayor la cantidad ofrecida de trabajo. No obstante, los neoclásicos consideraban la existencia de un precio de equilibrio, dado por la conjunción entre la oferta y la demanda de trabajo, que aseguraba el pleno empleo. En éste, la cantidad de empleo que los trabajadores estaban dispuestos a ofrecer coincidía con la cantidad de trabajo que demandaban las empresas.

Los neoclásicos sólo concebían la existencia del denominado desempleo voluntario y de carácter friccional. Los individuos desempleados voluntariamente eran aquellos que tenían un salario de reserva superior al del mercado y que preferían dedicar su tiempo al ocio. El desempleo friccional se presentaba, por tanto, cuando los trabajadores que estaban buscando un trabajo no lo encontraban de manera inmediata. Entre los supuestos de partida del modelo neoclásico del mercado de trabajo destacan los siguientes:

- Las decisiones de trabajadores y empleadores son tomadas de manera individual y dado que éstos representan una parte pequeña del mercado, sus decisiones individuales no influyen en los salarios.
- Las únicas decisiones posibles consideradas por parte del trabajador son trabajar o no trabajar.
- Existe una libre elección de cualquier combinación de trabajo y ocio, la cuales son tomadas por los individuos de manera racional.
- La existencia de un conocimiento adecuado por parte de los individuos sobre los salarios y las oportunidades de empleo. Por ello, el trabajo es considerado como un medio para conseguir un fin el cual viene dado por la renta recibida por el trabajo realizado.

Aunque para los clásicos la decisión de ofrecer trabajo por parte de los individuos era independiente del salario real ofrecido, la teoría neoclásica establece que las cantidades del trabajo

ofrecido son una función de su precio. En definitiva, *“mientras el análisis clásico suponía que la oferta de trabajo venía determinada por el stock de población en edad de trabajar y no incapacitada físicamente, la teoría económica neoclásica modifica sustancialmente este análisis, enmarcando la decisión de ofrecer trabajo en el contexto de la teoría de la elección del consumidor¹”*.

Asimismo, de la elección entre ocio y renta surge la distinción entre un efecto renta y un efecto sustitución. La cantidad de trabajo ofrecido, el cual depende del salario, viene dada por el resultado de los dos efectos. De este modo, un incremento del salario ofrecido en el mercado haría aumentar la renta obtenida de una unidad de trabajo adicional, estimulando a los individuos para querer trabajar un mayor número de horas de trabajo (efecto sustitución), pero también produciría el efecto de querer consumir más ocio y por tanto trabajar menos, ya que con la misma cantidad de trabajo el aumento del salario hace que se eleve el nivel de renta (efecto renta). El resultado neto de estos dos efectos determinará la pendiente de la curva de oferta de trabajo, siendo positiva si el efecto sustitución es más importante que el efecto renta y negativa en caso contrario.

Una de las críticas más evidentes a la dualidad planteada en párrafos anteriores se basa en la consideración de que los trabajadores no siempre pueden elegir el número de horas que van a trabajar, ya que éstas están sometidas a una regulación de la jornada de laboral.

2.2.2. LA TEORÍA DEL CAPITAL HUMANO

Aunque Blaug (1976) sostiene que el nacimiento de la Teoría del Capital Humano fue ya anunciado en 1960 por Theodore Schultz, existen referencias sobre el rendimiento económico de diferentes ocupaciones y clases de educación en los trabajos clásicos de Adam Smith, Stuart Mill y Alfred Marshall. Sin embargo, la principal aportación a la teoría del capital humano proviene de los trabajos de Gary S. Becker (1975).

¹ Toharia, L., (1983), pág. 12.

La Teoría del Capital Humano parte de los supuestos del enfoque neoclásico pero con la modificación de la hipótesis de partida de homogeneidad del trabajo. La idea básica de esta teoría es que los trabajadores acuden al mercado de trabajo con niveles diferentes de cualificación. Asimismo, el nivel de cualificación viene originado no sólo por las diferencias existentes entre sus capacidades innatas, sino que también es debido al tiempo dedicado en adquirir esa cualificación. En definitiva, el individuo se enfrenta a la decisión de elegir la cantidad y la calidad de trabajo ofrecido. Gary S. Becker (1930 -), premio Nobel de Economía en 1992, distingue diferentes formas de inversión en capital humano, entre las que se encuentran la formación en el trabajo y en la escuela, la búsqueda de información, la emigración, y mediante una mejora de la salud emocional y física. En algunos de sus trabajos, Becker analizó las razones de la discriminación racial y sexual en la contratación laboral

Las principales consecuencias de las diferencias en inversión en capital humano son las diferencias salariales entre los individuos. De hecho, las personas que invierten en capital humano sacrifican la renta actual que podrían obtener si estuvieran trabajando en beneficio de una renta futura que necesariamente debe ser mayor para compensar al individuo de los sacrificios que ha realizado. La teoría también sugiere que el problema del desempleo puede ser debido a un inadecuado nivel de capital humano. Por tanto, los parados son considerados como aquellos individuos cuyas capacidades, cualificaciones y capacidades productivas son insuficientes para hacer que valga la pena a los empleadores contratarlos a los salarios de mercado.

Entre las críticas a la teoría del capital humano se encuentra la de Piore (1974), que sostiene que el método utilizado se basa en supuestos cuyo realismo no se cuestiona y con el que deducen las hipótesis empíricas contrastables. En este sentido, la solución consiste en la adopción de un método inductivo, en el que se parta de la observación de la realidad y se formulen teorías que ayuden a explicarla y que permitan incidir sobre ella.

Por otra parte, la explicación de la Teoría del capital humano de que las diferencias salariales se deben a diferencias en la inversión en capital humano no es del todo completa ya que se ignoran otra serie de factores como la discriminación por sexo o raza, el tamaño de la empresa,

el sector de actividad o la localización geográfica, entre otros.

2.2.3. LA TEORÍA KEYNESIANA

La crisis económica del año 1929 y la obra de Keynes en 1936 marcaron un momento importante en el desarrollo de la economía laboral. Keynes pensaba que la economía no tendía de manera automática hacia el pleno empleo y que las fuerzas del mercado no eran suficientes para salir de la recesión. La teoría económica keynesiana hace hincapié en que la fuente del desempleo es la insuficiencia de la demanda agregada. En este sentido, se concibe la existencia de un desempleo involuntario derivado de una demanda efectiva insuficiente.

Keynes sostiene que *“el pleno empleo será aquella tasa de paro con la cual el ritmo de inflación se estabiliza si la oferta monetaria crece de acuerdo con la renta y donde los incrementos de demanda global no reducen el paro, sino que aumentan los precios²”*. En definitiva, la teoría keynesiana establecía que la actuación del gobierno (reducción de impuestos o aumento del gasto público) es indispensable para reconducir a la economía hacia el pleno empleo. Así, los gobernantes tienen que garantizar una demanda suficiente para crear y mantener el empleo, pero ésta no puede ser excesiva con el fin de evitar un aumento de la inflación.

2.2.4. LA TEORÍA INSTITUCIONALISTA

La Teoría institucionalista se fundamenta en la importancia de las instituciones como principal determinante en los procesos que regulan el mercado de trabajo. Sus instrumentos analíticos han sido la observación directa del funcionamiento del mercado de trabajo, descuidando el aparato teórico que caracterizaba a la teoría del capital humano.

El autor más destacado en esta corriente es Michael J. Piore, quien elabora el trabajo teórico

² Keynes, J.M., (1936), pág. 26.

que fundamenta la visión institucionalista. El trabajo teórico de Piore está muy relacionado con la hipótesis del mercado dual de trabajo y con el estudio de la segmentación del mercado de trabajo. Piore divide el mercado de trabajo en un sector primario y un sector secundario. El sector primario se caracteriza porque contiene los puestos de trabajo con salarios relativamente elevados, buenas condiciones de trabajo, posibilidades de promoción, equidad y procesamientos establecidos en cuanto a la administración de las normas laborales y, sobre todo, una estabilidad en el empleo. En cambio, los puestos del sector secundario se caracterizan porque tienden a estar peor pagados, a tener peores condiciones de trabajo y pocas posibilidades de promoción, a tener una relación muy personalizada entre los trabajadores y los supervisores que deja un amplio margen para el favoritismo y lleva a una disciplina laboral dura y caprichosa. Finalmente, este sector secundario se caracteriza también por una considerable inestabilidad de empleo y una elevada rotación de la población trabajadora. Por estos motivos, debido a las características de los dos sectores, el tipo de paro también va a ser diferente: mientras en el sector primario va a destacar el desempleo involuntario, en el mercado secundario va a existir una gran rotación voluntaria.

Como señalan Doeringer y Piore (1975) para la teoría del capital humano y de la búsqueda, el paro es el resultado de la existencia de barreras personales que impiden el acceso por parte del individuo al puesto de trabajo. Así, mientras en la teoría del capital humano, la principal barrera viene dada por una educación o información insuficiente, en la teoría de la búsqueda de empleo, la falta de información constituye la principal barrera y la búsqueda de empleo por parte del desempleado es considerada como un proceso de inversión en la recogida de información sobre el mercado de trabajo. No obstante, los mercados duales de trabajo se explican mejor mediante variables institucionales y sociológicas, y no tanto económicas. Por ello, los motivos del problema del desempleo deben hallarse en el carácter de las instituciones y en las pautas sociales derivadas de ellas más que en la conducta de los individuos.

2.2.5. LA TEORÍA MARXISTA

La teoría marxista se basa en la idea de que la relación laboral no es sólo una relación de mercado, sino también, y sobre todo, una relación social entre dos tipos de individuos que tienen

interese distintos y, con frecuencia, contrapuestos, en el proceso productivo. Esta es la idea fundamental para comprender el proceso de trabajo, que lo hace diferente de cualquier otro mercado.

En definitiva, la teoría marxista destaca la distinción entre fuerza de trabajo y trabajo. En este sentido, Edwards (1979) sostiene que el capitalista debe convertir la fuerza de trabajo que ha comprado en trabajo (esfuerzo humano real realizado en el proceso de producción). Por ello, distinguía tres sistemas de control denominados simple, técnico y burocrático. El control simple persistía en las pequeñas empresas de la periferia industrial; el control técnico se daba en las industrias grandes y sobre todo en las industrias de producción en masa y, por último, el control burocrático también aparecía en las grandes empresas y se basaba en insertar el control en la estructura social o de las relaciones sociales en el lugar de trabajo.

2.2.6. LA TEORÍA DE LOS CONTRATOS IMPLÍCITOS

La Teoría de los contratos implícitos constituye una de las respuestas neoclásicas al modelo original cuya finalidad era la explicación del desempleo involuntario. Fue desarrollada a partir de los trabajos de Azariadis (1975) y Baily (1974) los cuales pretendían explicar la existencia de salarios rígidos y altas tasas de desempleo a partir de la distinta aversión de los empresarios y trabajadores al riesgo. En esta teoría las garantías salariales y de empleo ofrecidas por las empresas a sus trabajadores para el futuro dificulta el ajuste de los salarios ante un exceso de oferta de trabajo.

En este sentido, existen dos modelos que tratan de explicar los contratos implícitos, desarrollados por McConnell y Brue (1997). El primero sostiene que los costes de rotación, de selección y de formación hacen que a las empresas les resulte costoso sustituir a sus trabajadores. El segundo se refiere a la idea de que los trabajadores tienen una mayor aversión al riesgo que las empresas.

En definitiva, esta teoría contribuye a la explicación de la rigidez a la baja de los salarios como resultado de la conducta racional de los agentes económicos. Por tanto, el ajuste lento de los

salarios reales ante los cambios que se experimenten en el mercado de trabajo explica la existencia de un desempleo involuntario. Entre sus críticas se destaca su dificultad en la contrastación.

2.2.7. LA TEORÍA DE LOS SALARIOS DE EFICIENCIA

Al igual que la anterior teoría, la de los salarios de eficiencia también constituye una modificación al modelo neoclásico original, con el propósito de explicar el problema del desempleo involuntario y su persistencia. Esta teoría se basa en que los empresarios tienen una información imperfecta sobre la productividad de los trabajadores. Entre las medidas para controlarlos se encuentran la supervisión, la cual resulta bastante cara para el empleador y el pago de un salario superior (salario de eficiencia). Entre otros autores podemos destacar a Akerlof y Yellen (1986) y Stiglitz (1987), los cuales sostienen que las reducciones de los salarios tienen importantes implicaciones negativas sobre la productividad. Entre sus críticas se encuentra la no consideración del coste que le supone a la empresa. En este sentido, McConnell y Brue (1997) indican la existencia de otras medidas, como pueden ser los planes de remuneración según rendimiento o los planes retributivos a largo plazo, entre otros³.

2.2.8. LA TEORÍA DE LOS TRABAJADORES INTERNOS Y EXTERNOS

La Teoría de los trabajadores internos y externos (Insiders-Outsiders) distingue entre los trabajadores con empleo, los cuales poseen cierta experiencia útil para la empresa, y por la que se sienten en cierta medida protegidos en sus puestos de trabajo, y los trabajadores que carecen de esta protección o simplemente se encuentran desempleados. Estas características hacen que las empresas no tengan incentivos a la hora de contratar a trabajadores externos dispuestos a trabajar a un salario menor que los internos.

Entre la aportaciones más destacadas de la Teoría de los trabajadores internos y externos

³ McConnell y Brue, (1997), pág. 213.

se encuentran las de Solow (1985) y Lindbeck y Snower (1988a).

2.2.9. LA TEORÍA DE LA BÚSQUEDA DE EMPLEO

La *Teoría de la Búsqueda de Empleo (Job Search Theory)* trata de explicar el funcionamiento del mercado de trabajo y las transiciones que se realizan dentro del mismo entre los diferentes estados de empleo, desempleo e inactividad. Según Lancaster (1979) *“los modelos de búsqueda tratan sobre el comportamiento racional de un individuo desempleado que busca un trabajo”*⁴. También considera que *“una característica universal de tales modelos es que las oportunidades de empleo difieren con respecto a la teoría del salario ofrecido y donde el salario ofrecido es incierto para la siguiente oportunidad de empleo”*. Al individuo le van llegando las oportunidades de empleo de manera secuencial y tiene que decidir si acepta la oferta de empleo o continúa con el proceso de búsqueda en función del criterio de la maximización de la función de utilidad esperada definida sobre los ingresos corrientes. Alternativamente, también tendrá que decidir sobre sus oportunidades de ocio, en base a los datos actuales y para un horizonte determinado.

La Teoría de la Búsqueda de empleo se centra en el análisis de las decisiones por parte del individuo que busca un empleo y que tiene que elegir entre las diversas ofertas que recibe e incluso permanecer desempleado, en base al salario que considera como aceptable y a una estrategia de búsqueda optimizadora. De esta manera, las decisiones tomadas por el individuo determinarán el tiempo que permanecerá desempleado.

Este último enfoque se analizará con un mayor grado de detenimiento, debido a que aporta un enfoque útil en la comprensión de la duración y tasa de desempleo. El enfoque adoptado para abordar estos aspectos en los diferentes trabajos llevados a cabo ha ido relacionada con el orden cronológico de su publicación, aunque se puede clasificar mediante la cuestión tratada: incertidumbre, información costosa, coste de búsqueda, salario de reserva, duración del desempleo o subsidios por desempleo

⁴ Lancaster, T., (1979), pág. 940.

Entre los trabajos pioneros de la Teoría de la Búsqueda de Empleo se encuentra el de Stigler⁵ (1961) en el que se reflexiona sobre la importancia de la información como un elemento de poder por parte de quien la posee. Para ello, realiza un análisis del problema de la información en la determinación del precio de mercado. En este sentido, establece que los precios cambian frecuentemente en todos los mercados y, a menos que nos encontremos con un mercado centralizado, no se conocerán los precios establecidos a tal efecto. De esta manera, cuando un comprador quiere encontrar el precio más favorable debe llevar a cabo un proceso de búsqueda, teniendo en cuenta que cuando se evidencie una gran dispersión en los precios establecidos por los vendedores será conveniente acudir a varios de ellos. Esta situación origina un coste de búsqueda por parte del consumidor que suele considerarse proporcional al número de vendedores consultados debido a que se establece como principal coste el tiempo que se ha incurrido en llevar a cabo dicha búsqueda.

Por otra parte, se considera que cuanto mayores son los ingresos de una determinada persona mayor será la valía de su tiempo. Por tanto, la cantidad óptima de búsqueda será aquella en la que el coste de la misma sea igual al rendimiento marginal esperado. Asimismo, considera que el coste de búsqueda se reduce de manera considerable mediante la identificación de los compradores y vendedores por medio de la publicidad. No obstante, la publicidad también tiene algunos inconvenientes ya que conlleva un gasto, es independiente del valor del bien anunciado y en el caso en el que existan pocos compradores potenciales será también bastante cara. Por ello, establece como alternativa a la publicidad el desarrollo de intermediarios especializados. Por otra parte, considera que en el caso de compras repetitivas si existe una correlación positiva y perfecta de los precios en los períodos sucesivos, la búsqueda inicial es la relevante. Sin embargo, cuando no existe correlación entre los precios de los períodos sucesivos, la búsqueda de cada período es independiente de la experiencia anterior. Por lo tanto, cuando la correlación es positiva la búsqueda durará más tiempo en el momento inicial que en los siguientes momentos en que se vaya a realizar la compra. Asimismo, también considera que el conocimiento se vuelve obsoleto ya que las condiciones de oferta y demanda, así como la distribución de los precios cambian a lo largo del tiempo.

⁵ Premio Nobel de las Ciencias Económicas en 1982 por sus investigaciones sobre la estructura industrial, el funcionamiento de los mercados y las causas y efectos de las regulaciones públicas.

Posteriormente, Stigler (1962) analiza las actividades de búsqueda emprendidas por los recursos humanos desempleados. Entre los puntos en los que se centra el estudio se encuentran la dispersión de las tasas salariales, el problema de la información, la búsqueda por parte de los empleadores y la información como capital. Entre sus conclusiones se destaca el hecho de que conforme aumenta el nivel de cualificación del individuo se restringe el número de posibles empleadores así como la influencia negativa de la edad en el número de empleadores. También se señala que la información puede ser un elemento esencial para disminuir la dispersión salarial.

Otro de los trabajos pioneros en el estudio de la búsqueda de empleo es el propuesto por Kasper (1967) que analiza la relación entre los salarios y el tiempo de desempleo. El estudio pretende conocer si los trabajadores desempleados están dispuestos a aceptar salarios más bajos que los que ganaban en sus empleos anteriores y si el salario de reserva disminuye con la duración del período de desempleo. Como conclusiones se observa en primer lugar que el salario promedio exigido por los individuos desempleados es significativamente inferior que el salario que tenían con anterioridad. En segundo lugar, que el salario de reserva de los trabajadores desempleados disminuye significativamente respecto al tiempo de duración en el desempleo. Finalmente, Kasper considera que los desempleados que vuelven al mercado laboral pueden haber estado dispuestos a aceptar mayores reducciones en sus salarios que los que han permanecido en situación de desempleo. Asimismo, según Kasper la primera de las conclusiones surge de la teoría económica clásica a través del postulado de la utilidad marginal decreciente para el ocio y los activos. Por ello, *“la tasa salarial debe ser suficiente para compensar al trabajador por el ocio perdido cuando toma un empleo. Como el ocio se incrementa con el tiempo, su marginal declina y un salario menor es suficiente para lograr que el trabajador acepte el empleo. Los trabajadores desempleados, en efecto, acumulan ocio por lo que están dispuestos a aceptar salarios menores en concordancia con la disminución de la utilidad marginal de su ocio”*.

En este sentido, puede establecerse un razonamiento similar a la utilidad marginal de los activos ya que *“como el consumo en el hogar no cae tan rápido como el ingreso que se obtiene en los períodos de desempleo, la tenencia de activos en el hogar se deteriora. Como el nivel de activos disminuye, hay una presión creciente sobre el trabajador desempleado para que acepte un empleo a cualquier tasa de salario disponible, por lo que, ceteris paribus, la cantidad de trabajo varía*

inversamente con el nivel de activos reales⁶.

Los datos del estudio de Kasper fueron obtenidos de una muestra de 3.000 trabajadores desempleados que solicitaron subsidios de desempleo en Minnesota entre abril y septiembre de 1961. El cambio en el salario de reserva para los individuos desempleados quedó determinado a través de preguntas sobre el salario que estaban buscando y el salario de sus empleos anteriores. De esta manera descubrió que los salarios de reserva eran generalmente menores que los salarios anteriores. Estableció una relación entre el cambio relativo en el salario de reserva y la duración del desempleo, comprobando que el salario de reserva disminuye un 0,3 por ciento cada mes. Para ello, propuso el siguiente modelo estimado en base a los datos de la muestra

$$\frac{(W_0 - W_1)}{W_0} = 0,808 + 0,375 U \quad (1)$$

(0,857) (0,099)

donde W_0 denota el salario ganado en el último trabajo (por hora), W_1 el salario que es solicitado (por hora) y U la duración del desempleo (en meses). Entre paréntesis se reflejan los errores estándar.

Tras llevar a cabo diversas estimaciones comprobó que los trabajadores desempleados reducen sus salarios de reserva y que el salario de reserva disminuye con el transcurso del desempleo. Sin embargo, no quedaba claro que una reducción en el salario de reserva incrementase la probabilidad de empleo. Kasper sugiere que, según su estudio, este resultado podría ser posible.

En el trabajo de Holt (1970) se analiza el proceso de búsqueda en el mercado de trabajo considerando la influencia de los sindicatos, así como la relación de Phillips entre la tasa de cambio del salario monetario y el nivel de desempleo. El esquema teórico general de este estudio se basa en el trabajo de Holt y David (1966) en el que se analizaba la interacción entre los stocks de trabajadores desempleados y las vacantes de empleo, así como los flujos dentro y fuera de esos stocks. Estos autores también consideran que el conocimiento sobre los trabajos e individuos es

⁶ Kasper, H., (1967), pág. 166.

costoso e imperfecto⁷.

En lo que respecta a Holt, éste considera que las elecciones económicas por parte de los trabajadores y empleadores están fuertemente influenciadas por la incertidumbre que caracteriza el proceso de búsqueda. Asimismo, señala que *“en la relación de Phillips las fluctuaciones de las vacantes de empleo son reflejadas sólo indirectamente mediante las fluctuaciones del desempleo”*⁸.

Por otra parte, también realiza un esquema del comportamiento del mercado de trabajo en el que representa mediante bloques los stocks de trabajadores y vacantes y mediante líneas en forma de flechas los flujos (Figura 1). Se observa un comportamiento circular en los flujos debido a que el flujo de trabajadores que se retiran del empleo a causa de abandonos y despidos vuelve posteriormente al empleo a través de nuevos contratos y rellamadas.

⁷ Véanse Holt, C. C. y M. H. David, (1966), “The Concept of Vacancies in a Dynamic Theory of the Labor Market”, Measurement and Interpretation of Job Vacancies, National Bureau of Economic Research, New York, págs. 73-141.

⁸ Holt, C. C., (1970), pág. 55.

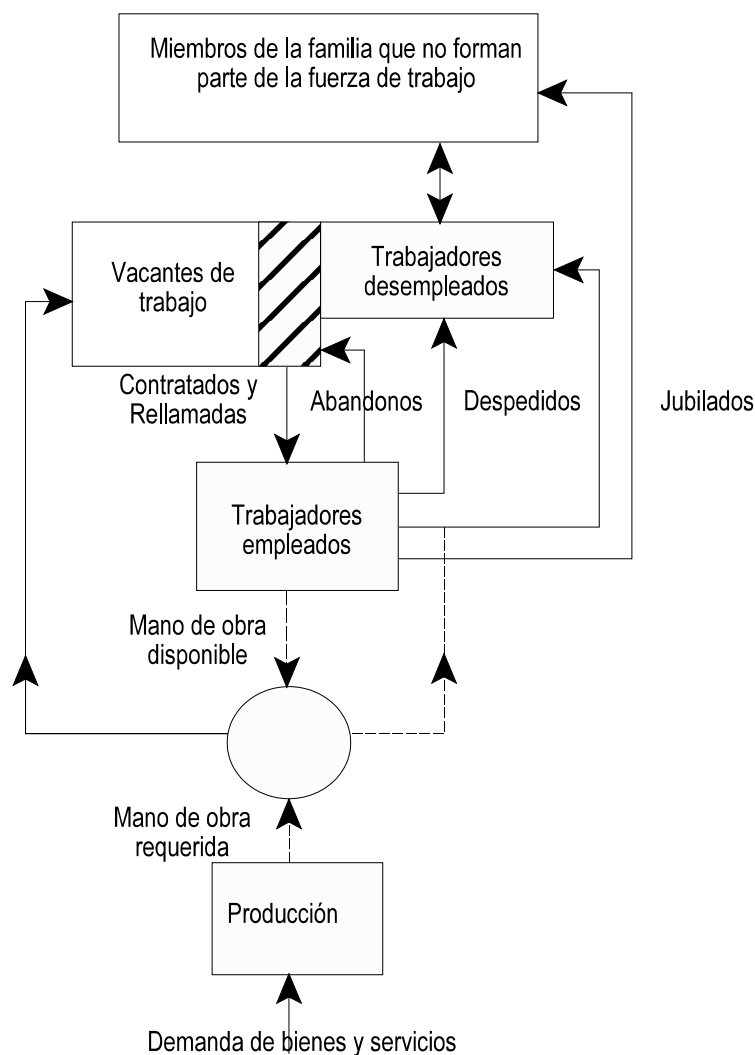


Figura 1. Estructura del mercado de trabajo. Holt (1970)

Adicionalmente, los individuos que se jubilan y aquellos que se retiran obligan a los empleadores a llevar a cabo un esfuerzo continuo de contratación. Por tanto, un incremento imprevisto en la producción hace que la fuerza de trabajo deseada exceda del stock de trabajadores empleados y que se creen nuevas vacantes de empleo. Este aumento en el número de vacantes provoca nuevos contratos de trabajo que contrarrestan el incremento en el número de vacantes, hace que disminuya el stock de los trabajadores desempleados y que aumente el stock de trabajadores empleados. Asimismo, estos cambios inducen a que algunos trabajadores empleados abandonen su empleo en busca de unas mejores oportunidades de empleo. Estos abandonos reducen el stock de trabajadores empleados, crean nuevas vacantes de empleo e incrementa el

stock de trabajadores desempleados. El incremento de vacantes de empleo y trabajadores desempleados hace que se incremente el número de contratos nuevos y que se restablezca el stock de trabajadores empleados.

El incremento de la fuerza de trabajo requerida, el de la duración de las vacantes y el aumento de los abandonos llevan a que las empresas reduzcan sus despidos en el medio plazo. Esto incrementa el stock de trabajadores empleados y reduce el stock de trabajadores desempleados. La reducción de los trabajadores desempleados reduce el número de contratos nuevos, aumenta la duración de las vacantes de empleo y acorta la duración del desempleo. Esto estimula los abandonos y mejora las oportunidades de empleo que atraen a nuevas entradas dentro de la fuerza de trabajo, particularmente trabajadores secundarios. Por tanto, como indica Holt, el mercado de trabajo está próximo al equilibrio como resultado de un feedback negativo que hace que un cambio en el stock vuelva a sus niveles iniciales a través del movimiento de los flujos. Todos los planteamientos anteriores hacen que Holt considere el desempleo como *“un estado a través del cual todos los trabajadores pasan periódicamente en lugar de una descripción de cierto tipo de personas. Esto no rechaza que algunas personas se enfrenten al desempleo más veces que otras”*⁹. Asimismo, sostiene que el nivel de aspiración inicial decrece con el transcurso del período de desempleo debido a que, entre otros motivos, cuando comienza el proceso de búsqueda el individuo se interesa en primer lugar por las mejores oportunidades de empleo y luego por los empleos menos atractivos, todo ello provocado por un agotamiento de los recursos financieros y psíquicos. En este sentido, Holt establece la siguiente relación

$$w_{t+T}(i) = w_t(i)A_i \frac{W_{t+T}}{W_t} e^{-D_i T} \quad (2)$$

donde $w_{t+T}(i)$ denota el nivel de aspiración salarial en el momento de tiempo $t+T$; t denota el instante de tiempo en el que el trabajador entró en el mercado de trabajo; T es la duración del tiempo que ha estado desempleado; $w_t(i)$ denota la tasa salarial al finalizar su anterior trabajo; A_i una constante, normalmente mayor que uno, que establece el nivel de aspiración inicial; W_{t+T}/W_t es el ratio por el cual los salarios generales han cambiado durante su desempleo; D_i denota una constante que es la

⁹ Ibid, pág. 56.

tasa en la que las aspiraciones disminuyen exponencialmente en respuesta al desempleo, y finalmente r_{t+T} es una variable aleatoria que refleja factores esporádicos y no salariales que afectan al nivel de aspiración salarial. De este modo, el salario del último empleo, $w(i)$, sirve de referencia inicial para el establecimiento del nivel de aceptación y A_i ajusta éste mediante la percepción inicial del trabajador de sus oportunidades de empleo.

Entre las conclusiones más relevantes de los trabajos de Holt destaca que, en primer lugar, el salario aceptado por los trabajadores disminuye con respecto a la duración del desempleo y se incrementa en función de las vacantes de empleo. En segundo lugar, la probabilidad de que un trabajador abandone aumenta con respecto a las vacantes de empleo. Este efecto queda contrarrestado cuando el salario actual de los trabajadores es alto. Por otra parte, la oferta salarial de los empleadores depende de la dificultad de contratación para cubrir las vacantes de empleo, los abandonos por parte de los trabajadores y el resultado de la negociación con los sindicatos. En líneas generales, sostiene que el poder de negociación de los sindicatos para establecer un salario diferencial sobre los salarios negociados individualmente se incrementa en función de los miembros del sindicato, de la habilidad de los sindicatos a la huelga, de la ventaja a la negociación colectiva relativa a la negociación individual, de la habilidad de la empresa para que los consumidores soporten la carga del incremento salarial a través de un incremento en los precios y del ratio de los beneficios empresariales.

Kaitz (1970) analiza la duración de los períodos de desempleo mediante la aplicación de dos métodos alternativos. El primero de ellos ha sido utilizado durante muchos años por la Agencia de Estadísticas del Trabajo "*Bureau of Labor Statistics*" para la obtención de la duración media de desempleo para aquellos individuos que estaban desempleados en un mes determinado. El procedimiento utilizado es que cada mes se entrevista, en la semana que incluye el día 19, a los miembros de un determinado grupo de familias mayores de 16 años y se les preguntaba por su situación laboral en la semana previa, la cual incluye el día 12; en caso de haber estado desempleado se les preguntaba también por el tiempo en desempleo. Sin embargo, cabe destacarse que existen individuos para los que se desconoce la duración completa de desempleo ya que aún siguen desempleados en la semana de la entrevista. De esta manera, se puede realizar una distinción entre el desempleado de larga y corta duración mediante la utilización únicamente del

número medio de individuos que abandonaron el desempleo en la semana de referencia. Asimismo, el número anual estimado de períodos de desempleo se obtiene mediante el producto del número medio de individuos que finalizan el período de desempleo en una semana media y el número de semanas en un año.

La segunda alternativa consiste en un método para la estimación del número y la duración media de todos los períodos de desempleo finalizados durante el año. Kaitz verificó que ambas estimaciones difieren principalmente porque utilizan distintos grupos de individuos. La mayor asimetría hacia duraciones menores y la menor duración media observada cuando se utilizan únicamente períodos completos de desempleo viene explicada por la relación inversa entre la probabilidad de abandonar el desempleo y la duración del período de desempleo. Por ello, la estructura del desempleo observada por Kaitz es bastante diferente de la de estudios previos que utilizaban todas las duraciones y no únicamente las duraciones completas de desempleo. En consecuencia, se sostiene que aunque los períodos medios de desempleo son más cortos que los que se esperaban en un principio, existen más períodos de este tipo. Por otra parte, también realizó una estimación del porcentaje de individuos que comienzan un nuevo período de desempleo (s) en función de la tasa de desempleo (u).

$$s = 33,617 - 3,140u \quad R^2 = 0,882 \quad D - W = 2,33 \quad (3)$$

(12,6)

El resultado de la estimación muestra, entre otros aspectos, que un incremento en la tasa de desempleo viene acompañada por una disminución en el porcentaje de individuos que comienzan nuevos períodos de desempleo. También se intentó incorporar dos nuevas variables independientes al modelo que eran la tasa de desempleo retardada un período y una variable dummy que intentaba recoger el efecto de un posible cambio en el cuestionario en 1967. Sin embargo, estas variables resultaron ser no significativas en el modelo.

En McCall (1970) se presentan varios modelos de búsqueda de empleo en un mercado de trabajo caracterizado por incertidumbre e información costosa. El análisis se realiza para los empleados y deja abierta la posibilidad de realizar un estudio similar en el análisis del

comportamiento de los empleadores. Asimismo, señala que los recursos desempleados pueden ser productivos mediante la actividad de búsqueda. De este modo, según el autor *“el tiempo de búsqueda o el período de desempleo depende de la tasa salarial que el individuo cree que puede recibir por sus servicios en el mercado de trabajo y del coste de oportunidad de la actividad de búsqueda”*¹⁰. En consecuencia, el período de desempleo va a estar relacionado positivamente con la expectativa salarial y con el coste de la información ya que rechazará todas las ofertas de empleo que sean inferiores a su expectativa salarial y respecto el coste de información limitará las actividades de búsqueda por parte del individuo desempleado.

Por otra parte, el individuo desempleado también tiene unos ingresos que incluyen una compensación por desempleo, un subsidio, así como el tiempo libre u ocioso. Por este motivo, el individuo que permanece desempleado es considerado como un individuo con una ocupación nula u ociosa, que tiene en cuenta tanto los ingresos que podría obtener por permanecer desempleado como el coste real de la información de búsqueda. McCall señala que la política óptima de búsqueda para los individuos con oportunidades de empleo poco atractivas e información costosa es la elección de ocupación nula a la de la alternativa de empleo.

El primer modelo analizado sobre la búsqueda de empleo es bastante simple, ya que asume que el individuo desempleado que lleva a cabo un proceso de búsqueda conoce tanto la distribución salarial para su determinada cualificación como el valor constante del coste de la búsqueda. Asimismo, considera que las ofertas de empleo llegan al individuo periódicamente y son aceptadas o rechazadas en función de si son superiores o inferiores a un determinado valor, respectivamente. El valor con el cual se compara la oferta salarial de empleo es aquel que iguala el coste marginal de la espera con el ingreso marginal esperado por el individuo. Este modelo permite distinguir al individuo desanimado o retirado del desempleado friccionalmente, siendo considerado el desempleo friccional como aquel que se origina por el tiempo que transcurre desde que una persona comienza a buscar trabajo hasta que lo localiza. De esta manera, los individuos retirados son aquellos que no buscan y basan su decisión en función del coste de la búsqueda y la distribución salarial para su nivel de cualificación. En este sentido, existen distintas políticas que tratan de reducir el número de

¹⁰ McCall, J.J., (1970), pág. 114.

individuos retirados mediante una disminución del coste de búsqueda por medio de subsidios o un incremento de las cualificaciones individuales a través de programas de formación. En el segundo modelo analizado incorpora dos elementos nuevos como son la duración de empleo esperada y la tasa salarial; ambas son consideradas como variables aleatorias independientes con una determinada función de densidad de probabilidad. De esta manera, cuanto mayor sea el período de empleo esperado por el individuo más favorable será la oferta de empleo para éste. Por tanto, el período de desempleo finaliza cuando una oferta salarial exceda del valor crítico de los ingresos descontados a una determinada tasa de interés, determinándose dichos ingresos como el valor descontado de la ganancia para el número de períodos que el individuo espera que estará empleado menos el coste descontado de la búsqueda.

Por último, el tercer modelo analizado realiza un cálculo del valor de la información en los modelos de búsqueda cuando el individuo que busca un empleo tiene un conocimiento imperfecto de su distribución de la tasa salarial correspondiente a su cualificación. De esta manera, el individuo revisa su distribución salarial conforme le van llegando las ofertas de trabajo y va utilizando dicha información simultáneamente para llevar a cabo su decisión. Por ello, este último modelo recibe el nombre de modelo de búsqueda adaptativo. En definitiva, entre sus conclusiones destaca que el subsidio de desempleo, al reducir el coste de búsqueda, anima a seguir buscando a individuos que sin estos ingresos serían inactivos.

Entre los autores que sugieren que los recursos desempleados pueden ser productivos en un mundo donde prevalece la incertidumbre y la información es costosa, se encuentran Alchian y Allen (1964) y Stigler (1961). Por tanto, la actividad que proporciona que esos recursos sean productivos es la búsqueda.

En Mortensen (1970) se describe el comportamiento dinámico de los salarios y el desempleo en un mercado de trabajo competitivo. Asimismo, establece una relación inversa entre la tasa de cambio de los salarios y la tasa de desempleo. También, sostiene que la tasa de desempleo de

“equilibrio”¹¹ o “natural”¹² es independiente de la tasa de inflación. Esta conclusión viene dada por el hecho de que en el equilibrio hay una determinada tasa de desempleo originada tanto por el flujo de nuevos individuos dentro del mercado laboral como por el tiempo utilizado en la búsqueda de un trabajo aceptable¹³.

Sin embargo, el trabajo muestra una deficiencia al suponer que la decisión de los individuos de participar en el mercado de trabajo es insensible al salario disponible de dichos individuos. En el modelo de búsqueda de empleo de Mortensen se supone que el desempleado posee una información imperfecta al desconocer la cualificación requerida o el salario ofrecido de una vacante de empleo. La única información que se posee es la naturaleza de la distribución de frecuencia de todos los oferentes y la estructura de salarios ofrecidos a través de los niveles de cualificación. Asimismo, para simplificar el análisis se asume, al igual que en el trabajo de Stigler (1962), que el individuo únicamente puede buscar una única vacante de empleo en un determinado período de duración. De este modo, el desempleado tendría que decidir el salario para el que aceptaría un determinado empleo, teniendo en cuenta que cuanto mayor sea el salario de aceptación establecido, mayor será el tiempo de espera antes de encontrar una oferta de empleo aceptable.

En definitiva, la búsqueda por parte del individuo desempleado requiere tiempo. Así, el salario aceptado será aquel en el que se iguala el coste marginal de la búsqueda al valor actual de las ganancias marginales esperadas de dicha búsqueda. De esta manera, se asume que cuanto mayor sea la cualificación del individuo mayor será el salario relativo ofrecido. Por otra parte, un incremento en las indemnizaciones por desempleo reduce el coste de búsqueda, con lo que la duración del desempleo depende directamente tanto de la proporción de ofertas de trabajo como del salario de aceptación del individuo.

Mortensen (1970a) señala que las empresas deben tomar dos grandes decisiones en cada

¹¹ Phelps, E. S., (1968a).

¹² Friedman, M., (1968).

¹³ En este sentido caben destacar los trabajos de Phelps (1969) y Friedman (1968) en los que se pone de manifiesto la existencia de una tasa natural de desempleo que no podía ser reducida mediante la aplicación de políticas monetarias ni fiscales.

período: fijar el número de individuos a contratar y determinar la combinación óptima de salario ofrecido y cualificación mínima requerida. En este sentido, el problema último de elección de la combinación óptima es analíticamente análogo al problema de elección de la combinación de inputs en la teoría de producción.

La suposición de que la información es imperfecta es común a todos los análisis de Phelps (1968a), Lucas y Rapping (1969b) y Mortensen (1970). Gronau (1971) trata de reformular la teoría de Stigler (1961 y 1962) sobre la economía de la información a través de un análisis de los factores que afectan al salario demandado por los buscadores de empleo. Sostiene que el individuo desempleado reduce el salario demandado conforme transcurre el proceso de búsqueda. De hecho, existe una relación inversa entre los salarios demandados y el desempleo. Por otra parte, también analiza los factores que hacen que el trabajador prefiera voluntariamente estar desempleado a seguir con la búsqueda de empleo, así como los factores que inciden sobre algunos individuos para que finalicen la búsqueda y se retiren finalmente del mercado de trabajo.

Al igual que otros autores destaca el hecho de la incertidumbre que experimenta un individuo en su proceso de búsqueda al desconocer tanto las ofertas salariales que va a recibir como el momento del tiempo en que las recibirá e incluso cómo va a evolucionar su salario con el transcurso del tiempo. Por tanto, la búsqueda es considerada como un proceso secuencial desarrollado en el tiempo, en el que en cada período el individuo que busca un empleo tiene que llevar a cabo un proceso de decisión sobre el salario solicitado. La búsqueda finaliza cuando la oferta salarial excede o iguala al salario solicitado, en caso contrario seguirá buscando. En este sentido, Gronau considera que la probabilidad de que llegue más de una oferta salarial en cada período es aproximadamente cero.

En definitiva, Gronau trata de formular la estrategia óptima que determine el salario solicitado por el individuo desempleado en cada momento del tiempo. De este modo, sostiene que el salario solicitado en cada período no es independiente del que tiene intención de cobrar en el futuro. La duración de la búsqueda y la oferta salarial aceptada dependen del salario solicitado y de cómo cambia éste mientras el proceso de búsqueda continua. En este sentido, considera que el salario solicitado nunca será inferior a alguna opción alternativa abierta al buscador de empleo. Por tanto,

el salario óptimo solicitado en un determinado período debería establecerse de tal forma que ninguna oferta salarial aceptada durante el período asegure al trabajador una corriente de ingresos no inferior que la que podría obtener de continuar la búsqueda. Considera que los cambios en el salario solicitado es consecuencia de los cambios en la estrategia de búsqueda óptima y de los cambios que resultan de una modificación de dicha estrategia.

Aunque la duración de las ofertas determina la tasa de obsolescencia de la inversión en información, Gronau considera el supuesto de que el proceso de búsqueda no tiene memoria y que todas las ofertas expiran tan pronto como son hechas. Asimismo, un buscador de empleo que está empleado nunca aceptará una oferta salarial por debajo de su salario actual y un individuo desempleado nunca aceptará una oferta salarial que no exceda de su producto marginal fuera del sector de mercado, que incluye el dinero equivalente a la utilidad derivada del ocio, más algún subsidio por desempleo que pudiera recibir. Por supuesto, un individuo empleado puede ser más selectivo que un individuo desempleado.

Respecto al desempleo voluntario, sostiene que debería ser más común cuanto más tiempo se necesite en la búsqueda y menor sea la ganancia obtenida. De esta manera, señala que períodos de desempleo creciente vienen acompañados por un salario real demandado decreciente y que un incremento en la tasa de desempleo, o una disminución en las vacantes, reduce la corriente de ofertas de trabajo y acelera la disminución de las exigencias de los buscadores de empleo. El hecho de que el desempleo tienda a acelerar la disminución en las exigencias de los buscadores de empleo puede llevar a la relación de Phillips entre el cambio salarial y desempleo. La corriente de ofertas de trabajo es función de condiciones del mercado tales como el tamaño del mismo y el estado de desempleo así como de la cantidad de tiempo y recursos empleados en la búsqueda.

Entre los que han tratado los problemas derivados de la escasez de información se encuentran Phelps (1968a), Alchian (1969), Holt (1969), Reder (1969), Mortenson (1970) y Gronau (1971). Respecto a la información sobre los puestos de trabajo, Tobin (1972) sostiene que los individuos empleados conseguían mejor información sobre los puestos de trabajo que los parados y, por tanto, los costes de la búsqueda de empleo eran menores para ellos.

Lucas (1972), Premio Nobel de Economía en 1995 por el desarrollo y aplicación de nuevas teorías macroeconómicas, aportaba un modelo de equilibrio en el cual el empleo fluctuaba en función de la demanda agregada, mediante la consideración del desempleo como una actividad no diferenciada del ocio o de otra alternativa al empleo. En este sentido, un cambio no anticipado en la demanda agregada provocaría una traslación en el desempleo y cambiaría el salario en direcciones opuestas.

El modelo de Lucas y Prescott (1974) es uno de los más relevantes en la descripción de los determinantes de la tasa de desempleo de equilibrio. Consideran que la fuerza de trabajo se puede intercambiar entre mercados espacialmente distintos y que la movilidad laboral entre los mercados necesita tiempo. Asimismo, suponen que mientras la demanda agregada es constante en el modelo, el producto demandado en los mercados individuales está sujeto a fluctuaciones aleatorias. Estas perturbaciones en los mercados originan alteraciones en la demanda de trabajo que provocan diferencias salariales temporales entre los mercados. No obstante, dado que el proceso de movimiento entre los mercados requiere tiempo, se generará un nivel de desempleo positivo en el equilibrio estacionario. De esta manera consideran que, en dicho equilibrio, el proceso que genera fluctuaciones en la demanda en un determinado mercado tiene una varianza constante en el tiempo y además, provoca una tasa de desempleo de equilibrio constante.

En este sentido, Lilien (1982) señala que, aunque en algunos períodos la demanda de productos y, por tanto, la demanda de trabajo, pueden tener un comportamiento relativamente uniforme a través de los diferentes segmentos del mercado, existen otros períodos en los que pueden darse cambios drásticos en la demanda de trabajo. Una demanda en los mercados individuales con varianza no constante en el tiempo originaría un tasa de desempleo de equilibrio que varía en función de la cantidad de trabajo requerida en la recolocación. Por otra parte, consideran como factores determinantes del nivel de desempleo en la Economía los que influyen en la magnitud de los flujos hacia el desempleo y los que determinan la duración de los períodos de desempleo en los individuos.

Uno de los trabajos que analiza los efectos de los subsidios por desempleo sobre el comportamiento de los individuos desempleados es el de Ehrenberg y Oaxaca (1976), quienes

indican que los subsidios por desempleo tienden a incrementar las duraciones esperadas de desempleo y los salarios esperados que solicitan los trabajadores. La explicación que ofrecen en el corto plazo viene dada porque dichos subsidios proporcionan unos ingresos temporales a los trabajadores desempleados que les permite mantenerse, rechazar ofertas de empleo que sean inferiores al nivel de cualificación y llevar a cabo una búsqueda de empleo productiva. Además, señalan que aunque han existido numerosos modelos sobre la búsqueda de empleo, bajo información imperfecta por parte de los trabajadores desempleados y suponiendo que dichos modelos se han basado en diferentes suposiciones en su especificación, las implicaciones obtenidas son bastante robustas. Entre dichos supuestos, los autores destacan que una reducción en el coste de estar desempleado incrementará la duración esperada del desempleo, así como el salario solicitado esperado. En segundo lugar, una mejora en la cualificación del individuo incrementará el salario esperado después del período de desempleo, aunque el efecto sobre la duración esperada parece ser ambiguo. En tercer lugar, un incremento en la tasa de descuento del individuo reducirá la búsqueda, la duración esperada del período y el salario después del desempleo. En cuarto lugar, un decremento del horizonte del individuo reducirá la duración del período y el salario después del desempleo. Por último, un cambio en la distribución de las posibles ofertas salariales influirá sobre el salario esperado después del desempleo y sobre la duración del período. En este orden de cosas, determinan el coste de permanecer desempleado mediante la siguiente expresión

$$C = W_p(1 - t) - Bk \quad (4)$$

donde W_p denota las posibles ganancias semanales, t representa la tasa impositiva marginal, B denota los subsidios de desempleo semanales y k representa un parámetro que varía respecto a los individuos. Este parámetro será mayor que uno cuando los individuos reciben subsidios adicionales de la seguridad social mediante fuentes privadas.

Al plantear el modelo, Ehrenberg y Oaxaca se ven obligados a asumir que W_p es igual al salario anterior al período de desempleo y que k es igual a uno para todos los individuos, dadas las limitaciones empíricas, por lo que la ecuación anterior queda formulada de la siguiente manera

$$C = W_p(1 - t)[1 - F/(1 - t)] \quad (5)$$

donde F se denomina fracción de reemplazo y representa la razón o porcentaje de subsidios semanales de los individuos y el salario semanal previo al desempleo. Como se muestra en el estudio, la variable considerada es un instrumento político que varía respecto a los individuos en función del nivel de ganancias previas de los individuos y el número de personas dependientes que tiene a su cargo. En este sentido, Feldstein (1973) considera que en la estimación del coste de permanecer desempleado el individuo debe comparar de una manera racional los beneficios de los subsidios por desempleo con las ganancias netas después de impuestos potenciales.

El análisis empírico de Ehrenberg y Oaxaca fue realizado con los datos de la encuesta "National Longitudinal Survey" para cuatro cohortes de 5.000 individuos cada una. Las cohortes estaban compuestas por hombres de entre 45 y 59 años de edad, mujeres de entre 30 y 44 años de edad, jóvenes varones de entre 14 y 24 años de edad y jóvenes mujeres de entre 14 y 24 años. El estudio concentró sus esfuerzos en el análisis del impacto de los cambios en el subsidio por desempleo sobre las duraciones de los individuos desempleados, salarios después del desempleo y duraciones de los períodos fuera de la fuerza de trabajo.

Las ecuaciones a estimar quedaron formuladas de la siguiente forma:

$$\ln(D) = a_0 + a_1F + \sum_{j=2}^k a_j x_j \quad (6)$$

$$\ln(W_{67} / W_{66}) = b_0 + b_1F + \sum_{j=2}^k b_j x_j \quad (7)$$

donde D denota la duración media estimada de los períodos para los individuos, W_{67} y W_{66} representan los salarios de los individuos en los años de la encuesta (1967 y 1968 respectivamente) y x_j son variables que se incluyen en el modelo como proxies para otras variables distintas a F .

El análisis trata de estimar el impacto de los cambios en el subsidio por desempleo sobre la duración del desempleo, el salario después del desempleo y las duraciones de los períodos fuera de la fuerza de trabajo. No obstante, los resultados obtenidos para los diferentes grupos no parecen

ser comparables debido a que se han establecido diferentes restricciones para las distintas cohortes de individuos. Se observa que un incremento del subsidio por desempleo induce a una búsqueda de trabajo productiva para las submuestras de hombres y mujeres adultas, con un impacto sobre los salarios después del desempleo y la duración del desempleo. Sin embargo, para las dos submuestras de jóvenes analizados se observa que el incremento del subsidio por desempleo incrementa la duración del desempleo pero no los salarios después del desempleo. Este hecho refleja una búsqueda de trabajo no productiva que puede indicar dos cosas bien distintas: por una parte nos muestra que el subsidio ha subvencionado el ocio de dichos individuos y por otra parte puede indicar que los jóvenes buscan trabajos que ofrecen mejores oportunidades de formación en el trabajo.

El análisis también posee ciertas limitaciones, ya que tan sólo estudia ciertos grupos de edades. Asimismo, para analizar el impacto sobre el salario se han seleccionado únicamente los individuos que fueron empleados en ambas encuestas, con lo que es imposible analizar el impacto de los subsidios sobre aquellos individuos que no se incorporaron al mercado laboral. En tercer lugar, no se poseen evidencias de la actuación de los empleadores frente a los altos subsidios. Por último, no se ha proporcionado información acerca de si los subsidios influyen en que los individuos permanezcan temporalmente desempleados y acepten trabajos con frecuentes períodos de desempleo. En definitiva, a pesar de todas estas limitaciones, llegaron a la conclusión de que el subsidio de desempleo tiene efectos negativos sobre el número de semanas que los individuos permanecen fuera de la población activa.

En el trabajo de Axelsson, Holmlund y Löfgren (1977) se considera que el cálculo del tiempo medio de desempleo se realiza normalmente con las duraciones de desempleo de aquellos individuos que están desempleados en una semana determinada. También sostienen que se obtendría una medida mejor si se utilizase las duraciones de períodos completos de duración. De esta manera, como se asume que la probabilidad de permanecer desempleado se incrementa con la duración del desempleo anterior, estos autores consideran que la primera medida está sobreestimando la verdadera duración del período de desempleo.

Frank (1978) señala que cuando se realiza la encuesta mensual sobre el mercado de trabajo

en los Estados Unidos no se registran las duraciones de los períodos completos de desempleo sino las duraciones por desempleo de los períodos en curso en la encuesta familiar. No obstante, Salant (1977) indica que este concepto es distinto al utilizado por los teóricos de la búsqueda de empleo que utilizan períodos de desempleo completos. Frank hace una distinción entre tres categorías mutuamente excluyentes: empleado, desempleado y los que no forman parte de la fuerza de trabajo. También, considera la relación entre “entradas desempleadas” o “unemployment starters”, las cuales consisten en una cohorte de individuos cuyos períodos de desempleo comienzan en la fecha de la encuesta, y corte transversal desempleado o “unemployment cross-section”, cuyos individuos están desempleados en la fecha de la encuesta. Asimismo, sostiene que la duración media de los períodos de desempleo completos es considerablemente menor para la cohorte de los que comienzan que para los individuos que estaban desempleados cuando comienza la encuesta.

En Lancaster (1979) se analizan las duraciones de desempleo para una muestra de 479 individuos británicos no cualificados que se encontraban en situación de desempleo. Asimismo, trata sobre la utilidad de los datos de duración de desempleo para hacer inferencias sobre el comportamiento de los individuos en vista de la teoría de la búsqueda. Lancaster considera que la tasa de llegada de las ofertas de empleo varían entre los individuos por las siguientes dos razones: en primer lugar, debido a las diferencias en la productividad de los individuos percibidas por los empleadores, que depende a su vez de otros factores como la edad y la salud. Respecto a la segunda razón, debido a las diferencias entre las regiones en la disponibilidad de empleo, cabe considerarse asimismo el número de vacantes en función del número de competidores.

Sus resultados teóricos y empíricos destacan que es posible realizar estimaciones útiles acerca de los efectos de los regresores sobre la duración de desempleo esperado y que tales estimaciones son un poco insensible a la forma asumida por la distribución de la duración. No obstante, las estimaciones sobre la variación en el tiempo del riesgo de que un individuo encuentre un empleo es mucho más delicada ya que se debe tener en cuenta el error en la especificación. En su opinión, el estudio de la duración de datos de desempleo no es probablemente una manera muy útil de analizar las predicciones de la teoría de la búsqueda las cuales tratan la forma en la que los individuos varían sus salarios de reserva con el transcurso del tiempo.

Mientras que Jovanovic (1979) sostiene una relación negativa entre la probabilidad de abandonar el desempleo y el tiempo en desempleo asociado con el emparejamiento entre la empresa y el trabajador, ya que los empleadores no sienten mucho interés por los individuos que llevan un largo tiempo en desempleo, Lippman y McCall (1976) y Mortensen (1977 y 1984) sostienen una relación positiva causada por los salarios de reserva decrecientes.

Continuando con estos enfoques, Burdett (1979) expresa ciertas dudas acerca de los resultados de los modelos de búsqueda de empleo, ya que sostiene que el efecto positivo de las prestaciones del subsidio sobre la duración del desempleo es debido, en gran medida, a dos supuestos implícitos del modelo. El primero es que al aceptar un empleo el individuo permanecerá siempre empleado y no será despedido; y el segundo, que las prestaciones por desempleo son indefinidas en el tiempo. Asimismo, los modelos de búsqueda consideran de forma implícita que el trabajador que acepta la oferta de empleo y por tanto finaliza en el cobro del subsidio de desempleo, no volverá a percibirlo nunca más. Entre sus conclusiones se destaca que siendo la duración del desempleo limitada y positiva la probabilidad de despido, un incremento en la cuantía del subsidio de desempleo influirá en un incremento en el salario de aceptación del empleo de los individuos que se acaban de incorporar al desempleo, pero disminuye el salario de aceptación de los desempleados de larga duración.

En definitiva, se observa que la prestación por desempleo puede afectar tanto los individuos que la están percibiendo en estos momentos, como a los que esperan cobrarla en el futuro. En el estudio de Solon (1979) se muestra que la disponibilidad de una prestación adicional por desempleo (subsidio una vez agotado el período regular de la prestación) tiene un efecto positivo sobre la duración del desempleo y negativo sobre el número de semanas que los individuos permanecieron inactivos. No obstante, no se observaba efecto alguno de las prestaciones sobre el número de semanas de empleo.

Según Akerlof y Main (1980) el desempleo en los Estados Unidos es de muy corta duración por término medio y debería ser modelizado no cómo el stock de personas que están desempleadas durante varios períodos de tiempo, sino como flujos de personas cuyos períodos de desempleo son bastante cortos. También, realiza una diferenciación entre la estadística de la duración media de los

períodos completos de desempleo y la estadística de la duración media de los períodos de desempleo “*actualmente en progreso o interrumpido*”. En este sentido, destaca la diferencia entre ambas estadísticas por analogía a la diferencia existente entre la esperanza media de vida y la edad media de la población. La primera de ellas, utiliza para el cálculo de la duración media los períodos de vida completos y la edad media de la población utiliza períodos de vida incompletos o ininterrumpidos. De esta manera, parece ser que ya que la duración de un período completo es superior a la duración de un período en progreso, la duración media de los períodos ininterrumpidos o en progreso quedaría subestimada.

No obstante, algunos autores como Salant (1977) señalan que este sesgo podría ser diferente debido a que cuando se selecciona una muestra de una población, los períodos en progreso tienen una probabilidad de ser seleccionados proporcional a su duración. Este hecho sugiere que la duración media de los períodos en progreso pueden quedar sobreestimada. En este sentido, cabe resaltar a Kaitz (1970), quien estimó por primera vez la duración media del desempleo mediante períodos completos, observando que dicha duración media era aproximadamente entre el 40 y el 62% de la duración media de los períodos en progreso.

Kaitz analiza también la duración de los períodos de desempleo de manera separada en función del número de períodos de desempleo que los individuos experimentaban en un determinado año. Así, se observa que para las personas que tienen un único período de desempleo éste es, por término medio, de mayor duración que la duración media de los períodos de desempleo de aquellos individuos que experimentan más de un período de desempleo en el año. Afirma que la duración media del desempleo se incrementa un 34,7% de una a dos períodos y un 18,1% de dos a tres o más períodos. Por ello, se observa que tanto las duraciones medias de los períodos de desempleo que se repiten como la duraciones medias de todos los períodos completos son inferiores a las duraciones medias de los períodos individuales de desempleo. Asimismo, se muestra que esta situación no es debida ni a la falta de información sobre el desempleo de los jóvenes y mujeres, ni tampoco a la interrupción de los períodos de desempleo tanto al comienzo como al final del año de estudio, ni finalmente a la utilización de un período de observación finito. Por último, señala que las estadísticas sobre la duraciones de períodos completos de desempleo subestiman la experiencia de desempleo tanto de los individuos con un único período de desempleo, debido a que los períodos

individuales de desempleo son mayores que los períodos múltiples, como a las personas de múltiples períodos, debido a que la experiencia de desempleo de dichos individuos incluye la multiplicidad de sus períodos.

Akerlof y Main (1981) analizan tres posibles medidas para medir el tiempo de desempleo. La primera de ellas es utilizada por la agencia oficial de estadísticas del trabajo (Official Bureau of Labor Statistics) en la elaboración de las estadísticas oficiales de la duración media de desempleo. Esta medida adolece del inconveniente de que se calcula mediante las duraciones de los períodos de desempleo en el momento de la entrevista, y por lo tanto existirán individuos para los cuales los períodos de desempleo están incompletos en el momento de la entrevista. La segunda medida utiliza únicamente los períodos de desempleo completos de los individuos en desempleo en el momento de la entrevista. Por último, la tercera medida consiste en la determinación de la duración media para todos los períodos de desempleo.

Una analogía de estas tres medidas son para la primera de ellas la edad media de la población, para la segunda medida el lapso de vida medio de todas las personas vivas en el momento de la entrevista y la última medida se asemeja al lapso de vida medio de todas las personas que murieron en algún momento del tiempo. En análisis demográfico, la segunda medida se conoce como esperanza media de vida de una población y la última medida como esperanza de vida al nacimiento.

Estos autores también hacen referencia al trabajo de Clark y Summers (1979) en el que se sostiene que mientras la mayoría de los períodos de desempleo son bastante cortos, la mayoría de los períodos de desempleo son superiores a la duración media. Esta paradoja se debe a que frecuentemente se determina la duración media del período de desempleo mediante la media de todos los períodos de duración que han acabado en un momento de tiempo determinado.

Otra medida alternativa, considerada más adecuada según Akerlof y Main, consiste en ponderar cada período en función de su duración para intentar evitar la paradoja sufrida por Clark y Summers. Asimismo, indican que esta medida es dos veces la duración media de los períodos incompletos.

Al igual que en otros estudios Gal, Landsberger y Levykson (1981) consideran que los buscadores de empleo poseen información imperfecta sobre las ofertas de trabajo. Asimismo, también sostienen que un elemento relevante en el proceso de búsqueda lo constituye el factor tiempo y que la modelización del proceso de búsqueda se enfrenta a una restricción de liquidez por parte de los individuos, que puede ser aliviada mediante un subsidio por desempleo.

Por otra parte, señalan que los empleadores frecuentemente llevan a cabo una política de entrevistas a varios individuos a la hora de contratar a un trabajador, decidiendo finalmente quien cumple los requisitos para el puesto de trabajo en cuestión. Por tanto, el individuo buscador de empleo se encuentra en una situación de no poder aceptar la oferta de empleo aunque ésta sea satisfactoria para él. De esta manera, Gal, Landsberger y Levykson inciden en que este tipo de comportamiento requiere una modelización diferente. En este sentido comprueban que la estrategia de búsqueda óptima es una estrategia compuesta y no una búsqueda completamente secuencial. El motivo de que la estrategia sea compuesta viene dada porque en cada período de tiempo el individuo paga por adelantado para la inspección de varias ofertas de empleo; pero además, porque el individuo no paga por adelantado por todas las ofertas de empleo que inspeccionará a lo largo del tiempo. Estos hechos originan aspectos no secuenciales y secuenciales del proceso de búsqueda, respectivamente.

Otros resultados a destacar son que cuanto más pronto se deba terminar la búsqueda mayor será la inversión en dicho proceso, que la tasa marginal de ingresos respecto a la inversión en la búsqueda dentro de cada período es estrictamente decreciente, así como que los individuos serán menos ambiciosos en el proceso de búsqueda cuanto más escasos sean los trabajos. También, comprueban que cuando todas las ofertas de empleo inspeccionadas y rechazadas en el pasado están aún disponibles para el individuo, la tasa de salario de reserva se comporta constante a través del período de búsqueda; en caso contrario, dicha tasa es decreciente respecto al número de ofertas que el individuo puede examinar.

El esquema del modelo propuesto consiste en que al comienzo de cada período el individuo buscador de empleo tiene que decidir si acepta la mejor oferta o la rechaza. En el caso de que acepte el proceso de búsqueda finaliza, pero si la rechaza el proceso continua y tendrá que llevar

a cabo una decisión para el período siguiente respecto al número de ofertas que invertirá para su inspección.

También se interesan en los cambios en la distribución de las ofertas ya que éstos pueden afectar a la estrategia de búsqueda. En este aspecto, consideran que el número de individuos que solicitan el empleo afecta a la probabilidad de que una determinada oferta de empleo sea disponible para el individuo.

Pissarides (1982) analiza el proceso de búsqueda y la duración del desempleo para los trabajadores despedidos que esperan ser rellamados a su anterior empleo. La probabilidad de rellamada modifica la estrategia de búsqueda óptima de los trabajadores desempleados. El modelo utilizado para describir el comportamiento de los trabajadores despedidos es una extensión del modelo de McCall (1970). De este modo, la probabilidad de iniciar el período de desempleo por despido depende de la probabilidad de rellamada y de la política de búsqueda seguida por el individuo. Una de las razones por las que los trabajadores no buscan un trabajo alternativo, a pesar de la existencia de una probabilidad alta de encontrarlo, podemos encontrarla en los costes en la búsqueda de un empleo y en marcharse a otra empresa al perder algunos derechos adquiridos en el trabajo anterior.

Una de las aportaciones más interesantes en España la podemos encontrar en el trabajo de Mochón (1983), quien realiza un estudio sobre dos problemas económicos básicos como son la inflación y el paro. Mochón supone que *“los factores determinantes de la inflación y el paro son diversos y, por tanto, la postura más adecuada no es la de tratar de buscar el culpable, sino la de procurar delimitar parcelas dentro del complejo proceso de causación¹⁴”*. Respecto al paro establece que no es comprensible que siendo los recursos escasos, algunos de ellos se encuentren ociosos o sin emplear. Así, establece que *“en términos generales, por desempleo se entiende la subutilización de cualquier recurso productivo. En términos más concretos, una persona capaz de trabajar se considera como desempleada cuando busca activamente un empleo y no lo encuentra¹⁵”*.

¹⁴ Mochón, F., (1983), pág. 10.

¹⁵ Ibid., pág. 40.

Destaca el hecho de que el deseo de buscar un trabajo puede reducirse por la generalización del subsidio de desempleo.

Por otra parte, hace un breve repaso a las teorías tradicionales del desempleo. En primer lugar, establece que según los economistas clásicos, el origen del paro se encuentra en los desajustes del salario real en relación con la productividad del trabajo. De esta manera, considera que *“toda empresa que trata de maximizar sus beneficios contratará mano de obra hasta que el salario real del último trabajador contratado se iguale al producto generado por dicho trabajador”*¹⁶. Así, se alcanza el equilibrio en el mercado de trabajo cuando la curva de oferta y demanda coinciden para un determinado salario real. Por tanto, los economistas clásicos mantenían que el desempleo era voluntario pues una reducción de los salarios reales aumentaría la producción y el empleo. En segundo lugar, menciona el rechazo de Keynes a la hipótesis clásica que establecía que para elevar el nivel de empleo había que reducir los salarios reales vía salarios monetarios. Keynes también consideraba la existencia del paro involuntario originado principalmente porque la demanda agregada era insuficiente. En cuanto a las teorías modernas del mercado de trabajo, Mochón considera las teorías neoclásicas, la teoría de la segmentación del mercado de trabajo y la teoría de los contratos implícitos. En este orden de cosas, considera que las teorías neoclásicas *“introducen la formación de expectativas para analizar los efectos de las alteraciones de la demanda agregada sobre los precios y el empleo”*. Respecto a la teoría de la segmentación del mercado de trabajo señala que *“si los mercados están segmentados no hay mucha competencia directa entre los empleados que forman parte del mercado interno de la empresa y los solicitantes de trabajo exteriores a la empresa”*. Por último, respecto a la teoría de los contratos implícitos, Mochón afirma que *“ofrece una justificación del supuesto keynesiano sobre la rigidez de los salarios y los precios, en orden a ocasionar un racionamiento de los empleos”*¹⁷.

Chalkley (1983) incorpora dentro del modelo simple de búsqueda de empleo el aprendizaje llevado a cabo por los individuos sobre el proceso de búsqueda, señalando que *“este tipo de modelos puede ser usado cuando se cree que el mercado de trabajo se ajusta por cantidades, más*

¹⁶ Ibid., pág. 41.

¹⁷ Ibid., pág. 53

*bien que por salarios*¹⁸. Entre sus conclusiones destacamos las siguientes: en primer lugar, el modelo tiene en cuenta la búsqueda infructuosa del trabajador, demostrando que el modelo suministra predicciones acorde con las del caso simple estático, concluyendo que el modelo planteado consigue explicar de manera más satisfactoria el comportamiento del mercado de trabajo.

Son muchos los trabajos en los que se estudian los cambios cíclicos en el desempleo como característica predominante del mercado de trabajo. Entre ellos destacamos el de Sider (1985) quien establece que las fluctuaciones en el desempleo pueden ser explicadas en términos de cambios en la incidencia de nuevos períodos y en la duración promedio del desempleo. De este modo, se desarrolla un modelo y se comparan los resultados obtenidos en estos modelos con los del modelo estático, comprobándose que éste subestima sistemáticamente la duración durante las recesiones y sobreestima la duración en los picos de los ciclos.

Otra de las aportaciones más relevantes se debe a los trabajos de Mortensen (1986), para quien la teoría de búsqueda de empleo forma parte de la economía de la información y la incertidumbre. Su éxito se basa en las decisiones que se deben tomar en el mercado, en ambientes de cambio e incertidumbre, mediante la adquisición y el uso racional de información¹⁹.

Un análisis sobre la relación entre el desempleo de larga duración con respecto al desempleo total y la relación del desempleo respecto a las vacantes de empleo viene dado en el estudio de Budd, Levine y Smith (1988). Estos autores sostienen que la probabilidad de encontrar un empleo es menor para los desempleados de larga duración, que la disminución en la probabilidad de encontrar un trabajo puede estar asociada con una reducción en la intensidad de búsqueda y con una resistencia de los empleadores a contratar a personas que lleven desempleadas largo tiempo.

Uno de los estudios más referenciados sobre la duración del desempleo en España es el de Andrés, García y Jiménez (1989), quienes realizaron un análisis sobre la duración del desempleo en España, mediante la utilización de datos de la Encuesta sobre Condiciones de Vida y Trabajo en

¹⁸ Chalkley, M., (1983), pág. 148.

¹⁹ Mortensen, D. T., (1986), pág. 3.

España. Entre sus conclusiones destaca el hecho de que la probabilidad de abandonar el desempleo disminuye a medida que aumenta la longitud del período que el individuo permanece desempleado. No obstante, entre las deficiencias que cabe detectar en el estudio, se destaca la no utilización de ninguna variable relacionada con el subsidio del desempleo. No obstante, en un análisis posterior realizado por Alba y Freeman (1990) se observa que la duración del desempleo es un 30% superior en los individuos que tienen derecho al cobro de prestaciones por desempleo con respecto a aquellos que no tienen derecho. Asimismo, se comprueba que el efecto se incrementa cuanto mayor es el número de meses que el individuo tiene derecho a percibir las prestaciones por desempleo²⁰.

En el estudio de Follmann, Goldberg y May (1990) se desarrolla un nuevo modelo que permiten que las variables explicativas tengan un efecto diferente sobre la duración del desempleo en diferentes intervalos de tiempo. Observan la existencia de unos picos en la función de riesgo a las 26 y 39 semanas del desempleo, que se corresponden con la finalización de los beneficios por desempleo. El trabajo se centra en que la función de riesgo para el período de tiempo completo puede ser especificada por las contribuciones de los riesgos individuales definidas sobre distintos intervalos de tiempo. El número de observaciones utilizadas era de 655 individuos que habían recibido prestaciones por desempleo.

Otro trabajo que cabe una especial atención es el de Van den Berg (1990b) en el que se hace una extensión de los modelos de búsqueda de trabajo mediante la incorporación de las transiciones del desempleo a la no participación en el mercado laboral. Además, se analiza la influencia de un incremento del salario esperado durante el empleo sobre el comportamiento de búsqueda del desempleado.

Jackman y Layard (1991) consideran que los desempleados de larga duración tienen más probabilidad de permanecer en desempleo que los desempleados de corta duración. También se cuestionan los efectos que tienen la duración y la heterogeneidad, de modo que se cuestionan si este hecho viene motivado porque un desempleo de larga duración pueda reducir realmente la probabilidad de abandonar el desempleo o porque en realidad los individuos difieren en sus

²⁰ Blanco, J. M., (1992).

oportunidades de empleo y aquellos individuos con una baja probabilidad de salida vienen desproporcionalmente representados en los desempleados de larga duración. En su estudio observan que en el Reino Unido, en el período que abarca desde 1969 hasta 1988, la tasa total de salida para los desempleados había disminuido un 60% más de lo que había disminuido la tasa de salida de los nuevos individuos que se incorporan al estado de desempleo. En consecuencia, los autores consideran que la explicación de la disminución en las tasa de salida del desempleo viene dada por una combinación de los efectos de una disminución en la tasa de vacantes respecto a los desempleados y una mayor proporción de los desempleados de larga duración. De este modo señalan, como parece por otra parte bastante previsible, que se debe evitar que los individuos lleven mucho tiempo en desempleo ya que el desempleo de larga duración tiene unos efectos negativos sobre éstos.

Layard, Nickell y Jackman (1991) analizan la búsqueda de empleo y la duración del paro y sostienen que la explicación de la salida de los individuos del paro se basa en el modelo de búsqueda de empleo. Esto enlaza con los trabajos de otros autores que analizan el subsidio de desempleo. En este sentido, Blanco (1992) señala que uno de los factores que con frecuencia se ha considerado que incide en la tasa de desempleo es la existencia de un subsidio de desempleo. El motivo es porque éste influye en el comportamiento de los individuos desempleados haciéndolos más reacios a la hora de aceptar un empleo, alargando así el período de búsqueda de empleo.

Asimismo, Cachón y Prieto (1993) consideran que *“el sistema de protección por desempleo está configurado en los países occidentales como un mecanismo colchón que sirve para amortiguar los efectos de las crisis del mercado de trabajo mediante la reposición parcial de las rentas salariales durante un cierto período inmediatamente posterior a la pérdida del empleo”*.

Desde una perspectiva microeconómica, Cabrillo (1993) sostiene que *“una de las características más llamativas de la economía española es su incapacidad para crear empleo aún en los años de expansión²¹”*. Asimismo, señala que el proceso de búsqueda se ve distorsionado en el mercado de trabajo español por un marco legal e institucional inadecuado. Por tanto, según

²¹ Cabrillo, F., (1993), pág. 97.

Cabrillo, se debería estimular la búsqueda de trabajo y reducir dichos períodos de búsqueda. Por otra parte, considera que el desempleo puede ser debido a un problema de ajuste de mercados. De este modo, en el análisis de los desequilibrios existentes en los mercados de trabajo se debe profundizar en las variables microeconómicas que determinan los comportamientos de oferentes y demandantes de trabajo. En el caso de los trabajadores se debería centrar en el proceso de búsqueda de empleo y indagar los costes que conlleva. En este sentido, señala que el coste de estar desempleado tiene una gran variedad de componentes. Así, el desempleado puede encontrarse con problemas de inadaptación social, pérdida de confianza, problemas familiares, dificultades económicas, etc..

Profundizando en la idea del crecimiento económico como generador de empleo, Navarro (1993) sostiene que hasta esa fecha la creación de nuevos puestos de trabajo había estado ligada al crecimiento económico, pero la relación crecimiento-empleo presenta otros factores que no se habían dado anteriormente. De este modo considera que *“para ser competitivos en el entorno internacional se necesita un espectacular incremento de la productividad y de la capacidad que van en contra de la creación de puestos de trabajo”²²*.

Este mismo argumento es utilizado por Andrés (1993a), quien considera que las elevadas tasas de desempleo existentes en la mayoría de los países de la OCDE vienen ocasionadas, entre otros factores, por el progreso técnico, la escasez de demanda, los elevados costes de despido, la baja movilidad de la mano de obra, el subsidio de desempleo y otras rigideces en el mercado de trabajo. Asimismo, sostiene que *“la persistencia de elevadas tasas de desempleo suele venir asociada con un empeoramiento en la estructura del mismo. El paro no se distribuye uniformemente entre los distintos grupos sociales, sino que se concentra en algunos grupos de edad, sexo, regiones, cualificaciones, etc.; de esta forma el incremento en el desempleo no se debe tanto al aumento de la probabilidad de perder el puesto de trabajo, sino a la drástica disminución de la probabilidad de encontrar uno desde la situación de paro”²³*. Entre las consecuencias del cambio en la estructura del desempleo, Andrés establece los desajustes sectoriales y espaciales entre los demandantes de empleo y las vacantes disponibles, la reducción del esfuerzo, la eficacia en la búsqueda de empleo

²² Navarro, P., (1993), pág. 108.

²³ Andrés, J., (1993a), pág. 23.

y las posibilidades de elegibilidad de los parados de larga duración.

Toharia (1993) sostiene que aunque un gran número de expertos han señalado la necesidad de realizar algunas reformas en el mercado de trabajo para mejorar su funcionamiento, en muchos de sus trabajos ha apoyado la postura de que el mercado de trabajo no puede funcionar como cualquier mercado competitivo debido a que el salario tiene otras características, además de ser un precio por el trabajo realizado.

Dolado (1993) llevó a cabo un análisis de la tasa de paro de equilibrio en la economía española para el período 1973-1993, del que dedujo que aunque es posible controlar la inflación mediante medidas de demanda, el coste de las mismas en términos de paro o desequilibrio exterior ha sido cada vez más elevado. Asimismo, sostiene que la tasa de paro de equilibrio de la economía española se había estabilizado en niveles claramente insostenibles. Como consecuencia de dicho nivel de la NAIRU (non accelerating rate of unemployment), la restricción de oferta implica un trade-off muy desfavorable entre cambios en la tasa de inflación, paro y déficit comercial. Por tanto, *“a menos que se introduzcan reformas sustanciales dirigidas a reducir las restricciones de oferta y, por ende, la NAIRU, esta situación desfavorable puede perpetuarse en el futuro”²⁴*.

La tasa de paro de equilibrio vendría definida por tanto como *“aquel nivel de desempleo que se establecería en el sistema si pudieran preverse perfectamente los precios y los salarios en los procesos de formación de los mismos”²⁵*. En este orden de cosas, la tradicional relación inversa entre paro e inflación viene dada porque las expansiones en la demanda agregada reducen la tasa de paro, al menos a corto plazo, y genera tensiones inflacionistas.

No obstante, a mediados de los años setenta se observa que la relación relevante no es entre la inflación y la tasa de paro, sino entre los cambios en la tasa de inflación y la tasa de paro. De esta manera, se deduce la existencia de una tasa de paro NAIRU para la que la tasa de inflación se estabiliza. Para ejemplarizar este hecho, supongamos una expansión en la demanda la cual

²⁴ Dolado, J. J., (1993), pág. 45.

²⁵ Ibid., pág. 29.

provoca que las empresas se vean obligadas a competir entre ellas por el factor trabajo vía aumento salarial. Esto conduce a una subida de los precios, que a su vez induce nuevas subidas en los salarios, provocando una espiral de precios-salarios. Por tanto, la inflación será estable cuando el salario real deseado por los trabajadores se igualara al deseado por los empresarios. De este modo, en una economía cerrada la variable que sirve de ajuste para eliminar los desequilibrios entre ambos salarios reales es la tasa de paro, que afecta tanto al margen salarial como al margen de precios. Así, la inflación permanecerá estable si la tasa de paro se encuentra en el nivel de equilibrio.

No obstante, en una economía abierta existe otra variable de ajuste que es la balanza comercial, que debe ser igual a cero en el equilibrio. En este sentido, la relación de sustitución o trade-off, fuera del estado de equilibrio, viene dada entre las siguientes variables clave de la economía: tasa de paro, cambio en la tasa de inflación y déficit comercial. En el caso de existir histéresis o rezago en la generación de empleo como consecuencia de una persistencia en el desempleo durante un apreciable período de tiempo, a pesar de una aparente reactivación de la actividad productiva y de la economía, puede existir una NAIRU y una relación de sustitución a corto plazo diferente de la de a largo plazo.

Como factores autónomos que explican el aumento tendencial de la NAIRU destacamos la cuña fiscal salarial, el efecto del sistema de protección del desempleo vía tasa de sustitución y su duración, el grado de desajuste en el mercado de trabajo, el grado de competencia en el mercado de bienes, el sistema de negociación salarial y por último, los componentes de histéresis.

Uno de los trabajos más interesantes llevados a cabo para la economía española, por sus especiales connotaciones empíricas y por la adecuación al perfil que pretendemos dar a nuestras investigación, es el de García Pérez (1997), quien analiza los determinantes empíricos de las tasas de salida del empleo y del desempleo en España en el período 1978-1993. El objetivo del trabajo es el estudio de las tasas de salida del empleo y del paro en España para ver cuáles son las características personales de los trabajadores y el contexto económico que influye en que estas tasas de salida sean diferentes para distintos individuos. La base de datos original estaba compuesta por las historias laborales desde su comienzo hasta el mes de julio de 1993 de una muestra aleatoria de afiliados al Régimen General de la Seguridad social de menos de 55 años, cuyos

empleos han comenzado a partir de 1978, han durado más de un mes y han terminado en despido. También, se poseía información sobre la edad, sexo, zona geográfica, categoría profesional, causa de finalización del empleo, fechas de alta y baja y régimen de cotización del trabajador. En conclusión, destaca la existencia de tasas de salida del empleo prácticamente acíclicas y mayores para jóvenes, mujeres y trabajadores poco cualificados y tasas de salida del desempleo muy procíclicas y mayores para individuos sin prestaciones por desempleo, jóvenes, varones y con una mayor cualificación. Asimismo, también señala que el empleo temporal hace que la tasa de salida del empleo y del desempleo sean mayores.

Blanco (1997) señala que en las últimas décadas se ha producido un notable aumento de los niveles educativos alcanzado por las sucesivas generaciones, animados por unos mayores salarios, mejores oportunidades de empleo y posibilidades de ascenso social. Asimismo, entre los objetivos de la educación se encuentra “la creación de destrezas profesionales utilizables en los procesos productivos²⁶”. Por otra parte, también sostiene que debe existir una cierta adecuación entre el tipo de formación que poseen los trabajadores y las que son requeridas en los puestos de trabajo. En caso de existir desajustes podría ocasionarse dos tipos de problemas. El primer tipo, viene originado la existencia para algunos puestos de trabajo de un exceso de individuos con ganas de ocupar las vacantes de empleo y la dificultad para otros puestos de trabajo de cubrir los puestos vacantes por la escasez de candidatos. Respecto al segundo tipo de problema denominado subempleo, viene dado por el establecimiento de emparejamientos no óptimos entre trabajador y puesto; cuando el individuo posee un nivel educativo superior al necesario en el puesto se estaría produciendo una sobreeducación en el puesto y cuando se produce la situación contraria se produciría infraeducación.

Otras variables relevantes en los modelos de búsqueda de empleo han sido utilizadas brillantemente en el estudio de Bloemen (1997) basado en el modelo de búsqueda de empleo en el que los individuos determinan de manera óptima su oferta laboral, dada la tasa salarial. Asimismo, la oferta laboral óptima se tiene en cuenta en el cálculo del salario de reserva. En su aplicación empírica, la estimación de la tasa de llegada de las ofertas de empleo muestra que la edad del

²⁶ Blanco, J. M., (1997), pág. 275.

individuo tiene un efecto negativo sobre la tasa de llegada de las ofertas de empleo. También, se comprueba que las personas que viven en la parte oeste industrializada de los Países Bajos tiene una mayor probabilidad de conseguir una oferta de trabajo. Los individuos que no tienen formación profesional tiene menores oportunidades de conseguir una oferta de empleo que los que lo poseen. Además, los individuos que tienen nacionalidad holandesa tienen una mayor tasa de llegada de ofertas de empleo que los que no la poseen. Por último, destacan una dependencia positiva de la duración sobre la tasa de riesgo.

Lubyova y Van Ours (1999) estudian las tasas de salida del desempleo en Eslovaquia, país de la Europa central en transformación hacía una economía de mercado descentralizado. Ya en un trabajo anterior Lubyova y Van Ours (1997) analizaron los efectos de las reformas del subsidio por desempleo sobre las tasas de salida del desempleo, comprobando que las reformas no han influenciado mucho sobre las probabilidades de re-empleo. Asimismo, observan que las tasas de salida del desempleo son menores para las mujeres y trabajadores con un nivel educativo bajo; no obstante, la edad no parece afectar a la tasa de salida del desempleo. En la muestra de trabajadores desempleados utilizada por Lubyova y van Ours, un 60% son observaciones censuradas. No obstante, los datos adolecen de ciertas deficiencias, ya que no se conocen las duraciones exactas de desempleo; únicamente se sabe que la salida del desempleo tuvo lugar en unos determinados intervalos de duración.

Conclusiones parecidas se pueden observar en los trabajos de otros autores como Micklewright y Nagy (1995 y 1996), quienes señalan que la tasa de salida del desempleo se incrementa respecto al nivel educativo y decrece con la edad, y también en el trabajo de Vodopivec (1995), quien analiza los efectos de las prestaciones por desempleo sobre la salida del desempleo y observa que la tasa de salida del desempleo se incrementa justo antes de la finalización de dichas prestaciones²⁷.

En lo que respecta a la Comunidad Autónoma Andaluza, Beamonte y Murgui (2003) destacan que los jóvenes andaluces encuentran empleo antes que las personas de mayor edad, que

²⁷ Lubyova, M. y J. C. van Ours, (1999).

los tiempos de desempleo son mayores para los individuos solteros y sin compromiso, y que los hombres desempleados abandonan el desempleo antes que las mujeres. No obstante, cabe resaltar que cuando el estudio de la duración se centra en el primer período de desempleo de los jóvenes andaluces, otros autores como Basulto *et al.* (2002) señalan que los niveles de estudios superiores tienden a alargar el primer período de desempleo debido a que los jóvenes prefieren esperar hasta encontrar un empleo de mayor calidad.

Otro de los estudios que tratan el tema del subsidio de desempleo sobre el período de desempleo es el de Cahuc y Lehmann (2000). En este caso se analiza si el subsidio de desempleo debería disminuir con la duración del período de desempleo. Sus resultados muestran que el intento de disminuir la tasa de desempleo a través de una disminución del período de desempleo puede tener serios inconvenientes en los desempleados de larga duración.

En Jurajda (2002), además de los efectos de las compensaciones del subsidio de desempleo sobre las duraciones de desempleo, se analizan también sus efectos sobre las duraciones de empleo. Entre sus conclusiones destaca el hecho de que tener derecho a prestaciones por desempleo acorta la duración del empleo de los trabajadores.

Asimismo, en el estudio de Winter-Ebmer (2003) se resalta que el subsidio de desempleo, aparte de ser un factor importante en la conducta de la búsqueda de trabajo por parte de los individuos, la duración de este subsidio puede también tener efectos sobre las tasas de entrada en el desempleo.

Por último, quisiéramos terminar con este análisis de las diferentes aportaciones en cuanto a la duración del desempleo con el trabajo de Devine y Kiefer (1991), quienes realizan un resumen bastante completo de la literatura empírica sobre la economía laboral desde el punto de vista de la búsqueda. Sostienen que el funcionamiento del mercado de trabajo es un proceso fascinante, complicado y esencial para la comprensión de la economía moderna. Asimismo, señalan que *“los trabajadores difieren en capacidades y formación y los trabajos difieren en requisitos, compensaciones y condiciones de trabajo”* y que *“la adecuación de los trabajadores a los empleos requiere tiempo e información”*

En definitiva, el enorme número de variables a considerar y la existencia de numerosas connotaciones sociales, económicas, antropológicas, etc., recomiendan un conocimiento muy profundo del sector concreto sobre el que pretendan incidir los diferentes estudios, así como de la metodología que se utilice en cada momento para poder suministrar información veraz sobre las duraciones del desempleo por parte de un colectivo concreto. Aspectos como la formación, las condiciones de trabajo y el entorno institucional son trascendentales a la hora de planificar toda investigación sobre el comportamiento de los individuos en el mercado de trabajo.

2.3. CONCLUSIONES

En este capítulo se ha señalado la importancia del desempleo, dadas sus graves consecuencias económicas, personales y sociales, así como la enorme variedad de factores que inciden en el mismo. La evidencia empírica justifica que el mercado de trabajo no puede funcionar como cualquier otro mercado, dadas las singulares peculiaridades que lo caracterizan. Entre los autores que aportan un buen referente de ello se encuentra Solow (1992). No obstante, algunas teorías como la Neoclásica han considerado el mercado de trabajo de la misma manera que el resto de mercados en el que se ofertaban bienes y servicios de distinta procedencia y naturaleza, y donde existía un precio pagado por el trabajo, denominado salario.

Entre los diversos enfoques teóricos sobre el funcionamiento del mercado de trabajo y las causas del desempleo se han identificado la Teoría Neoclásica, la Teoría del Capital Humano, la Teoría Keynesiana, la Teoría Institucionalista, la Teoría Marxista, la Teoría de los Contratos Implícitos, la Teoría de los Salarios de Eficiencia, la Teoría de los Trabajadores Internos y Externos y la Teoría de la Búsqueda de Empleo. De todas ellas nos hemos centrado especialmente en aquellas que tratan la duración del desempleo y los factores que inciden sobre la tasa de salida de dicho estado: Teoría de la Búsqueda de Empleo (*Job Search Theory*).

La Teoría de la Búsqueda de Empleo se centra en el análisis de las decisiones por parte de los individuos que buscan un empleo y que tienen que elegir entre las diversas ofertas que reciben e incluso permanecer desempleados, en base al salario que consideran como aceptable y a una

estrategia de búsqueda optimizadora. En definitiva, la probabilidad de que un individuo finalice un proceso de búsqueda depende de que reciba una oferta de empleo afectable. Asimismo, esta probabilidad se puede expresar como el producto de dos probabilidades: la probabilidad de que el individuo reciba una oferta y la probabilidad de que la misma sea aceptada en base a la política de búsqueda optimizadora seguida por el individuo.

Respecto a los trabajos pioneros se ha destacado el de Stigler (1961) en el que se realiza una reflexión sobre la importancia de la información como elemento de poder por parte de quien la posee. En este sentido, se ha destacado la incertidumbre que caracteriza el proceso de búsqueda del individuo debido al desconocimiento de las ofertas salariales que va a recibir, del momento en el que las recibirá, e incluso la evolución de su salario con el transcurso del tiempo.

En cuanto al salario de reserva o de aceptación, algunos autores como Kasper (1967), McCall (1970) y Gronau (1971), entre otros, sostienen la existencia de dependencia positiva en la duración del desempleo, debido a que el salario de reserva por los trabajadores disminuye con respecto a la duración del desempleo. No obstante, otros autores como Jovanovic (1979) sostienen la existencia de una relación negativa entre la probabilidad de abandonar el desempleo y el tiempo en desempleo asociado con el emparejamiento empresa y trabajador, debido al escaso interés por parte de los empleadores a contratar individuos que lleven un largo período en desempleo.

Otro de los factores que con frecuencia se ha considerado incide en la duración del desempleo es la existencia de prestaciones por desempleo. En este sentido, los trabajos de Mortensen (1970), Ehrenberg y Oaxaca (1976), Solon (1979), Follman *et al.* (1990), y Vodopivec (1995), entre otros, han puesto de manifiesto el hecho de que las prestaciones por desempleo tienden a incrementar las duraciones esperadas del desempleo, ya que influyen en el comportamiento de los individuos desempleados haciéndolos más reacios a la hora de aceptar un empleo, alargando así el período de búsqueda de empleo. Este comportamiento viene dado porque a través de las prestaciones se transfiere renta a los individuos desempleados, que incrementa el salario mínimo de aceptación.

Para el caso español, existen diversos estudios que analizan el efecto de las prestaciones

sobre la duración del desempleo como los de Mochón (1983), Alba y Freeman (1990), Ahn y Ugidos (1995), Blanco (1992 y 1995), Cebrián *et al.* (1995), Bover *et al.* (1996), García Pérez (1997), y Toharia (1997), entre otros. Todos ellos concluyen en que las prestaciones por desempleo inciden positivamente en la duración del desempleo, debido a que los individuos que la perciben se muestran menos activos a la hora de buscar empleo y más selectivos a la hora de aceptar las posibles ofertas que reciben.

Además del efecto de las prestaciones por desempleo, existen características personales propias de los individuos que inciden en la tasa de salida del desempleo. Así, Mickewright y Nagy (1995 y 1996) sostienen que la tasa de salida del desempleo se incrementa respecto al nivel educativo. Sin embargo, otros autores como García Pérez (1997), entre otros, señalan que aunque la cualificación ayuda en principio a salir del desempleo, a medida que los individuos permanecen en el desempleo más tiempo, son los menos cualificados los que más probabilidades tienen de salir de dicho estado.

El trabajo de García Pérez (1997) también muestra la existencia de tasas de salida del desempleo procíclicas y mayores para los individuos jóvenes. No obstante, sostiene que el efecto negativo del cobro de prestaciones disminuye en los individuos de más de 30 años y aumenta en los individuos jóvenes. Este resultado coincide con el de Antolín (1997) que sostiene que la probabilidad de abandonar el desempleo disminuye conforme el individuo se hace mayor.

Asimismo, Antolín (1997) señala que el perfil típico del individuo que posee una mayor probabilidad de salir del desempleo es el de un menor de 25 años, hombre, cabeza de familia, con experiencia laboral previa, que permaneció en su último empleo menos de un año y lleva desempleado también, menos de un año.

CAPÍTULO III

LA MODELIZACIÓN DE LA DURACIÓN Y LA SUPERVIVENCIA: CONTRIBUCIONES MÁS RELEVANTES

3.1. ANÁLISIS HISTÓRICO DE LOS MODELOS DE DURACIÓN. CONTRIBUCIONES RECIENTES

El capítulo anterior ha permitido poner de manifiesto que el desempleo constituye un importante y complejo problema económico y social que debe ser analizado desde diversas perspectivas. Por ello, este capítulo pretende analizar la duración del desempleo de los individuos desde el punto de vista de la metodología del Análisis de los Modelos de Duración, la cual va ser expuesta a continuación.

En primer lugar, se efectuará un análisis histórico de los Modelos de Duración desde los precedentes más remotos. A continuación, se analizarán las áreas de mayor aplicación de esta técnica y las distintas denominaciones de estos modelos en diferentes áreas de las Ciencias Sociales como el Análisis de la Historia del Evento, Análisis de Fiabilidad, Análisis de Tiempo de Fallo, Análisis de Duración, Análisis de la Transición y Análisis de Supervivencia. También, se destacarán las principales aplicaciones de esta metodología, así como las contribuciones y aportaciones recientes más relevantes.

En segundo lugar, se analizará la censura como fenómeno que caracteriza a este tipo de datos, haciendo una distinción entre las diferentes categorías con que ésta puede presentarse en estudios empíricos. También se determinarán las distribuciones del tiempo de duración bajo una consideración del tiempo tanto continua como discreta.

Finalmente, se efectuará un análisis de los distintos métodos paramétricos y no paramétricos de estimación de la función de supervivencia, así como de los diferentes test diseñados para la comparación de curvas de supervivencia obtenidas de dos o más muestras con el fin de observar su equivalencia desde un punto de vista analítico utilizando para ello herramientas estadísticas inferenciales.

3.1.1. ANTECEDENTES HISTÓRICOS DE LOS MODELOS DE DURACIÓN

Los precedentes más remotos de lo que conocemos en la actualidad como *Modelos de Duración* se manifestaron originariamente en la construcción de *Tablas de Mortalidad*, considerada ésta como una de las técnicas más antiguas utilizadas para la medición de la mortalidad y la descripción de la supervivencia experimentada por una población dada. Como principal exponente en su desarrollo inicial cabe destacar la contribución del astrónomo Edmund Halley (1656 -1742) quien construyó por primera vez una tabla de mortalidad a partir del registro de defunciones y nacimientos de la ciudad de Breslau en Polonia²⁸ durante el período 1687-1691, con el objetivo de describir los tiempos de supervivencia de sus residentes²⁹.

Los trabajos de Halley pueden considerarse, por tanto, como la base para lo que en la actualidad se denominan *Tablas de Vida*, utilizadas en el análisis demográfico y actuarial. Por tanto, el estudio del tiempo en referencia a la ocurrencia de un evento determinado y la construcción de tablas de mortalidad pueden considerarse como una de las herramientas básicas empleadas en la estadística demográfica y en la ciencia actuarial, usada tanto por demógrafos, actuarios, agencias gubernamentales e investigadores médicos en numerosos estudios tales como el crecimiento de la población, supervivencia, fertilidad, migración, permanencia en el empleo y vida conyugal, entre otros.

²⁸ Breslau es el nombre alemán de la ciudad de Wrocław, ciudad polaca desde el final de la II Guerra Mundial.

²⁹ Halley, E., (1693), págs. 596-610.

John Graunt (1620-1674) fue uno de los pioneros en la utilización del método científico para el análisis de la muerte como evento a estudiar de forma colectiva en su libro *“Natural and Political Observations Mentioned in a following Index, and made upon the Bills of Mortality”* (1662) en el que se contabilizan las fechas de nacimiento y defunción a partir de los registros de la población de la ciudad de Londres durante décadas, con una clasificación de dicha población en grupos homogéneos según la edad, sexo y la causa de la muerte, relatando inclusive las fuentes documentales consultadas³⁰. Los trabajos de Graunt impresionaron tanto a Carlos III que éste le ofreció ser socio fundador de la Royal Society.

El objetivo que se planteaba originariamente con la construcción de las tablas de vida era determinar el patrón de comportamiento de la mortalidad de una población específica para un período de tiempo concreto, por lo que se denominaron *“Tablas de Vida Demográficas”*. No obstante, en investigaciones clínicas y epidemiológicas, las tablas de vida aplicadas a pacientes con una cierta enfermedad son denominadas *“Tablas de Vida Clínicas”*, para distinguirlas de las tablas de vida demográficas, ya que aunque ambas son similares en cálculo, las fuentes de datos necesarias son de diferente naturaleza. Las tablas de vida demográficas pueden construirse de dos formas diferentes que se denominan frecuentemente *“Tabla de Vida Actual”* y *“Tabla de Vida de Cohortes”* o de generaciones³¹.

La tabla de vida actual suele ser utilizada con bastante frecuencia por las compañías de seguros para determinar la expectativa de vida de las personas para, con esta información, establecer el sistema de pago de primas, ya que los datos empleados acerca de cuánto se espera que vivan personas de diversos grupos de edad son de sección cruzada. De este modo, la tabla de vida actual describe el patrón de supervivencia de un grupo de sujetos a lo largo de su vida, mediante las tasas de mortalidad por edades observadas en una comunidad concreta.

³⁰ “[cuando alguien muere, entonces, doblando o tañiendo una campana, o encargando una fosa al Sepulturero, esto es sabido por los Registradores, en contacto con el mencionado Sepulturero. Los Registradores [...] van al lugar donde descansa el Muerto, y a vista, o por otras investigaciones examinan de qué Enfermedad o Accidente murió. Sobre esto hacen un informe al Sacristán, y él, cada martes por la noche; lleva un Recuento de todos los Entierros de la Casa. El miércoles se hace el recuento general, se imprime, y el jueves se publica y distribuye [...]”

³¹ Lee, E. T., (1992), págs. 78-85.

Dos fuentes de datos son necesarias para la construcción de la tabla de vida: una de ellas es el censo de datos sobre el número de personas vivas para cada edad en un cierto año, y la otra, las estadísticas vitales sobre el número de muertes en un año determinado para una edad concreta. De lo anterior se deduce que la elaboración de este tipo de tablas estuvo en sus comienzos muy vinculada a la incipiente actividad censal y registral, sin cuyos datos no podrían llevarse a cabo estos trabajos.

Las tablas de vida actual proporcionan más una idea general sobre la mortalidad actual que una descripción de la mortalidad real correspondiente a un grupo determinado de individuos. Uno de los estadísticos de mayor difusión en cuanto a tablas de vida es la esperanza de vida, definida ésta como la edad media que pueden alcanzar los sujetos de una población concreta en una época determinada.

Finalmente, las tablas de vida de cohorte describían la supervivencia o mortalidad experimentada desde el nacimiento hasta la defunción de una cohorte específica de sujetos nacidos aproximadamente en la misma fecha. Este tipo de tablas requería de un amplio período de seguimiento y era particularmente útil en estudios de proyección demográfica y prospectiva así como en informes sobre la mortalidad laboral en los que un grupo puede ser analizado durante un período de tiempo prolongado.

No obstante, el análisis de la supervivencia, tal y como se conoce hoy, encuentra su principal antecedente en el campo de la Ingeniería mediante la utilización de los “Modelos de Tiempo de Fallo”, concretamente en el análisis de la duración de un conjunto de componentes electrónicos³².

Como consecuencia del enorme desarrollo de la industria armamentística durante la Segunda Guerra Mundial estas técnicas soportaron un acelerado desarrollo con el fin de aplicarlas a la industria militar. Obviamente, el término supervivencia se debe a que en las primeras aplicaciones de esta técnica el evento terminal era el fallo de un elemento. No obstante, el evento

³² Birnbaum, Z. W. y Saunders, S. C., (1958); Epstein, B. y Sobel, M., (1953) y Barlow, R. E. y Proschan, F., (1965).

terminal puede materializarse en otros muchos ámbitos como, por ejemplo, la curación de un paciente o un cambio de residencia en un estudio demográfico, entre otros. A continuación, en el siguiente apartado se tratarán las principales aplicaciones de los Modelos de Duración, así como las aportaciones recientes más relevantes. Finalmente, se hará especial referencia a los estudios más destacados realizados en el ámbito de la Economía laboral.

3.1.2. PRINCIPALES APLICACIONES DE LA METODOLOGÍA: CONTRIBUCIONES RECIENTES MÁS RELEVANTES

Una vez realizado un análisis histórico de los precedentes más remotos de los Modelos de Duración, en el siguiente apartado se va a efectuar un recorrido por las principales aportaciones de esta metodología. Aunque, como se ha comentado con anterioridad, las áreas de mayor aplicación de estas técnicas han sido tradicionalmente la Ingeniería y las Ciencias Biomédicas, en los últimos años los modelos de duración han sido ampliamente utilizados en otras áreas como la Economía y demás ciencias Psico-Sociales, entre los que cabe mencionar, los estudios sobre períodos de desempleo, el tiempo que transcurre hasta que un negocio va a la quiebra, duraciones de huelga, el análisis de los períodos de aprendizaje, etc.³³.

Como pioneros en la aplicación del análisis de supervivencia en el campo de la movilidad empresarial destacan Audretsch y Mahmood (1994 y 1995) y Audretsch (1995a) para el estudio de las empresas manufactureras de los Estados Unidos, y Mata y Portugal (1994), Mata, Portugal y Guimaraes (1995), Mata y Portugal (1999) en su estudio para las empresas manufactureras portuguesas.

En líneas generales, los estudios realizados sobre la dinámica empresarial mediante la

³³ Como exponentes en las ciencias biomédicas cabe citar a Gross y Clark (1975), Kalbfleisch y Prentice (1980), Elandt-Johnson y Johnson (1980), Harris y Albert (1991), Lee (1992), Collett (1994), Marubini y Valsecchi (1995) y Parmar y Machin (1995), entre otros.

herramienta del Análisis de la Supervivencia tratan de profundizar, clarificar y determinar las variables que influyen en la supervivencia y riesgo empresarial. En este sentido, en Segarra y Callejón (2002) se analiza la supervivencia de las nuevas empresas y la turbulencia del mercado. En este trabajo se estudia una cohorte de empresas manufactureras españolas creadas en el año 1994, continuando con el seguimiento de la muestra hasta el año 1998. Mediante un modelo de regresión de riesgos proporcionales de Cox se analizan los factores que determinan la supervivencia de las empresas. De hecho, comprueban que la tasa de crecimiento del sector impacta negativamente sobre la probabilidad de fallo, o lo que es lo mismo, positivamente sobre la probabilidad de supervivencia. Por contra, otros autores como Audretsch, Houweling y Thurik (2000) concluyen que la evolución de la tasa de crecimiento del mercado recoge, en cierta medida, la evolución del ciclo vital. Así, tasas altas de crecimiento son características de los estados iniciales del ciclo de vida de la industria o sector, ya que en esta primera etapa existen menos productos estandarizados y una gran incertidumbre invade al sector. Por esta razón, sostienen que en el caso de incluirse la tasa de crecimiento del mercado como variable explicativa del riesgo empresarial, se esperaría un signo positivo para dicho coeficiente.

Segarra y Callejón (2002) también comprueban que la *Ley del Efecto Proporcional* enunciada por Gibrat (1931) no se sostiene para las empresas de nueva creación. Esta ley postula que el crecimiento de las empresas es independiente de su tamaño; sin embargo, aunque la validez de dicha ley posee importantes implicaciones económicas que se convierten en sus preceptos básicos, ésta ha sido frecuentemente rebatida en diversos estudios empíricos.

Por otra parte, Audretsch, Houweling y Thurik (2000) realizaron un estudio sobre la supervivencia de las empresas en los Países Bajos, con el propósito de comprobar si la dinámica de la organización industrial de los Países Bajos difería respecto a otros países. En su análisis se identificaron 2.000 empresas manufactureras y se estimó la supervivencia de las empresas de nueva creación mediante un modelo de regresión logit.

También, Görg y Strobl (2000) examinaron el efecto de las compañías multinacionales sobre la supervivencia de las empresas del país de ubicación. Para el conjunto de empresas manufactureras bajo estudio en el período de seguimiento 1973-96 realizaron una estimación no

paramétrica de Kaplan-Meier y una regresión mediante el modelo de riesgo proporcional de Cox. De esta manera, mediante la estimación de Kaplan-Meier se observó que las empresas extranjeras tenían tasas de supervivencia más altas que las empresas nacionales. Sin embargo, mediante la utilización de modelos de regresión se comprobó que las empresas extranjeras tenían mayores posibilidades de salir de la actividad que las empresas nacionales, debido a que eran más libres, es decir, podían transferir la producción de un país a otro más fácilmente.

Finalmente, McCloughan y Stone (1998) también realizaron un estudio sobre el tiempo de supervivencia de las empresas manufactureras extranjeras en el norte del Reino Unido durante el período de seguimiento 1970-93. En este trabajo se distinguía entre empresas de nueva construcción y empresas adquiridas por una empresa extranjera. Así, comprobaron que las empresas de nueva construcción tenían un menor riesgo que las empresas que eran adquisiciones. También se comprobó la existencia de lo que vinieron en denominar “mortalidad infantil” en las empresas nuevas.

En definitiva, los estudios de la dinámica empresarial desde el punto de vista de la modelización de la duración de los diferentes eventos objeto de interés han ido a remolque de la metodología existente, experimentándose en los últimos años un notable incremento en la utilización de estas técnicas, motivado fundamentalmente por la progresiva mayor disponibilidad de fuentes documentales de datos y la posibilidad de incorporar, por tanto, un mayor número de observaciones y completar el estudio con la inclusión de un mayor número de variables explicativas. Sin embargo, todavía existen sectores productivos donde el déficit de trabajos de esta naturaleza es todavía relevante. En este sentido, debe constatarse que una porción significativa de los estudios de esta índole se han circunscrito al ámbito de las empresas manufactureras multinacionales, quedando por tanto todavía un amplio campo de actuación y destacando la necesidad de abordar investigaciones de este tipo en sectores que todavía hoy en día son relevantes en las economías regionales.

Por otra parte, Horvath (1968) fue el precursor del análisis de la duración de huelgas. En su artículo trata la caracterización de la distribución de probabilidad de la duración de la huelga y la investigación de la función de riesgo asociada a dicha distribución. En un sentido más amplio, las

investigaciones sobre la duración de diversos conflictos laborales se ven incrementadas y mejoradas por Kennan (1985), quien desarrolla nuevas evidencias sobre la función de riesgo para la duración de la huelga y los cambios cíclicos en esta función. Para ello se utilizaron datos sobre las huelgas registradas en diversas fábricas en los Estados Unidos con el fin de estimar un modelo de duración flexible mediante una función de riesgo en forma de U. Otra aportación relevante es la de Lancaster (1972) por su desarrollo de un modelo estocástico para la duración de una huelga con función de distribución de probabilidad gaussiana inversa.

Otro campo en el que se han aplicado los modelos de duración es el de la bibliometría mediante el estudio de la distribución de la antigüedad de las citas bibliográficas en la literatura científica, destacándose entre otros, el trabajo de Ortega (2001). También deben mencionarse las investigaciones en el sector educativo, de las que sobresalen las de Felmler y Eder (1983) por su labor investigadora en relación a los períodos de aprendizaje de los alumnos.

Debido a que a lo largo de la historia estos métodos se han aplicado en ámbitos diferentes, las denominaciones que se le han dado a estos modelos también han ido variando: Análisis de la Historia del Evento (Sociología), Análisis de Fiabilidad (Ingeniería), Análisis de Tiempo de Fallo (Ingeniería), Análisis de Duración y Análisis de la Transición (Economía) y Análisis de Supervivencia (Ciencias de la Salud), entre otras disciplinas. No obstante, en muchas ocasiones estas diferentes denominaciones no implican necesariamente una diferencia efectiva en la técnica, sino más bien una adaptación de las definiciones y métodos a la casuística concreta de cada fenómeno a estudiar³⁴.

En el ámbito de la Ciencia Económica, los primeros trabajos que surgieron como aplicación de los modelos de tiempo de fallo se basaron en el análisis de la duración de un único evento, es decir, solamente se estudiaba un único estado de salida para las observaciones. En este caso todos

³⁴Estos métodos estadísticos no se incluyen con frecuencia en los manuales de Estadística y Econometría por diferentes razones: la primera es debido a que el análisis de duración aplica modelos estocásticos que no son a menudo encontrados en aplicaciones básicas; la segunda razón se da a causa de los datos incompletos o censurados que normalmente ocurren solo en investigaciones específicas. En tercer lugar, su no inclusión viene motivada por la utilización de una terminología no uniforme en el desarrollo y aplicación de estos métodos en diversos campos como la Medicina, Ingeniería, Demografía, Economía y demás Ciencias Sociales.

los eventos eran tratados como si fuesen idénticos. No obstante, aunque ésta es una aceptable forma de proceder podemos considerar más de un evento, denominándose en este caso "*Modelo Multiestado*" o de "*Competencia en Riesgo*". Este modelo incorpora la posibilidad de estudiar más de un estado de salida para las observaciones, es decir, podemos distinguir distintos tipos de eventos y tratarlos de forma diferente en nuestro análisis. La principal característica de estos modelos es que la ocurrencia de un tipo de evento en una observación puede provocar la eliminación del riesgo de otros tipos de evento³⁵.

Otros estudios proporcionan un completo análisis de datos en el cual se observa tanto la duración de un evento como el destino que presenta al final. La idea que subyace aquí es la misma que en los modelos de único evento y competencia en riesgo pero denominándose "transición de datos" por referirse no sólo a cuánto dura el acontecimiento sino también a qué ocurre cuando finaliza³⁶.

En la actualidad han surgido importantes desarrollos empíricos respecto a los modelos multiepisodios debido a que en la mayoría de los campos de aplicación el evento puede ocurrir más de una vez para una misma observación en el transcurso del período de seguimiento. Sin embargo, es cierto que cuando el evento es la muerte o desaparición del sujeto o unidad de observación, el evento objeto de interés no se va a experimentar de forma repetida en el mismo sujeto analizado. Debido a que la mayoría de los análisis de supervivencia se han centrado en la muerte como evento de interés, los métodos para tratar los modelos multiepisodios han ido surgiendo lentamente en la medida en que se consideraban otros tipos de eventos terminales.

³⁵ Especialmente interesantes son los estudios de Cox y Oakes (1984), Elandt-Johnson y Johnson (1980), Kalbfleisch y Prentice (1980) y Marubini y Valsecchi (1995). Sin embargo, a pesar de la importancia de estos métodos para el estudio de múltiples tipos de eventos, algunos manuales como el de Collett que proporciona un buen estudio sobre el análisis de supervivencia sólo menciona la competencia en riesgo en 13 líneas de un total de 347 páginas, así como Lawless (1982) que sólo dedica ocho páginas de un total de 580. Pero además otros autores como Lee (1992) incluso ni los mencionan.

³⁶ En este sentido, debe destacarse el trabajo de Lancaster (1990), sobre el movimiento de los agentes económicos entre un conjunto de estados o situaciones.

Por otra parte, también han surgido otro tipo de modelos dentro de la tipología de los estudios del tiempo de fallo acelerado que han sido propuestos por Stute (1993) cuyos parámetros pueden estimarse sin necesidad de especificar la distribución de la variable tiempo de duración.

Otro tipo de modelos derivados del modelo de Cox básico es el modelo “frailty”, el cual recoge la posibilidad de no existir una independencia entre las observaciones o grupos de observaciones relacionados, violando la hipótesis de partida requerida en el análisis de supervivencia de independencia entre los tiempos de fallo. Por ello, los modelos “frailty” pueden ser considerados como modelos de supervivencia con heterogeneidad inobservable.

A modo de conclusión, podemos destacar como aportaciones más relevantes las de Greenwood (1926), con el desarrollo de la expresión del error estándar, bastante útil desde el punto de vista inferencial. También destacan Kaplan y Meier (1958), quienes desarrollaron métodos no paramétricos de estimación de la función de supervivencia que destacan, además de por su facilidad de aplicación y comprensión, por suministrar métodos más eficientes que los métodos paramétricos cuando no conocemos una distribución teórica apropiada. Mantel y Haenszel (1959) destacan por su aportación en la comparación de curvas de supervivencia.

Sin embargo, la contribución fundamental en el Análisis de Supervivencia es la de Cox (1972) con su modelo de riesgos proporcionales en el que se permite introducir variables explicativas. Aunque posteriormente también han surgido otros modelos como el modelo de tiempo de fallo acelerado de Kalbfleish y Prentice (1980), éstos no han tenido la repercusión del modelo de Cox³⁷.

A continuación, expondremos de manera resumida las principales aportaciones de los trabajos empíricos más relevantes, en los modelos de duración, desde el punto de vista del empleo

³⁷ También destacamos los manuales de Kalbfleish y Prentice (1980), Lee (1992), Lawless (1982), Cox y Oakes (1984) y Collet (1994) entre otros, y que constituyen buena parte de la bibliografía básica citada en muchos de los trabajos que utilizan en este tipo de técnicas.

y desempleo. Destacamos los realizados por Flinn y Heckman (1982a) acerca de los nuevos métodos para el análisis de los modelos estructurales sobre la dinámica de la fuerza de trabajo, en el que se suministra una motivación económica estructural para el modelo de tiempo continuo de Markov, más generalmente conocido como “*Modelo de Competencia en Riesgo*”, muy utilizado en análisis longitudinales en Bioestadística y Sociología. Otra de las aportaciones de estos autores es el estudio referente a los modelos para el análisis de la dinámica de la fuerza de trabajo, en el cual se desarrollan técnicas basadas en trabajos previos relativos a los modelos de tiempo continuo.

En este sentido, también debe citarse a Heckman y Borjas (1980) quienes presentaron un modelo en tiempo continuo de heterogeneidad y estado de dependencia, construido en base a los trabajos previos sobre modelos en tiempo continuo y estado discreto para una recopilación de datos mensuales sobre el mercado de trabajo de una muestra aleatoria de hombres jóvenes. Las principales contribuciones de Heckman se han realizado sobre todo en el ámbito de la economía laboral. Entre sus aportaciones más importantes destaca el problema de “selección muestral” que se observa cuando la muestra que se utiliza está constituida por individuos que, bajo determinados criterios, no representan a la población de interés.

En el estudio de la oferta de trabajo, este problema se traduce en que las muestras de participantes no son el resultado de una selección aleatoria, sino de una autoselección de los individuos derivada de un proceso conducente a maximizar la utilidad de éstos. Otro de los aspectos de interés en los trabajos de Heckman lo constituyen los efectos que las diferencias individuales no observables pueden ocasionar sobre la duración de períodos de empleo o desempleo de dichos individuos³⁸.

Por otra parte, cabe citar el estudio de Lancaster (1979) basado en una serie de entrevistas realizadas a una muestra de trabajadores ingleses no cualificados con el objeto de analizar la variación temporal en la probabilidad de que un hombre desempleado vuelva a trabajar, así como la estimación de la varianza del error debido a la regresión utilizándose para ello una forma

³⁸ Cabe destacarse a Heckman como uno de los economistas más influyentes en el campo de la Microeconometría, galardonado con el Nobel de Economía el 11 de Octubre de 2000.

paramétrica de la distribución de la duración del desempleo.

Los trabajos de Lancaster se complementan con los de Kiefer y Neumann (1979) por su aportación en el establecimiento de un patrón empírico de búsqueda de trabajo, utilizando para ello datos de una muestra de trabajadores que fueron despedidos por el cierre de sus fábricas. En este orden de cosas, Lancaster y Nickell (1980) basaron su estudio en la modelización y estimación de la velocidad con que los individuos desempleados abandonan dicho estado de desempleo. Con anterioridad, Toikka (1976) presentó un modelo con el fin de optimizar la participación de la fuerza laboral y las decisiones de aceptación de un trabajo. Sin embargo, aunque existen muchos estudios sobre la duración del empleo y el desempleo en el ámbito de la economía del trabajo, son también muchos los sectores productivos en los que el número de contribuciones es cuando menos escaso. Ejemplos de ello lo tenemos en la escasa presencia de estas técnicas en sectores como el agrario y el pesquero, donde el análisis de las diferentes variables relacionadas con el mercado de trabajo se ha circunscrito a meras descripciones de su evolución pasada y a la obtención de predicciones usando técnicas para ello con cierto grado de sofisticación.

3.2. CONSIDERACIONES METODOLÓGICAS ACERCA DE LA CENSURA: CARACTERIZACIÓN TIPOLOGICA

Una vez expuestas de manera resumida las contribuciones más relevantes en el análisis de la duración y sus precedentes históricos más significativos, en el presente apartado se va a tratar la censura como fenómeno que inexorablemente suele producirse en este tipo de modelos y que, de alguna manera, caracteriza a los mismos. Preliminarmente, antes de proceder a las caracterización de la censura y su conceptualización, se van a aportar las definiciones más relevantes de los Modelos de Duración, también denominados Análisis de Supervivencia.

Allison (1995) define al Análisis de Supervivencia como una *“clase de métodos estadísticos*

que estudian la ocurrencia y el tiempo de los eventos". Definido el evento como un cambio cualitativo que puede ser situado en el tiempo, en este sentido, se refiere al cambio cualitativo como a la transición de un estado discreto a otro. En cuanto a Miller (1981) define al Análisis de Supervivencia como *"una variedad de técnicas estadísticas que analizan una variable aleatoria positiva, referente al tiempo de fallo"*. Por otra parte, Marubini y Valsecchi (1995) lo definen como *"el estudio del transcurso del tiempo desde algún particular punto de comienzo hasta la ocurrencia de un evento"*.

Como puede inferirse de las definiciones anteriores, éstas son muy generales, y en algunos casos, ciertamente confusas, no deteniéndose en una concretización más exhaustiva de los elementos que integran al Análisis de la Duración. Sin lugar a dudas, el enorme abanico de posibilidades que estas técnicas presentan y su poca presencia hoy en día en determinadas áreas del conocimiento hacen que estas definiciones, aún siendo correctas formalmente, no ayudan a caracterizar la naturaleza, alcance y posibilidades que su puesta en práctica puede proporcionar a la hora de modelizar el comportamiento de determinados fenómenos cuya ocurrencia a lo largo del tiempo puede suministrar una información relevante a la hora de comprender los condicionantes que motivan un determinado patrón de comportamiento.

Una vez expuestas las definiciones dadas por algunos autores sobre los Modelos de Duración, cabe cuestionarse el tratamiento dado a las observaciones en las que no se produce el evento objeto de estudio durante el transcurso del seguimiento. Así, suele ser bastante frecuente en los Modelos de Duración la presencia de datos censurados o incompletos que, por su propia naturaleza, requieren un tratamiento especial. Una de las razones por las que aparece la censura en determinados momentos se debe a que, a veces, cuando finaliza nuestro estudio, en algunas observaciones el evento aún no se ha producido, con lo que no conocemos con precisión en qué momento del tiempo se producirá dicho evento de interés en determinadas observaciones muestrales. Por ello, todos los valores contenidos en un cierto rango se presentan como si fueran iguales a un cierto valor que coincide con el momento de terminación del estudio. Aunque se mencionará con posterioridad, la censura también puede venir provocada por la incorporación, durante el período de estudio, de unidades muestrales en las que ya se había producido el evento, desconociendo el momento exacto en el que éste se produjo, no descartándose para dichas

unidades que dicho suceso se volviera a producir durante el período de estudio.

Según Miller (1981) la censura constituye una información parcial sobre la variable aleatoria de interés. Por otra parte, Lawless (1982) expone que la censura ocurre cuando los tiempos de fallos exactos son conocidos únicamente para una porción de individuos bajo estudio. De esta forma, para los otros individuos se dispone de observaciones parciales, es decir, únicamente se conocen unas bandas superiores (o inferiores) sobre el tiempo de supervivencia. Marubini y Valsecchi (1995) definen la censura como una característica distintiva del Análisis de Supervivencia en el que el evento de interés no puede ser observado para todas las unidades experimentales. La censura puede ser causada por el establecimiento de fechas límites para el tiempo de estudio y de otras restricciones dependiendo de la naturaleza del experimento.

La censura constituye, por tanto, un defecto en los datos de la muestra, materializándose en una información incompleta. Probablemente, si los datos obtenidos a partir de una muestra concreta no estuvieran censurados, éstos constituirían una muestra representativa de la población de interés. El hecho de ignorarla tiene las mismas consecuencias en un modelo con datos de duración que en un modelo de regresión censurado³⁹. De esta manera, el principal problema que surge por la censura es que al existir tiempos de duración incompletos se dificulta la obtención de la distribución muestral y por tanto la función de verosimilitud correspondiente. Por lo tanto, se debe dar un tratamiento especial a la censura debido a que si los datos censurados se considerasen como no censurados se sesgaría la respuesta hacia valores inferiores.

Generalmente, dos son las razones básicas por las que se origina la censura: en primer lugar, ésta puede deberse a que en el momento en que finaliza el estudio, el evento aún no se ha producido en algunos elementos muestrales y, en segundo lugar, también puede venir provocada por una pérdida de la observación durante el período de seguimiento.

Pueden considerarse tres tipos de censura, denominadas "*Censura por la Derecha*", "*Censura por la Izquierda*" y "*Censura por Intervalos*". La primera de ellas se caracteriza porque los

³⁹ Tobin, J., (1958), págs. 24-36.

valores de la variable tiempo de duración pueden ser demasiado elevados como para ser observados en todas las unidades muestrales. En este sentido, se dice que una observación está censurada por la derecha en el momento t_i si el valor exacto del tiempo de duración no es conocido y solo se sabe por tanto que éste es mayor o igual a t_i .

De forma análoga al caso anterior, la *Censura por la Izquierda* se caracteriza porque en el momento en que se inicia el estudio, en algunas observaciones el evento de interés se había producido con anterioridad, no descartándose que dicho suceso volviera a repetirse durante el estudio. Así, una observación se dice que está censurada por la izquierda en el momento t_i si de ésta solo conocemos que es menor o igual a dicha cota temporal. Aunque ésta es la definición frecuentemente utilizada en Bioestadística, existe otra definición que suele utilizarse en otras áreas como en la Economía y que supone el desconocimiento de la fecha de origen y por tanto también del tiempo de duración.

Finalmente puede considerarse un tercer tipo de censura denominada *Censura por Intervalos*, en la que se combinan las censuras por la derecha y por la izquierda. En este tercer tipo de censura sabemos que el evento ocurrió durante un intervalo de tiempo, desconociendo exactamente el instante en el que éste se produjo; a dicho intervalo se le denomina "*Intervalo de Censura*". En lo que sigue trataremos de forma separada cada una de estas censuras mencionadas en párrafos anteriores, destacando las principales características e implicaciones que en el tratamiento de la técnica tienen cada una de ellas.

3.2.1. CENSURA POR LA DERECHA

En el tratamiento de la censura por la derecha cabe distinguir tres tipos, denominados *Censura Tipo I* o "temporal", *Censura Tipo II* y *Censura Tipo III* o "aleatoria". La primera de ellas - Censura Tipo I- suele ser la más habitual desde un punto de vista empírico tanto en Ingeniería como en estudios médicos, debido a que el tiempo y los costes derivados de la investigación son limitados, provocando que el período de seguimiento de las unidades muestrales sea ciertamente

reducido en algunos casos. Esto se debe, en la mayoría de los casos, a que los tiempos de fallo de los elementos son muy grandes y por razones de economicidad no suele interesar esperar a la obtención de todos ellos, siendo razonable utilizar un tipo de censura temporal.

Circunstancias similares se manifiestan en estudios médicos debido a que, antes de iniciar un experimento, debemos prefijar un tiempo para terminar el estudio y censurar aquellos tiempos de fallo no obtenidos antes de terminar dicho experimento. También conviene mencionar que bajo este tipo de censura todos los sujetos analizados se incluyen en el estudio en un mismo momento que coincide con el inicio del análisis. Tal y como se verá posteriormente, este último detalle es sin duda el que caracteriza a la censura tipo I y la diferencia del resto de censuras.

Por tanto, para este tipo de censura, y una vez establecida para una muestra constituida por n elementos a partir de la cota t_r , en lugar de trabajar con los tiempos reales de fallo, que podríamos denotar por $T_1, T_2, \dots, T_n$, los datos que obtenemos son $Z_1, Z_2, \dots, Z_n$ siendo

$$Z_i = \begin{cases} T_i & \text{si } T_i \leq t_r \\ t_r & \text{si } T_i > t_r \end{cases} \quad (8)$$

donde t_r representa el tiempo de duración del estudio y T_i es el tiempo de fallo del elemento i -ésimo, dentro del rango temporal del estudio.

Resulta evidente que, como principal inconveniente de la censura tipo I, cabe destacar el hecho de que al fijar previamente un tiempo de finalización del experimento t_r , podría darse el caso de que se obtuvieran pocas observaciones en las que se hubiese producido el evento de interés. Por ello, para solventar este problema surge precisamente la *Censura Tipo II*, en la que se finaliza el estudio después de alcanzado el k -ésimo fallo $T_{(k)}$, siendo en este caso las observaciones obtenidas Z_i igual a

$$Z_{(1)}=T_{(1)} , Z_{(2)}=T_{(2)}, \dots , Z_{(k)}=T_{(k)} , Z_{(k+1)}=T_{(k)} , \dots , Z_{(n)}=T_{(k)} \quad ; \quad \forall n>k \quad (9)$$

suponiendo que disponemos de una muestra de tamaño n . De esta forma, el investigador garantiza un volumen mínimo de información que proporcione mayor robustez en los resultados del proceso posterior de inferencia, tal y como se verá en apartados posteriores.

En tercer lugar, la *Censura Tipo III*, también denominada *Censura Aleatoria*, surge cuando el período de seguimiento no comienza en un mismo instante de tiempo para cada unidad muestral y los elementos analizados se incorporan al estudio en diferentes momentos a lo largo de dicho período, registrándose el intervalo de tiempo transcurrido desde la introducción de cada unidad muestral en el análisis hasta el evento terminal, o en el caso de que no se produzca dicho evento durante el período de estudio, hasta el momento en el que se pierde la observación durante el seguimiento o el final del estudio. En este tercer tipo de censura, y a diferencia de lo que ocurría en las anteriores, sí se admite la posibilidad de pérdida de la unidad por razones diferentes a la ocurrencia del suceso objeto de estudio.

La caracterización de este tercer tipo de censura como de aleatoria queda justificada al considerar en lugar de una constante prefijada t_i , una variable aleatoria C_i denominada “*tiempo de censura*”, definida a partir del lapso que transcurre para el elemento i -ésimo desde la entrada al estudio hasta la finalización del análisis o bien hasta que dicha unidad se pierde si es que esto ocurriera. La utilización de esta variable aleatoria responde a que los elementos se incorporan al estudio en diferentes momentos del tiempo. Por ello, solamente observaremos el tiempo de fallo cuando éste sea menor o igual al tiempo de censura. Obviamente, conviene destacar que la censura aleatoria ocurre cuando las observaciones salen del estudio por razones que no están bajo el control del investigador.

Siguiendo el planteamiento anterior, los datos que serán utilizados serán los derivados de las observaciones muestrales $Z_i = \min \{ T_i, C_i \}$ y una variable aleatoria dicotómica, definida en el

rango dado por los valores 0 y 1, que designamos por δ_i , que indica fallo o censura y que toma los valores

$$\delta_i = \begin{cases} 1 & \text{si } T_i \leq C_i \\ 0 & \text{si } T_i > C_i \end{cases} \quad (10)$$

donde T_i representa el tiempo que transcurre desde que una unidad muestral se incorpora al estudio hasta que se produce el evento, si es que dicho evento se produce dentro del período de estudio, mientras que $Z_i = C_i$ si para alguna observación muestral, el evento no se produce tras la finalización del período de estudio, desconociendo en que momento futuro se producirá éste, utilizando también dicho valor si determinadas unidades se pierden durante el estudio, planteándonos en este caso la posibilidad de considerar qué hubiera ocurrido si dicha unidad no se hubiera perdido. Como se muestra en la expresión anterior, δ_i toma el valor uno cuando se produce el evento durante el período de estudio y el valor cero cuando la observación es censurada.

A modo de ejemplo, podríamos considerar el caso en el que nos interesara analizar la duración del desempleo de un determinado conjunto de individuos, siendo el evento objeto de estudio, por ejemplo, la incorporación a un empleo. En este caso δ_i tomaría el valor uno cuando un elemento muestral abandona el estado de desempleo dentro del período de estudio y el valor cero cuando a la finalización del seguimiento aún sigue desempleado. Con ello podemos conocer si nuestra observación representa un tiempo completo o por el contrario un tiempo censurado o incompleto.

Para ilustrarlo gráficamente vamos a utilizar unos datos de duración hipotéticos de un posible estudio de seguimiento para valorar el tiempo de desempleo de una muestra compuesta por 5 individuos. La figura 2 muestra la duración de tiempo desde la incorporación al desempleo para cada una de las empresas hasta su salida representada por segmentos, donde los que terminan en flecha representan datos censurados. Como puede observarse en dicha figura, la fecha de entrada, que marca el comienzo del seguimiento de las observaciones, no coincide con la fecha de inicio del estudio ya que los elementos se han ido incorporando al estudio de forma progresiva que

coincide con el momento en que comienzan el período de desempleo, aunque no exista censura por la izquierda.

De acuerdo con el planteamiento expuesto los datos que utilizaremos serán las observaciones $Z_i = \min \{ T_i, C_i \}$ donde C_i representa para cada uno de los individuos el tiempo que transcurre desde que inician el período de desempleo hasta la fecha en que finalizamos el estudio o el momento en que se produce la pérdida del individuo por una causa que no es objeto de nuestro análisis y T_i el tiempo desde que el individuo se inicia el desempleo hasta que se produce el evento. En el caso en el que no se haya producido el abandono del desempleo por alguno de los individuos, es decir, que no se hubiera producido el evento en ese individuo, T_i sería mayor que C_i y por lo tanto, Z_i será igual a C_i .

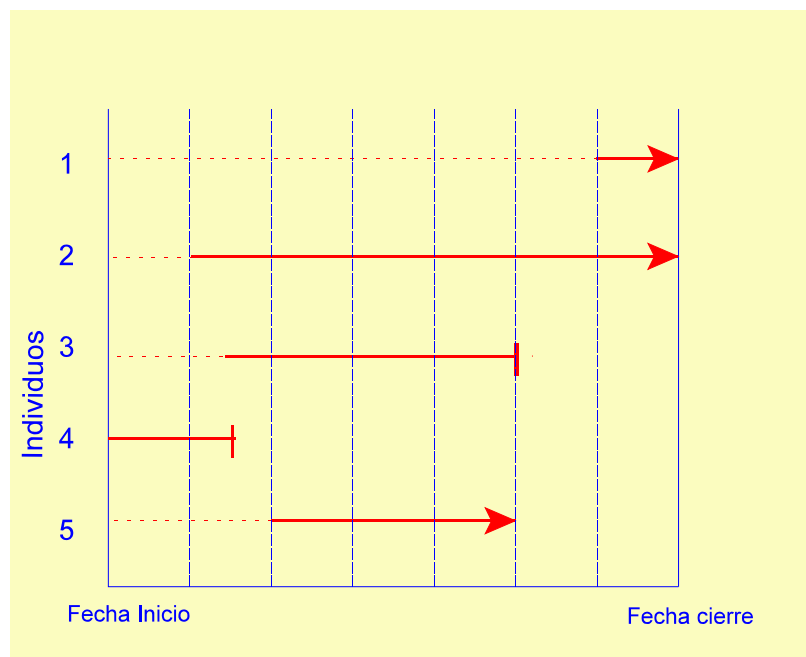


Figura 2. Datos de duración de un grupo de 5 observaciones en el ejemplo propuesto

En la figura 2 se muestra la duración del desempleo de los 5 individuos de nuestro ejemplo mediante la longitud de los segmentos. Puede apreciarse que el individuo con un menor tiempo de duración es el individuo 1 y el que posee un mayor tiempo de duración es el número 2. También se

aprecia que el individuo denotado por el número 4 inicia el período de desempleo en el mismo momento en el que comenzamos el estudio y constituye, al igual que el individuo 3, una observación completa para la que conocemos exactamente su fecha de salida del desempleo. En cambio los individuos 1, 2 y 5 constituyen observaciones censuradas debido a distintas causas. Mientras que en las observaciones 1 y 2 la censura está originada por el establecimiento de un tiempo de estudio límite, en la observación 5 la censura está originada por una pérdida de la observación durante el período de seguimiento.

Debe destacarse la existencia de distintos tratamientos en relación a las observaciones perdidas durante el transcurso del seguimiento. Aunque la mayoría de autores tratan las pérdidas como datos censurados debido a que para esas observaciones no se produjo el evento de interés durante el seguimiento de la observación, existen algunos autores que en determinados estudios específicos consideran más apropiado tratar los datos perdidos como si fueran datos completos. En este sentido resaltamos el estudio propuesto por McCusker y otros (1995) sobre la comparación de distintos programas de tratamiento para reducir el abuso de drogas, en el que se trata a los sujetos perdidos durante el seguimiento como si éstos hubiesen regresado al consumo de drogas⁴⁰.

En la figura 3 se muestran los mismos datos que en la figura 2 pero expresados, por ejemplo, en número de días y ordenados de menor a mayor duración. También indicamos si se trata de un dato de duración completo o bien censurado a través de la variable aleatoria δ_i , es decir, sabemos si se ha producido el evento durante el período de estudio o bien si tras la finalización del mismo aún no se ha producido dicho suceso, considerando en este segundo caso la posibilidad de que se haya producido una pérdida de la observación durante el período de seguimiento por alguna causa ajena al evento de interés.

Por tanto, para los datos censurados por la derecha y para las pérdidas, δ_i tomará el valor cero, mientras que para los datos completos, la variable δ_i tomará el valor 1. De lo dicho anteriormente queda claro que si los datos censurados por la derecha no se consideraran como tales observaciones incompletas el resultado final quedaría sesgado hacia valores inferiores de los

⁴⁰ Ver Hosmer, D. W. y S. Lemeshow, (1999), pág. 22.

reales. El motivo de ello es que para las observaciones censuradas por la derecha el tiempo de duración recogido es inferior al tiempo de duración real de la observación si ésta no hubiera sido censurada. En este caso, lo único que conocemos para dichas observaciones es que el evento no se produjo durante el período de seguimiento. Por lo tanto, el tiempo de duración debe ser superior al tiempo que la observación estuvo bajo seguimiento. De esta manera si se ignorara la censura y se utilizara este tiempo de duración como si fuera un dato completo, cualquier análisis que se realizara quedaría sesgado hacia valores inferiores al real; por ejemplo si se determinara la duración media, esa medida estaría infravalorada.

Como se muestra en la figura 3, cada tiempo de duración ha sido representado como si los 5 individuos hubieran iniciado el período de desempleo en el mismo momento del tiempo y fueran seguidos hasta sus respectivos abandonos del desempleo. Así, al igual que en la gráfica anterior la longitud de los segmentos indica el tiempo de duración y los segmentos en forma de flecha indican datos censurados.

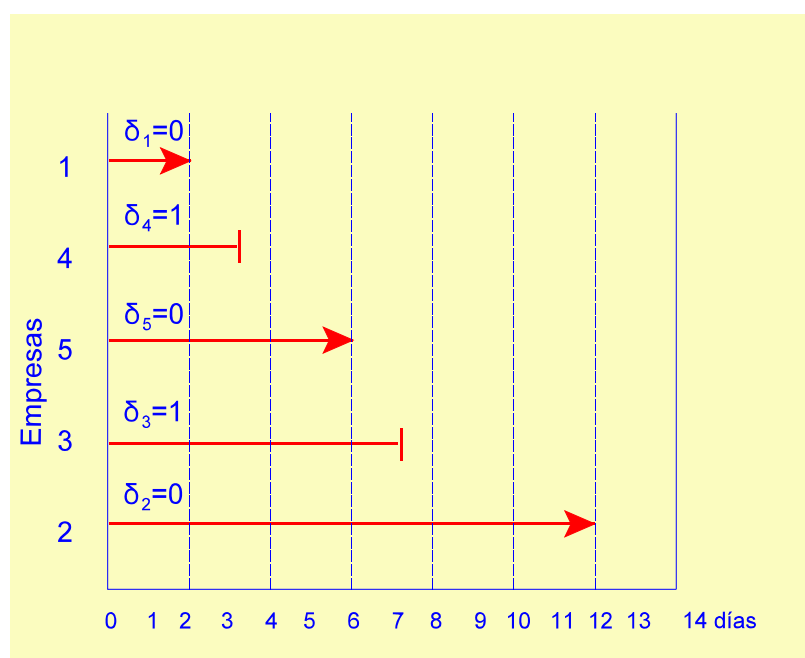


Figura 3. Tiempo de seguimiento de cada observación respecto a su fecha de entrada en el ejemplo propuesto

Un caso real de censura por la derecha en el campo de la dinámica y la supervivencia de empresas es el desarrollado por Segarra y Callejón (2000) en el que se analiza la supervivencia de las nuevas empresas y la turbulencia del mercado. Para ello, se estudia una cohorte de empresas manufactureras españolas nacidas en el año 1994 y seguidas hasta el año 1998 basándose en la información suministrada por el Directorio Central de Empresas elaborado por el Instituto Nacional de Estadística. En este caso, las empresas que aún seguían en la actividad en 1998 constituían el conjunto de observaciones censuradas por la derecha.

Como veremos en apartados posteriores, la consideración de la censura por la derecha requiere un tratamiento específico en la estimación de funciones de riesgo y supervivencia como paso previo al análisis de los diferentes determinantes de la duración del desempleo de los individuos analizados.

3.2.2. CENSURA POR LA IZQUIERDA

De forma análoga a la censura por la derecha se establece la denominada “*Censura por la Izquierda*”⁴¹. En este caso consideramos dos variables aleatorias denotadas por Z_i y δ_i definidas de forma que $Z_i = \max\{T_i, C_i\}$ y δ_i toma los valores que indica la siguiente expresión

$$\delta_i = \begin{cases} 1 & \text{si } T_i \geq C_i \\ 0 & \text{si } T_i < C_i \end{cases} \quad (11)$$

donde δ_i tomará el valor 1 cuando el dato es no censurado y el valor 0 cuando el dato es censurado o incompleto. De esta forma, T_i únicamente es observado cuando es mayor o igual al valor de la variable de censura por la izquierda C_i .

Un ejemplo de este tipo de censura puede estudiarse en Leiderman y otros (1973) que

⁴¹ Véase, Klein, J. P. y M. L. Moeschberger (1997), Heckman, J. y B. Singer (1984) y Amemiya, T. (1991), Gómez, Julià y Utzet (1992).

suministran datos sobre la capacidad de un grupo de niños para aprender a realizar una determinada tarea. En el momento de comienzo del estudio algunos niños ya conocían cómo realizar la tarea, con lo que formaban parte del grupo de observaciones censuradas por la izquierda.

Aunque este tipo de censura por la izquierda puede aparecer en muchas situaciones, pocos datos han sido presentados teniendo en cuenta la misma. En la mayoría de los casos las observaciones censuradas por la izquierda son pasadas por alto y el estudio solo utiliza los datos con tiempos completos o censurados por la derecha, no incluyendo por tanto los datos censurados por la izquierda ocasionando evidentemente serios sesgos en la estimación proporcionada.

También conviene destacar que, al igual que en casos anteriores, se debe diferenciar entre las unidades muestrales perdidas y aquellas en las que no se produce el evento al finalizar el período de estudio debido a que un número significativo de los primeros puede sesgar nuestro análisis. Igualmente se debe cumplir un supuesto de independencia entre los tiempos censurados o incompletos y los tiempos no censurados o completos. Obviamente, cuando en nuestro estudio no existen observaciones censuradas, todos los tiempos de duración son completos.

Adicionalmente, cuando se observa la existencia de censura por la izquierda en el estudio, puede darse también censura por la derecha, con lo que en este caso el tiempo de duración está doblemente censurado. De esta manera, los datos pueden ser representados por dos variables aleatorias Z_i y $*_i$ donde $Z_i = \max [\min \{ T_i, C_r \}, C_l]$ y $*_i$ la variable que nos indicará si es un dato completo ($*_i=1$), un dato censurado por la derecha ($*_i=0$) o un dato censurado por la izquierda ($*_i=-1$). Aquí C_l se denomina tiempo de censura por la izquierda y representa el tiempo antes del cual un elemento experimenta el evento y C_r se denomina tiempo de censura por la derecha y expresa el tiempo después del cual un elemento experimenta el evento. T_i será conocido si es igual o menor que C_r y igual o mayor que C_l .

En la figura 4 se ilustra un ejemplo de cuatro observaciones de datos de duración, las cuales se van a ir incorporando a nuestra muestra en el momento en el que se da una determinada causa, la cual pretendemos estudiar. La observación 1 indica un tiempo censurado por la izquierda debido a que al comienzo del estudio el evento ya se había producido, aunque no conocemos

exactamente cuando sucedió; sólo advertimos que fue en un momento anterior al inicio del análisis. Un ejemplo ilustrativo en el campo de la Sociología es el estudio sobre la edad a la que aprenden a leer un grupo de niños. En este caso, todos los componentes de nuestra muestra se incorporan al estudio en un mismo momento que coincide con el inicio del curso escolar. Sin embargo, habrá niños que ya saben leer en ese momento, por lo que constituyen datos censurados por la izquierda.

Respecto a la segunda observación, apreciamos una censura por la derecha debido a que en el momento de finalización del estudio el evento aun no se ha producido. Siguiendo el ejemplo del estudio sobre el aprendizaje, tendremos una observación censurada por la derecha cuando finaliza el período de seguimiento y un niño sigue sin saber leer. Por otra parte, las observaciones 3 y 4 representan datos de duración completos o no censurados ya que conocemos los momentos de la incorporación y de la presencia del evento final.

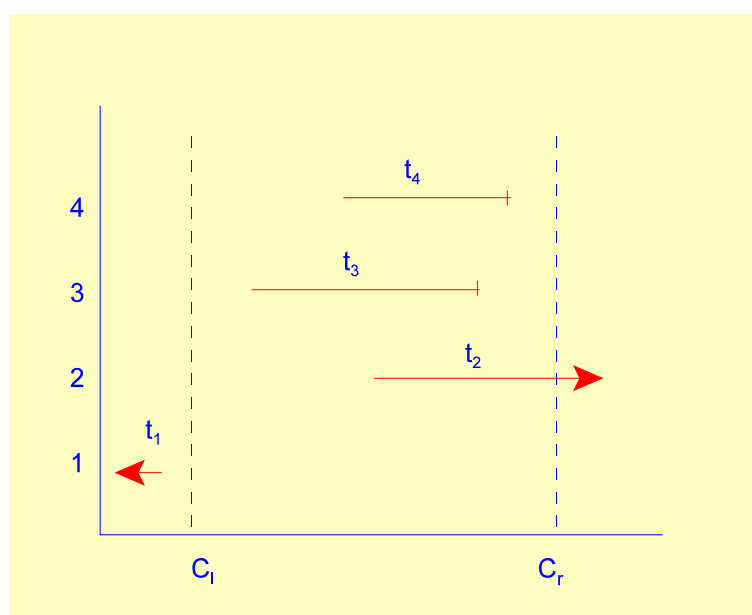


Figura 4. Observaciones de datos de duración tanto por la derecha como por la izquierda

Un caso real es estudiado en Turnbull y Weiss (1978) cuando analizan la edad de inicio en el consumo de marihuana en una muestra constituida por 191 estudiantes de la universidad de California. En este estudio se les preguntó a cada uno de los estudiantes la edad en que consumieron por primera vez esta sustancia estupefaciente. Sin embargo, algunos estudiantes no

recordaban la edad exacta de su consumo por primera vez. En este caso, únicamente se conocía que el consumo se produjo con anterioridad a la edad que tenían los alumnos en el momento en que fueron encuestados, constituyendo por tanto observaciones censuradas a la izquierda.

Por tanto, la censura por la izquierda opera como el caso contrario a la censura por la derecha, donde únicamente se conoce que el evento de interés ocurrió en un momento de tiempo anterior a la incorporación de la observación al período de seguimiento. No obstante, cabe diferenciar dos definiciones en el caso de la censura por la izquierda: la primera de ellas, utilizada normalmente en el ámbito de la Economía se refiere a cuando la fecha de comienzo del período no es conocida, por lo que se desconoce la duración exacta del período. La segunda definición, utilizada en el ámbito de la Bioestadística, se refiere a que el evento de interés ocurrió en algún momento anterior a la fecha de observación, desconociéndose por tanto ese momento.

3.2.3. CENSURA POR INTERVALOS

El tercer tipo de censura es la “*Censura por Intervalos*”, la cual combina ambos tipos de censura: por la derecha y por la izquierda. Por tanto, la censura por intervalos constituye otra forma de observación incompleta de los tiempos de supervivencia. Cuando una observación se encuentra censurada en un intervalo sólo sabemos que el evento se produjo durante un intervalo de tiempo, pero no conocemos cuándo se produjo exactamente.

Una observación T_i es censurada en intervalo si todo lo que sabemos sobre T_i es que $L_i < T_i < R_i$, siendo L_i el extremo inferior y R_i el extremo superior del intervalo censurado. Normalmente, este tipo de censura aparece en los estudios donde a lo largo del tiempo se producen una serie de controles para comprobar el estado de las observaciones. De esta manera, si durante un control se comprueba que en la observación se ha producido el evento de interés, aunque se desconozca el momento exacto en el que se produjo el evento, se sabe que éste ocurrió en algún momento de tiempo comprendido entre dicha comprobación y la comprobación anterior.

Un caso real en el que se muestran datos censurados por intervalos se encuentra en el trabajo propuesto por Allison (1995) sobre la reincidencia en el delito de 114 personas que habían sido arrestadas anteriormente. Así, aunque para algunas personas se desconocía el momento exacto de reincidencia, se sabía que había ocurrido entre dos momentos de tiempo conocidos.

En este sentido debemos hacer mención de que los primeros trabajos que aparecieron sobre el análisis de duración únicamente trataban la censura por la derecha. Kaplan y Meier (1958) realizaron por primer vez la estimación no paramétrica de la función de supervivencia con datos censurados por la derecha. Posteriormente Turnbull(1974) y (1976) modificó el estimador de Kaplan-Meier con el fin de incluir otros tipos de datos censurados como la censura por intervalos. Por otra parte, cuando todas las observaciones son censuradas se necesita utilizar otros métodos, propuestos entre otros por Salant (1977) y Flinn (1986).

Frecuentemente, en los modelos de duración con datos censurados se utiliza el supuesto denominado "*censura no informativa*". En ella se supone que la duración de una observación es independiente del mecanismo de censura. En caso de dependencia se necesitaría conocer la distribución que sigue la censura para poder construir la función de verosimilitud, es decir, además de las funciones de densidad y supervivencia de los datos de duración se necesitarían conocer también las funciones de densidad y supervivencia de los tiempos censurados. Además, se establece otra importante suposición en el análisis de supervivencia que establece que los tiempos de duración de las observaciones son independientes. En definitiva, la censura constituye uno de los principales elementos que caracterizan a los modelos de duración, debido a que se necesitan métodos de análisis que la consideren e incorporen la información que proporcionan los datos censurados o incompletos. Adicionalmente, cabe considerar el concepto de truncación, como fenómeno susceptible de aparecer en este tipo de datos. La truncación origina una exclusión sistemática de los tiempos de supervivencia de la muestra. Aunque a menudo se confunde con la censura, la truncación se refiere a una ignorancia completa del evento de interés. Podemos distinguir tres tipos de truncación, denominados "*Truncación por la Derecha*", "*Truncación por la Izquierda*" y "*Truncación por Intervalos*". La primera de ellas se caracteriza porque únicamente son incluidas en la muestra aquellas observaciones que han experimentado el evento de interés en una fecha determinada, excluyéndose aquellas observaciones cuyo tiempo de duración sea superior.

De forma análoga al caso anterior, la *Truncación por la Izquierda* se caracteriza porque únicamente son incluidas aquellas observaciones muestrales que no hayan experimentado el evento de interés con anterioridad a un momento de tiempo establecido. Este tipo de truncación también se denomina como “*delayed entry*” y “*stock sampling with follow-up*”.

A continuación, se especificarán los principales elementos que intervienen en el análisis del tiempo de duración, así como la caracterización de las correspondientes distribuciones probabilísticas tanto bajo la consideración del tiempo como una variable continua como discreta.

3.3. DETERMINACIÓN DE LAS DISTRIBUCIONES DE TIEMPO DE DURACIÓN

Una vez analizados los principales efectos de la censura sobre los modelos de duración así como sus principales tipologías pasaremos a detallar los principales aspectos relacionados con la determinación de las distribuciones de tiempo de duración de una población homogénea. En primer lugar, especificaremos los principales elementos que intervienen en la determinación del tiempo de duración y su posterior análisis⁴².

1) El *tiempo de origen* es el momento en el que una determinada observación se incorpora a nuestro estudio. Tal y como se analizó en un apartado anterior, debe destacarse que éstas pueden incorporarse al análisis en diferentes momentos del tiempo. Existen distintos criterios que pueden ser utilizados para elegir el tiempo de origen, algunos de los cuales vamos a considerar a continuación.

Suele ser bastante frecuente en estudios demográficos el uso de la *edad* como referente para determinar el tiempo de origen con el fin de analizar, por ejemplo, la edad de fallecimiento, usando implícitamente la edad del individuo cuando se incorpora al análisis como punto de origen. En otros casos también se utiliza la *fecha del calendario*. Por ejemplo, supongamos que el 1 de Julio de 1998 iniciamos un estudio de seguimiento que va a durar un período de dos años para un

⁴² Cox, D. R. y Oakes, D., (1984), págs.1-3 y Allison, P. D., (1995), págs. 22-23.

conjunto de individuos que componen una muestra concreta con el fin de analizar las salidas del desempleo para los individuos objeto de estudio en el intervalo de tiempo establecido. En este caso, si no conociésemos nada sobre los individuos antes de comenzar el estudio, no tendríamos otra opción para elegir como tiempo de origen que la fecha de inicio del estudio, aceptando por tanto de forma implícita que los datos son censurados.

Por otra parte, también podemos considerar el tiempo de origen tomando como referencia algún otro evento, es decir, considerando el instante en que se produjo un determinado suceso, lo cual obliga a considerar para cada elemento analizado diferentes tiempos de origen. Un ejemplo de ello podría ser en el estudio de los determinantes del abandono del desempleo por parte de los individuos, utilizar el dato de la fecha de la finalización del cobro de las prestaciones por desempleo por el individuo como tiempo de origen.

Finalmente se puede establecer el tiempo de origen tomando como referencia una anterior ocurrencia del evento, de forma que cuando se acepta que el evento puede producirse en una misma unidad observacional varias veces puede ser oportuno incorporar dicha unidad desde el instante en que el evento objeto de estudio se produjo por última vez. Este caso suele ocurrir cuando los eventos son repetidos, con lo que medimos el tiempo desde la última ocurrencia del evento.

2) De forma previa debemos acordar una *escala* para medir el transcurso del tiempo. Dicha escala puede ser cualquier unidad de medida que normalmente utilizamos para medir el tiempo, por ejemplo horas, días, meses, años, entre otros. En el ejemplo descrito anteriormente, nuestra escala podría establecerse en función del número de meses durante los cuales un individuo se encontró desempleado, contados dichos meses a partir de la fecha de origen. Resulta obvio que la escala de medición del tiempo deberá ser fijada una vez considerada la naturaleza específica del fenómeno objeto de estudio, quedando también condicionada por la disponibilidad de información censal en algunos casos, o por la disponibilidad temporal de determinadas fuentes estadísticas en otros. En última instancia, es más que probable que el investigador tenga que “fabricar” su propia fuente de información documental, diseñando con precisión el mecanismo de obtención de información primaria.

3) Por último, debe establecerse de forma inequívoca el significado y naturaleza del evento objeto de análisis, es decir debemos definir previamente qué entendemos por evento en nuestro estudio, procediendo si fuera necesario a su caracterización tipológica. Este tercer elemento preliminar es de suma importancia, ya que si se define de forma precipitada ello puede limitar el alcance y la relevancia de los resultados. La definición clara y precisa del fenómeno objeto de estudio requiere de un conocimiento previo de las implicaciones del mismo, así como de la posibilidad de definir variables de las que pueda obtenerse una información fiable y periódica

Una vez establecidos los elementos que debemos tener en cuenta para determinar el tiempo de duración, debe procederse a la caracterización de las diferentes distribuciones probabilísticas del tiempo de duración, para lo cual consideramos T_i como una variable aleatoria no negativa, que representa la duración de un proceso, denominada frecuentemente *tiempo de fallo*, *tiempo de duración* o *tiempo de supervivencia*, según el ámbito de estudio en el que nos encontremos. Dado que la variable aleatoria T_i simboliza el tiempo, los posibles valores que puede tomar son todos los números no negativos. Por otro lado, en función del tipo de datos y de la caracterización del modelo, podremos considerar el tiempo como una variable continua o discreta. La distribución probabilística de la variable aleatoria T_i puede ser especificada de muchas formas, tres de las cuales son particularmente utilizadas en aplicaciones de análisis de datos de duración tanto para modelos continuos como discretos: *la función de supervivencia*, *la función de densidad de probabilidad*, y *la función de riesgo*, las cuales definiremos a continuación⁴³.

3.3.1. DISTRIBUCIONES DE LA DURACIÓN CON TIEMPO CONTINUO

Tal y como ya se ha comentado, procederemos a definir para el caso continuo las tres funciones de tiempo de duración más utilizadas en este tipo de análisis. Estas funciones, aunque muestran distintos aspectos de los datos, están relacionadas, es decir, si una de ellas es conocida, las otras pueden ser obtenidas mediante ciertas relaciones que se dan entre ellas, y que analizaremos posteriormente.

⁴³ Lawless, J. F.,(1982), págs. 8-11.

3.3.1.1. FUNCIÓN DE SUPERVIVENCIA

Comenzaremos caracterizando la función de supervivencia $S(t)$, definida para ambas distribuciones discretas y continuas como una función que asocia a cada valor concreto de la recta real la probabilidad del conjunto unión de todos los sucesos cuya imagen por la variable duración de proceso T_i es mayor o igual a t , y que puede expresarse según Lawles (1982) y Cox y Oakes (1984) y Kalbfleisch y Prentice (1980), entre otros, como⁴⁴

$$S(t) = P(T_i \geq t) \quad \forall i = 1, 2, \dots \quad (12)$$

siendo t un valor mayor o igual que cero. Esta función $S(t)$ genera la probabilidad acumulada de supervivencia o, simplemente, probabilidad de supervivencia, proporcionando esta función probabilidades de cola derecha. Otros autores como Lee (1992), Klein y Moeschberger (1997) y Kleinbaum (1996), la definen como $S(t) = P(T_i > t) = 1 - F(t)$, siendo $F(t)$ la función de distribución⁴⁵. Cuando T_i es una variable aleatoria continua podemos expresar la función de supervivencia como

$$S(t) = \int_t^{\infty} f(t) dt \quad (13)$$

donde $f(t)$ es la función de densidad de probabilidad de la variable T_i , que definiremos posteriormente. También debemos hacer notar que la integral utilizada está definida desde t hasta ∞ , ya que se ha supuesto la ausencia de censura por la derecha, por lo que no se ha establecido fecha de cierre del estudio. Pasemos ahora a la identificación de las propiedades inmediatas de la función de supervivencia:

- 1) La función de supervivencia $S(t)$ es una función monótona no creciente.

⁴⁴ Ver también a Collett, D., (1994), pág. 10; Lancaster, T., (1990), pág. 8; Hosmer, D. W. y Lemeshow, S., (1999), pág. 26; Gross, A. J. y Clark, V. A., (1975), pág. 7.

⁴⁵ Ver también a Elandt-Johnson, R. C. y Johnson, N. L., (1980), pág. 50; Andersen, P. K., Borgan, O., Gill, R. D. y Kleiding, N., (1993), pág. 49.

$$\text{Si } t_i < t_j \rightarrow S(t_i) \geq S(t_j) \quad (14)$$

2) Para datos no censurados por la izquierda, se supone que al comienzo del estudio no se ha producido todavía el evento en ninguna observación.

$$S(0) = 1 \quad (15)$$

3) En el caso en que el período de estudio se incrementase sin límite, se supondrá que el evento objeto de estudio se ha producido en todas y cada una de las observaciones, con lo que

$$\lim_{t \rightarrow \infty} S(t) = 0 \quad (16)$$

4) Finalmente, la función de supervivencia es una función continua por la izquierda en el punto en el que se produce el evento, es decir

$$\exists S(t_0) \quad ; \quad \exists \lim_{t \rightarrow t_0^-} S(t) \quad ; \quad \lim_{t \rightarrow t_0^-} S(t) = S(t_0) \quad (17)$$

Para datos no censurados, como el rango de t es de cero a infinito, la función de supervivencia puede ser representada gráficamente como una curva uniforme, en la que en el eje de ordenadas establecemos la función de supervivencia, $S(t)$ y en el eje de abscisas el valor de t , que representa distintos momentos en el tiempo (véase la figura 5).

En la práctica, el período de estudio nunca llega a infinito, por lo que suele ser bastante frecuente que no todas las observaciones estudiadas se vean afectadas por el evento de interés a la finalización del período de estudio ocasionando observaciones incompletas o censuradas por la derecha. Esto ocasiona que en el caso en que el dato muestral con un mayor tiempo de duración sea censurado, la función de supervivencia no decrezca hasta cero. Respecto al uso que se da a la función de supervivencia, ésta se emplea para calcular algunos percentiles de la distribución que indican características considerables de los datos con los que trabajamos, como por ejemplo, el percentil 50 o tiempo mediano de supervivencia el cual nos suministra una medida de tendencia

central de la distribución. También se utiliza para comparar curvas de supervivencia obtenidas de dos o más muestras, así como para calcular la proporción de observaciones que sobreviven más allá de un determinado tiempo t .

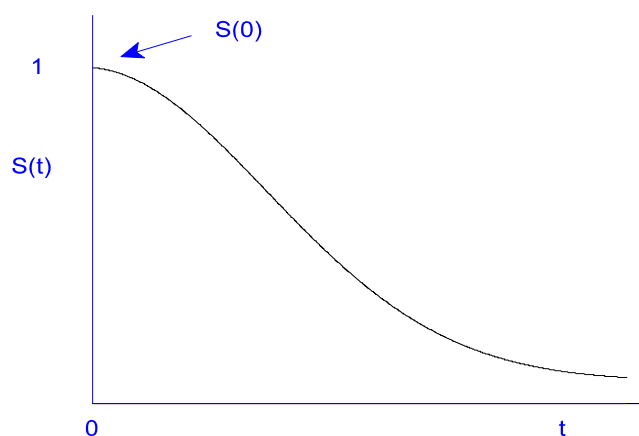


Figura 5. Función de supervivencia teórica para datos no censurados. Caso continuo

Una vez definida la función de supervivencia e identificadas sus propiedades inmediatas, así como su utilización práctica en el análisis de duración, en el siguiente subapartado se va a definir la función de densidad bajo la consideración continua de la variable tiempo de duración y también se determinará la utilización empírica de la función de densidad.

3.3.1.2. FUNCIÓN DE DENSIDAD

A continuación, una vez analizada la función de supervivencia, consideraremos la determinación de la función de densidad de probabilidad de la variable T_i . Ésta es definida como el límite de la probabilidad de que un elemento de nuestro estudio falle en un intervalo de tiempo de t a $t + \hat{t}$ por unidad de tiempo cuando $\hat{t}$ tiende a cero y puede expresarse como⁴⁶

⁴⁶ Kalbfleisch, J. D. y Prentice, R. L., (1980), pág. 16.

$$f(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P [\text{un sujeto falle en el intervalo } (t, t+\Delta t)]}{\Delta t} \quad (18)$$

es decir

$$f(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t+\Delta t)}{\Delta t} = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{F(t+\Delta t) - F(t)}{\Delta t} = F'(t) \quad (19)$$

ya que es la derivada de $F(t)$ con respecto a t .

En la práctica, cuando no existen observaciones censuradas, la función de densidad de probabilidad se estima como la proporción de observaciones que fallan en un intervalo por unidad de tiempo. Por lo tanto esta estimación no es aplicable cuando se dan observaciones censuradas en la muestra.

La función de densidad es una función no negativa de t que puede ser creciente, decreciente o una mezcla de ambas, siendo el área comprendida entre la curva $f(t)$ y el eje t la unidad. La función de densidad en el análisis de la duración de eventos se utiliza para calcular la proporción de observaciones que fallan en algún intervalo de tiempo⁴⁷.

Puesto que la función de densidad de probabilidad determina la probabilidad de fallo en un corto intervalo por unidad de tiempo, esta se utiliza, entre otros aspectos, para determinar momentos de tiempo de mayores tasas de fallos, debido a que estos corresponden a los picos más altos de la gráfica de dicha función. A continuación, en el siguiente subapartado se definirá otra de las funciones de gran interés en el análisis de supervivencia, como es la función de riesgo. También se determinarán sus características más relevantes, así como los distintos tipos de comportamiento de esta función.

⁴⁷ Esta función es conocida en el campo Biomédico como tasa (o razón) de mortalidad y también como tasa de mortalidad no condicionada.

3.3.1.3. FUNCIÓN DE RIESGO

Una vez definida la función de densidad, la tercera función de gran utilidad que vamos a desarrollar es la *Función de Riesgo (hazard function)* también conocida como *tasa condicional de fallo* (Fiabilidad), *fuerza de mortalidad* (Demografía), *edad específica de tasa de fallo* (Epidemiología) e *inversa del ratio de Mill* (Economía)⁴⁸. Dicha función describe las tasas de incidencia, es decir, nos proporciona la velocidad con la que se van completando los períodos de tiempo de fallo tras llegar a una duración t , teniendo en cuenta que con anterioridad no se había producido el evento. Por ello, esta función de riesgo resulta la más adecuada para describir la dinámica del proceso en el sentido de que describe la forma en la que la probabilidad instantánea de salir de un estado varía con el paso del tiempo. Cuando los eventos son repetibles, la función de riesgo es a menudo denominada función intensidad.

En un sentido más estricto, la función de riesgo suministra la probabilidad condicionada por unidad de tiempo que tiene un elemento de fallar en un pequeño intervalo de tiempo entre t y $t+\Delta t$ si no había fallado hasta un instante anterior a t . Dicha función refleja, por tanto, una tasa relativa instantánea de riesgo porque representa, para los elementos que no han fallado todavía en el instante t , la variación relativa de elementos por unidad de tiempo en este instante. La función de riesgo vendrá expresada, por tanto, de la siguiente forma

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t \mid T \geq t)}{\Delta t} \quad (20)$$

En realidad, la función de riesgo proporciona una tasa y no una probabilidad, ya que el valor que proporciona será un número diferente dependiendo de la unidad de tiempo que utilicemos, incluso puede suministrar un número mayor que uno debido a la división por $\hat{1}_t$ en la ecuación (20). Por ejemplo, en el caso de que la probabilidad obtenida $P(t \leq T < t + \hat{1}_t \mid T \geq t)$ sea 0,33 y el intervalo

⁴⁸ Terminología utilizada siguiendo el enfoque de Heckman (1979).

de tiempo sea de medio día, dicha probabilidad dividida por $1/2$ será igual a 0,66 por día. Un segundo ejemplo para la misma probabilidad de 0,33, es en el caso en el que consideramos el intervalo de tiempo en semanas, por lo que medio día es igual a $1/14$ de semana. Luego la probabilidad dividida por el intervalo de tiempo da igual a 4,62 por semana. De esta manera, la función de riesgo representa el número de eventos por unidad de tiempo.

En resumen, la función de riesgo determina la predisposición al fallo en función del tiempo, también denominada dependencia de la duración. Esta función puede ser creciente, decreciente, una mezcla de ambas o constante. Las dos características más relevantes de la función de riesgo son:

- 1) $h(t) \geq 0$
- 2) $h(t)$ no tiene límite superior ya que depende de la unidad de tiempo utilizado.

La figura 6 muestra tres tipos de comportamiento de la función de riesgo en la que se observan diferentes predisposiciones al fallo en función del tiempo. La curva $h_1(t)$ muestra una función de riesgo creciente, característica de aquellos casos en los que la predisposición al fallo crece conforme se incrementa el tiempo. Ejemplos de este tipo de función de riesgo pueden surgir en estudios sobre el abandono de la actividad para un conjunto de empresas bajo estudio en épocas de recesión económica, entre otros. De esta manera, conforme transcurre el tiempo y se agudizan los signos de recesión económica, más empresas tienden a abandonar la actividad por las dificultades de supervivencia.

Por otra parte, la curva $h_2(t)$ muestra una función de riesgo que permanece constante durante el tiempo, por lo que la propensión a que ocurra el fallo es constante. A esta propiedad característica de la función exponencial se le suele denominar pérdida de memoria, debido a que, en este caso, la función de riesgo es independiente del tiempo que lleva sin producirse el evento. Este tipo de comportamiento de la función se observa en aquellos análisis en los que, debido a las características de las observaciones, es difícil que ocurra el evento de interés entre las observaciones bajo estudio. Lee (1992) propone como ejemplo de función de riesgo constante el

estudio sobre el riesgo de fallecer para un conjunto de individuos sanos de entre 18 y 40 años de edad, para los que el riesgo de fallecer suele ser accidental.

Por último, la curva $h_3(t)$ muestra una función de riesgo decreciente, es decir, la predisposición al fallo decrece conforme transcurre el tiempo⁴⁹. En el ejemplo que presenta Doménech (1993) sobre la deshabituación de heroinómanos se obtiene una función de riesgo decreciente debido a que la mayor tasa de recaída en el consumo de droga se presenta durante los primeros seis meses desde la finalización del tratamiento de deshabituación y luego va descendiendo conforme transcurre el tiempo.

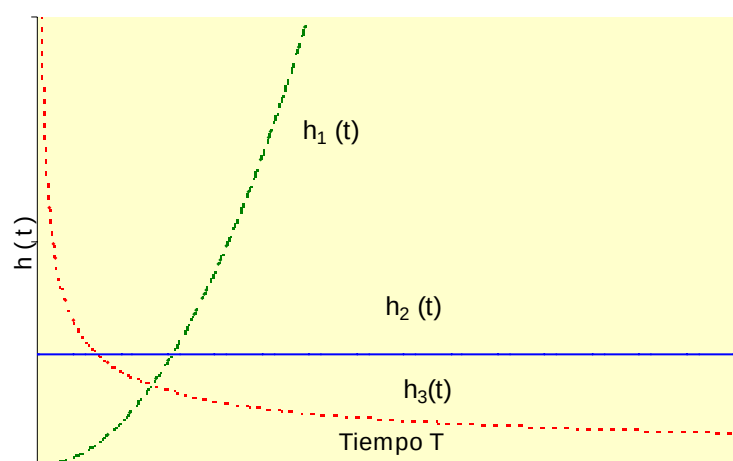


Figura 6. Representación gráfica de tres ejemplos de funciones de riesgo

En ciertos estudios biomédicos también se suele dar la función de riesgo denominada "bañera" y que describe el proceso de la vida humana donde, debido a la mortalidad infantil, existe un riesgo relativamente alto de morir en el período inicial, que desciende rápidamente a una temprana edad, permaneciendo más o menos constante hasta finales de la edad madura, a partir de la cual la función de riesgo comienza a crecer, pudiendo experimentarse entonces crecimientos más o menos exponenciales en función de otras características complementarias de la población

⁴⁹ Ver Gross y Clark, (1975),pág.10; Lawless, (1982), pág. 12; Lancaster, (1990), pág.10; Kalbfleisch y Prentice, (1980), pág. 10, entre otros.

de interés⁵⁰.

Casos muy similares al anteriormente citado se dan en otros estudios que trabajan con funciones con riesgos relativamente bajos en el período inicial, ascendiendo bruscamente después para volver a reducirse con el transcurso del tiempo. Así, en McCloughan y Stone (1998) se analiza el tiempo de vida de las empresas extranjeras manufactureras que se establecen en el norte de Reino Unido para el período 1970-1993, verificándose la existencia de un alto riesgo de cierre al comienzo de la actividad influenciado por la dificultad que conlleva todo inicio, y que decrece conforme transcurre aproximadamente el quinto año en la actividad manufacturera. En otros trabajos, como el de Audretsch, Santarelli y Vivarelli (1999) se comprueba que la función de riesgo presenta una forma de U inversa con un pico en el segundo año de actividad.

En definitiva, la función de riesgo nos permite indagar sobre la predisposición al fallo en función del tiempo. En nuestro caso, proporcionará una tasa instantánea de fallo del elemento i -ésimo en el momento t , suponiendo que dicho elemento ha sobrevivido hasta el instante anterior. Como se verá posteriormente, la elección de un tipo concreto de distribución probabilística para la modelización de la función de riesgo podrá permitirnos, con mayor o menor grado de precisión, inferir el patrón de comportamiento de los elementos analizados en función del evento de interés, constituyendo por tanto una parte esencial en el tratamiento de los modelos de duración⁵¹. Es importante destacar que las funciones que han sido formuladas con anterioridad están sustancialmente relacionadas de la siguiente forma:

$$f(t) = -\frac{d S(t)}{dt} \quad (21)$$

ya que la expresión (13) también puede venir formulada como

$$S(t) = 1 - \int_0^t f(u) du \quad (22)$$

⁵⁰ Lee, E., (1992), pág. 12.

⁵¹ Véase, por ejemplo, McCloughan, P y I. Stone, (1998), págs. 722-724.

con lo que derivando obtenemos (21) y donde denotamos por la letra u al tiempo de duración, a fin de evitar confusiones innecesarias con los diferentes subíndices temporales t .

A partir de las expresiones (12), (19) y (20), puede obtenerse la siguiente relación

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (23)$$

ya que (20) también puede expresarse como

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P[(t \leq T < t + \Delta t) \cap (T \geq t)]}{\Delta t S(t)} = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t)}{\Delta t S(t)} \quad (24)$$

Análogamente, también puede expresarse la función de riesgo como

$$h(t) = \frac{-d \ln S(t)}{d(t)} \quad (25)$$

ya que

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} = \frac{-dS(t)/dt}{S(t)} = \frac{-d \ln S(t)}{dt} \quad (26)$$

De manera que integrando adecuadamente en la expresión (25) y usando la propiedad tercera de la función de supervivencia, $S(0)=1$, se obtiene que

$$S(t) = \exp \left[- \int_0^t h(u) du \right] \quad (27)$$

o lo que es lo mismo

$$S(t) = \exp [-H(t)] \quad (28)$$

donde $H(t)$ es la función de riesgo acumulado en el tiempo t igual a

$$H(t) = \int_0^t h(u) du = -\ln[S(t)] \quad (29)$$

Finalmente, de las ecuaciones (23) y (27) obtendremos que

$$f(t) = h(t) \exp\left[-\int_0^t h(u) du\right] \quad (30)$$

Por tanto, las expresiones anteriores nos permiten relacionar las funciones de densidad, supervivencia y riesgo asociadas a los tiempos de duración, mostrando en la figura 7 los diferentes tipos de relaciones establecidas con anterioridad.

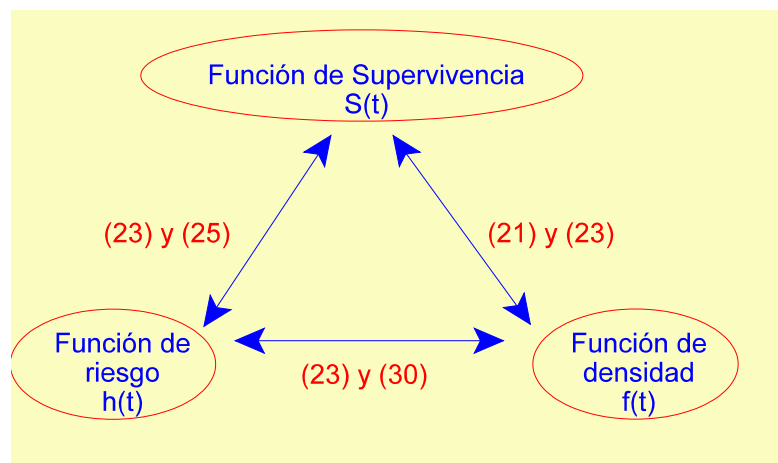


Figura 7. Relaciones entre la función de supervivencia, función de densidad y función de riesgo

3.3.2. DISTRIBUCIONES DEL TIEMPO DE DURACIÓN APLICADAS AL CASO DISCRETO

Una vez analizadas las funciones del tiempo de duración bajo la consideración continua del

tiempo, a continuación plantearemos dichas funciones pero ahora considerando al tiempo de duración como variable discreta. Para ello, denotamos por T_i a una variable aleatoria discreta que toma valores $t_1, t_2, \dots$, donde $0 \neq t_1 < t_2 < \dots$ con función de probabilidad que puede expresarse en los siguientes términos

$$P(t_j) = \Pr(T_i = t_j) \quad j=1,2,\dots \quad (31)$$

A partir de las consideraciones anteriores, estaremos en disposición de volver a plantear las diferentes funciones asociadas a los tiempos de duración en el caso discreto.

3.3.2.1. FUNCIÓN DE SUPERVIVENCIA

En el caso discreto la función de supervivencia se comporta como una función monótona no creciente y continua por la izquierda que expresamos como

$$S(t) = \Pr(T_i \geq t) = \sum_{j: t_j \geq t} p(t_j) \quad (32)$$

Un ejemplo típico de función de supervivencia para datos censurados por la derecha queda ilustrado en la figura 8, donde puede apreciarse que dicha función adopta una pendiente decreciente y escalonada, donde los intervalos son definidos como un rango ordenado de tiempos de duración. Cada intervalo comienza en un tiempo de duración completo y termina justo antes del próximo tiempo no censurado, con lo que no tienen la misma amplitud debido a que depende de los momentos en que se van produciendo los eventos en el conjunto de observaciones. Además, la longitud de los descensos depende del número de elementos en los que se ha dado el evento y de las observaciones censuradas entre dos tiempos de duración completos, observándose en la función de supervivencia un mayor descenso si el evento se produce en ese momento para un mayor número de unidades observadas.

La representación gráfica de la función de supervivencia exige, en primer lugar, que se indiquen adecuadamente en el eje de abscisas de forma ordenada los tiempos en los que han ocurrido fallos. La función de supervivencia en el momento de tiempo denotado por cero es igual a uno debido a que se ha supuesto ausencia de censura a la izquierda, así como que no se ha producido tampoco ningún evento justo en el momento en que comenzamos el estudio. Como se observa en la mencionada figura, la función de supervivencia aparece como una función decreciente y escalonada debido a que los cambios en la función de supervivencia se producen en cada momento en el que se ha producido un fallo y permanece constante en los intervalos entre un tiempo de duración completo y justo antes del próximo tiempo completo en el que se producirá de nuevo otro descenso en la función de supervivencia.

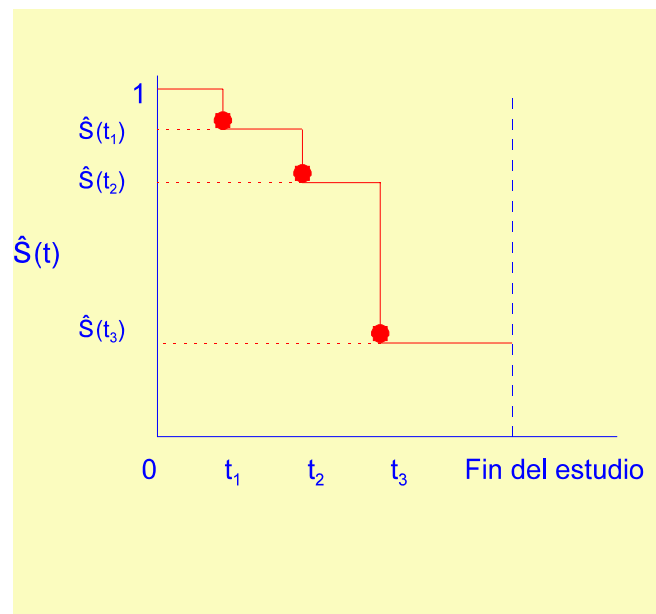


Figura 8. Función de supervivencia estimada para datos censurados por la derecha.

También se observa en la figura anterior que los descensos son cada vez mayores. La explicación está fundamentada en que la longitud de los descensos en la función de supervivencia depende del número de elementos en los que se ha producido el fallo y también de las observaciones censuradas entre dos tiempos de duración completos. Por lo tanto, en la función de supervivencia representada se puede comprobar un mayor número de eventos conforme transcurre

el tiempo.

3.3.2.2. FUNCIONES DE RIESGO Y DE RIESGO ACUMULADO

La función de riesgo viene definida mediante la siguiente expresión, que permite relacionar las funciones de riesgo, supervivencia y probabilidad

$$h(t_j) = \Pr(T = t_j / T \geq t_j) = \frac{P(t_j)}{S(t_j)} \quad j=1,2,\dots \quad (33)$$

De manera análoga al caso continuo, las tres funciones están relacionadas de la forma siguiente:

$$h(t_j) = 1 - \frac{S(t_{j+1})}{S(t_j)} \quad j=1,2,\dots \quad (34)$$

ya que

$$p(t_j) = S(t_j) - S(t_{j+1}) \quad (35)$$

y finalmente, la función de supervivencia vendría dada por la siguiente expresión

$$S(t) = \prod_{t_j < t} [1 - h(t_j)] \quad (36)$$

La función de riesgo acumulado viene dada en el caso discreto por la expresión

$$H(t) = \sum_{t_j < t} h(t_j) \quad (37)$$

Autores como Cox y Oakes (1984) prefieren definir la función de riesgo acumulado para el caso discreto como

$$H(t) = \sum_{t_j < t} -\ln [1-h(t_j)] \quad (38)$$

ya que la relación en el caso continuo $S(t)=\exp\{-H(t)\}$ se mantiene para el caso discreto. En el caso en el que la función de riesgo $h(t)$ sea pequeña, la expresión (37) será una aproximación de la expresión (38). Klein y Moeschberger (1997) prefieren utilizar la expresión (37) debido a que es estimable directamente en una muestra con tiempos de duración censurados o truncados y el estimador tiene muchas de las propiedades estadísticas deseables.

Ocasionalmente, también se puede dar una situación en la que la distribución de la variable aleatoria T_i pueda tener ambas componentes discreta y continua⁵². En este caso, la función de densidad puede expresarse como una suma de partes discreta y continua, con lo que la función de supervivencia vendría expresada como productos de términos de las expresiones (27) y (36), donde h_c representa la función de riesgo para la parte continua, con lo que podemos expresar la función de supervivencia en estos casos como

$$S(t) = \exp\left[-\int_0^t h_c(u) du\right] \prod_{t_j < t} [1-h(t_j)] \quad (39)$$

De este modo, la variable aleatoria puede tener ambas componentes discreta y continua cuando por ejemplo cambia la unidad temporal de medida. Sin embargo, la mayoría de autores

⁵² Kalbfleisch, J. D. y Prentice, R. L., (1980), págs. 8-9.

recomiendan utilizar el tiempo como una variable continua debido entre otras razones a que es más sencillo su tratamiento. En un capítulo posterior se describirán con mayor profusión de detalles los principales procedimientos diseñados para abordar una de las principales fases en el necesario trabajo de inferencia en aplicaciones empíricas, que es la estimación de funciones de supervivencia, destacando la importancia de los diferentes procedimientos paramétricos y no paramétricos, así como la comparación de funciones de supervivencia.

Una vez determinadas las distribuciones del tiempo de duración bajo las consideraciones continua y discreta, en el siguiente apartado se va a llevar a cabo la estimación de la función de supervivencia mediante la utilización de métodos no paramétricos y paramétricos, para finalmente realizar una comparación de las curvas de supervivencia mediante diversos test.

3.4. ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE SUPERVIVENCIA

En apartados anteriores se ha podido caracterizar la función de supervivencia como una de las herramientas más relevantes en la modelización de fenómenos de duración. Sin lugar a dudas, dicha función nos permite inferir determinados patrones de comportamiento en cuanto a la “resistencia” de las unidades observadas a experimentar el fenómeno analizado a lo largo del tiempo. Asimismo, y una vez definidas las principales características de la función de supervivencia, el trabajo a desarrollar a continuación consistirá en la aplicación de técnicas inferenciales para, a partir de la información suministrada por una muestra concreta, estimar la función que, según determinados criterios ciertamente consecuentes con los objetivos de la investigación, mejor se ajusta a los datos.

Tradicionalmente, la estimación de la función de supervivencia se ha venido llevando a cabo mediante la aplicación tanto de procedimientos paramétricos como no paramétricos. Creemos oportuno que se analicen, en este capítulo, las ventajas, inconvenientes y limitaciones de cada uno de estos métodos, en los que se supone que la única información que se tiene de cada una de las

observaciones es el tiempo que transcurre hasta que se produce el evento.

Siguiendo el esquema propuesto se ha estructurado este apartado en tres bloques diferenciados. En primer lugar, se procederá a la especificación de los diferentes mecanismos diseñados para la estimación de la función de supervivencia mediante procedimientos no paramétricos, entre los que destacan el *Método de Kaplan-Meier* ("product-limit estimator") y el *Método Actuarial* ("actuarial estimator") para, a continuación, exponer varias familias de distribuciones paramétricas de duración o supervivencia. Finalmente, dedicaremos otro importante bloque a la estimación paramétrica de la función de supervivencia⁵³.

Los procedimientos paramétricos y no paramétricos se presentarán, por tanto, no como procedimientos alternativos y en consecuencia comparables, sino como herramientas a utilizar según la naturaleza de los datos que poseemos y el fenómeno a analizar. Así, son muy frecuentes los casos en los que nos enfrentamos a situaciones en las que resulta complicado ajustar dichos datos a una distribución teórica concreta. En dichos casos resultarán más aconsejables los procedimientos no paramétricos que, entre otras razones, son aplicables a un mayor número de casos y gozan de una mayor flexibilidad. Por otra parte, el hipotético ajuste de los datos a una distribución probabilística específica y conocida recomendará la utilización de procedimientos paramétricos para la estimación de la función de supervivencia, ya que de alguna manera, el investigador controla el comportamiento de los datos.

3.4.1. MÉTODOS NO PARAMÉTRICOS DE ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE SUPERVIVENCIA

Los métodos no paramétricos destacan por su facilidad de aplicación y de comprensión. En

⁵³ Respecto a los procedimientos no paramétricos, el método de Kaplan-Meier ha sido desarrollado básicamente por las aportaciones de Kaplan y Meier (1958), Efron (1967), Breslow y Crowley (1974) y Meier (1977), destacando por otra parte los desarrollos del método Actuarial llevados a cabo entre otros por Berkson y Gage (1952), Cutler y Ederer (1958), Chiang (1960, 1968) y Gehan (1969). Especialmente interesante en este sentido es el trabajo de Gross y Clark (1975), quienes discutieron los modelos paramétricos y no paramétricos y las técnicas de gráficos para ambos datos de duración censurados y completos.

líneas generales, son menos eficientes que los paramétricos cuando los tiempos de supervivencia siguen una distribución teórica concreta y más eficientes cuando no conocemos una distribución teórica apropiada. También debe destacarse que los métodos no paramétricos son bastante útiles como primera aproximación de los datos analizados con el fin de encontrar una distribución específica para el modelo.

Entre los procedimientos no paramétricos para la estimación de la función de supervivencia en poblaciones homogéneas, es decir, sin presencia de covariables, destacan dos métodos: el *Método de Kaplan-Meier* y el *Método Actuarial*, los cuales incluyen la información de los tiempos censurados por la derecha. También se analizarán las versiones del Método de Kaplan-Meier para datos censurados a la izquierda, censurados a la derecha y a la izquierda y censurados por intervalos.

El método Actuarial es conocido también como el *Método de la Tabla de vida*. Este procedimiento resulta apropiado cuando disponemos de un gran número de observaciones porque agrupa los tiempos de participación en intervalos. Sin embargo, su aplicación resulta inadecuada cuando el número de observaciones no es suficientemente elevado, proporcionando en estos casos estimaciones poco precisas de la función de supervivencia ya que al agrupar los tiempos de observación en intervalos algunos de ellos podrían quedar vacíos o en todo caso ser poco significativos. En este último caso resultaría más conveniente la aplicación del método de Kaplan-Meier. No obstante, la estimación de la función de supervivencia por estos dos métodos es esencialmente la misma como comprobaremos a continuación.

Analizados estos dos métodos de manera sintética y preliminar, la única diferencia radica en que la estimación con el método de Kaplan-Meier está basada en tiempos de supervivencia individuales mientras que en el método Actuarial estos tiempos se han agrupado en intervalos. Por ello, el método de Kaplan-Meier puede ser considerado como un caso especial del método Actuarial, donde cada intervalo contiene una única observación.

3.4.1.1. ESTIMACIÓN NO PARAMÉTRICA DE KAPLAN-MEIER

El método de Kaplan-Meier es, sin lugar a dudas, uno de los métodos más utilizados sobre todo en investigaciones de naturaleza empírica, apoyado este hecho por la creciente presencia de esta técnica en el software estadístico y econométrico al uso. Básicamente, la aplicación de esta técnica se apoya en la estimación de la probabilidad de supervivencia para cada tiempo completo diferente t_j . Kaplan y Meier (1958) estiman la probabilidad de que no se produzca el evento en t_j mediante la ley multiplicativa $[P(T > t_j)]$, consistente en multiplicar la probabilidad de que no se produzca el evento hasta t_{j-1} por la probabilidad condicionada de que no se produzca el evento en un momento t_j después de no haberse producido el evento en t_{j-1} , siendo denotado por el subíndice j cada tiempo de duración diferente, es decir

$$\hat{S}(t_j) = \hat{S}(t_{j-1}) \hat{S}(t_j | t_{j-1}) \quad (40)$$

por lo que se comporta como una función continua por la derecha en el punto en el que se produce el evento ya que, como hemos dicho anteriormente, se estima la probabilidad de que no se produzca dicho suceso en un tiempo t_j es decir, $P(T > t_j)$.

En el caso en que no existen observaciones censuradas en una muestra de tamaño n del siguiente tipo $t_{(1)} \# t_{(2)} \# \dots \# t_{(n)}$, donde los $t_{(j)}$ representan los tiempos hasta que se produce el evento final de forma ordenada, la función de supervivencia estimada puede ser calculada directamente como la proporción de observaciones con tiempo de duración superior o igual a un determinado tiempo t

$$\hat{S}(t) = \frac{\text{Nº observaciones que sobreviven un tiempo } \geq t}{\text{Nº total de observaciones}} \quad \text{siendo } t \geq 0 \quad (41)$$

Esta función es, como ya indicamos anteriormente, una función escalonada decreciente, donde los intervalos son definidos como un rango ordenado de los tiempos de supervivencia en el que cada intervalo comienza en cada período de tiempo de fallo observado y finaliza justo antes del

siguiente período de fallo ordenado. Es una función que, en el caso de que todos los tiempos observados hasta que se produce el evento sean distintos, decrece en escalones de amplitud $1/n$ después de cada dato observado de duración completo. Por otra parte, en el caso de que existan “empates” en los tiempos observados decrecerá en escalones de amplitud d_i/n después de cada tiempo de duración en el que existen datos iguales, siendo d_i el número de “empates”, entendido como el número de elementos para los que coincide el tiempo de fallo.

La función de densidad para una muestra con datos no censurados es estimada como la proporción de observaciones que fallan en un determinado intervalo por unidad de tiempo

$$\hat{f}(t) = \frac{\text{Nº observaciones que fallan en el intervalo } (t, t + \Delta t)}{\text{Nº total de observaciones} \times \text{Amplitud del intervalo}} \quad (42)$$

Por último, la función de riesgo para una muestra con datos completos o no censurados es estimada como la proporción de observaciones que fallan en un determinado intervalo por unidad de tiempo, para las observaciones que no han fallado hasta un instante anterior a t

$$\hat{h}(t) = \frac{\text{Nº observaciones que fallan en el intervalo } (t, t + \Delta t)}{\text{Nº total de observaciones en riesgo en } t \times \text{Amplitud del intervalo}} \quad (43)$$

En el caso de que existan observaciones censuradas, la estimación anterior no debería ser utilizada ya que los tiempos censurados nos aportan una información bastante útil que debe ser tenida en cuenta. Por ejemplo si algunas observaciones son censuradas por la derecha aunque no conozcamos esos tiempo reales, sabemos que éstos son mayores o iguales a los tiempos de censura. Aunque normalmente la censura con la que nos encontramos es una censura a la derecha también existen trabajos que estudian el caso de la censura por intervalo, destacando entre ellos los de Peto (1973), Farrington (1996) y Dorey, Little & Schenker (1993).

Por tanto, cuando existen observaciones censuradas por la derecha en nuestra muestra, la fórmula general para el cálculo de la función de supervivencia estimada según el modelo de Kaplan-Meier viene dada por la siguiente expresión:

$$\hat{S}(t) = \prod_{t_j \leq t} \frac{n_j - d_j}{n_j} \quad (44)$$

donde, d_j es el número de eventos observados, y n_j representa el número de observaciones en riesgo de producirse el evento en t_j , y viene dado por

$$n_j = n_{j-1} - d_{j-1} - w_{j-1} - l_{j-1} \quad (45)$$

siendo w_j las observaciones censuradas correspondientes a los retirados del estudio sin haberse producido el evento y l_j las observaciones censuradas a consecuencia de las observaciones perdidas. Como puede comprobarse en la expresión anterior, los tiempos censurados no son considerados como parte del conjunto de observaciones en riesgo, después del tiempo de censura.

El Método de Kaplan-Meier proporciona el estimador no paramétrico máximo verosímil de la función de supervivencia $S(t)$ cuando en el conjunto de observaciones existen datos censurados o incompletos y generaliza a la función de supervivencia empírica, pues coincide con la supervivencia estimada en ausencia de censura (véase Allison (1995)).

Adicionalmente, y siguiendo a Greenwood (1926), podemos determinar la varianza de la función de supervivencia estimada, a partir de la siguiente expresión⁵⁴:

$$\text{Var}[\hat{S}(t)] = \hat{S}(t)^2 \sum_{t_j \leq t} \frac{d_j}{n_j(n_j - d_j)} \quad (46)$$

Para su cálculo se suele considerar que el número de individuos que sobreviven en un determinado intervalo $t_j - t_{j+1}$ sigue una distribución binomial con parámetros n_j que representa las observaciones en riesgo de producirse el evento en t_j y p_j como la probabilidad de supervivencia en el intervalo dado.

⁵⁴ Greenwood, M., (1926), págs.1-26.

La estimación de p_j es $\hat{p}_j = \frac{(n_j - d_j)}{n_j}$ y la varianza $\text{var}(\hat{p}_j) = \frac{\hat{p}_j (1 - \hat{p}_j)}{n_j}$

También podemos expresar la función de supervivencia estimada de la siguiente forma

$\hat{S}(t) = \prod_{t_j \leq t} \hat{p}_j$ con lo que tomando logaritmos obtenemos

$$\log \hat{S}(t) = \sum_{t_j \leq t} \log \hat{p}_j \quad (47)$$

Finalmente, y a partir de los cálculos anteriores, tomando varianzas obtenemos

$$\text{var}[\log \hat{S}(t)] = \sum_{t_j \leq t} \text{var}(\log \hat{p}_j) \quad (48)$$

Utilizando el desarrollo en series de Taylor de primer orden puede escribirse como $\text{var}(\log \hat{p}_j) \approx \left(\frac{d \log \hat{p}_j}{d \hat{p}_j} \right)^2 \cdot \text{var} \hat{p}_j = \frac{\text{var} \hat{p}_j}{\hat{p}_j^2}$ y sustituyendo obtendríamos⁵⁵

$$\text{var}(\log \hat{p}_j) \approx \frac{1 - \hat{p}_j}{n_j \hat{p}_j} = \frac{d_j}{n_j (n_j - d_j)} \quad (49)$$

con lo que despejando tendremos que

⁵⁵ Mediante el desarrollo en series de Taylor podemos expresar la varianza de una función $g(X)$ de una variable aleatoria

X como $\text{var}[g(X)] \approx \left[\frac{dg(X)}{dX} \right]^2 \text{var}(X)$

$$\text{var}[\log S(t)] \approx \sum_{t_j \leq t} \frac{d_j}{n_j(n_j - d_j)} \quad (50)$$

Si volvemos a utilizar la aproximación en series de Taylor obtenemos la siguiente expresión

$$\text{var}[\log \hat{S}(t)] \approx \frac{\text{var}[\hat{S}(t)]}{[\hat{S}(t)]^2} \quad (51)$$

Una vez que sustituimos en la expresión anterior obtenemos la conocida como fórmula de Greenwood para la varianza.

Aunque Kaplan y Meier expresan la función de supervivencia como $S(t) = P(T > t)$, sin embargo otros autores la expresan como $S(t) = P(T \geq t)$ por lo que la función de supervivencia estimada según el modelo de Kaplan-Meier viene dada por la siguiente expresión

$$\hat{S}(t) = \prod_{t_j \leq t} \frac{n_j - d_j}{n_j} \quad (52)$$

También se llega al acuerdo de que si un fallo y una pérdida ocurren en un mismo momento de tiempo, se trata el fallo como si hubiera ocurrido un poco antes de dicho momento de tiempo y la pérdida como si ésta hubiera ocurrido un poco después. Por tanto, estimamos $\hat{S}(t_j + 0) = \lim_{x \rightarrow 0^+} \hat{S}(t_j + x)$ es decir⁵⁶,

$$\hat{S}(t_j + 0) = \hat{S}(t_{j-1} + 0) \frac{n_j - d_j}{n_j} \quad (53)$$

Adicionalmente pueden construirse intervalos de confianza para la función de supervivencia utilizando la transformación logarítmica de la tasa de riesgo propuesta por Borgan y Liestøl (1990)

⁵⁶ Lawless, J.F.(1982), págs. 72-73.

de la siguiente forma $[(t_0)^{1/2}, (t_0)^2]$ donde⁵⁷

$$\theta = \exp \left[\frac{Z_{1-\alpha/2} \sigma_s(t_0)}{\text{Ln}[\hat{S}(t_0)]} \right] \quad (54)$$

En la expresión anterior es necesario conocer el valor del término $\mathbf{F}_s^2$, obtenido como el cociente entre la varianza de la función de supervivencia estimada y la función de supervivencia estimada al cuadrado. Este término $\mathbf{F}_s^2$ coincide con la suma en la fórmula de Greenwood

$$\sigma_s^2 = \frac{\hat{V}[\hat{S}(t)]}{\hat{S}(t)^2} \quad (55)$$

Finalmente, puede comprobarse que el intervalo obtenido para la función de supervivencia es no simétrico, dentro del rango establecido $[0, 1]$, que representan los límites de la función de supervivencia. Tal y como puede comprobarse, el intervalo para la función de supervivencia propuesto por Borgan y Liestøl coincide con el que habían expuesto Kalbfleisch y Prentice (1980) los cuales proponían aplicar la distribución normal asintótica a una transformación de $S(t)$ para la que el rango no está restringido. Una transformación posible es la transformación siguiente

$$\hat{v}(t) = \text{Ln}(-\text{Ln}(\hat{S}(t))) \quad (56)$$

Un estimador aproximado de la varianza es

$$\hat{V}\text{ar}(\hat{v}(t)) = \hat{V}\text{ar}(\text{Ln}[-\text{Ln}\hat{S}(t)]) \approx \frac{1}{[\text{Ln} \hat{S}(t)]^2} \sum_{t_j \leq t} \frac{d_j}{n_j(n_j - d_j)} \quad (57)$$

El intervalo de confianza asintótico dado por

$$\hat{v}(t) \pm Z_{1-\alpha/2} [\hat{V}\text{ar}(\hat{v}(t))]^{1/2} \quad (58)$$

⁵⁷ Klein, J. P. y Moeschberger, M. L. (1997), pág 97.

aporta el intervalo de confianza aproximado para la función de supervivencia estimada. Ambos intervalos coinciden ya que la función de supervivencia y la función de riesgo acumulado están relacionadas según la expresión (29). Debemos hacer notar que hemos elegido el intervalo de

$$\hat{S}(t)^{\exp(\pm Z_{1-\alpha/2} [\hat{Var}(\hat{v}(t))]^{1/2})} \quad (59)$$

confianza anteriormente propuesto y no un intervalo de confianza lineal definido como

$$\hat{S}(t) \pm Z_{1-\alpha/2} (\hat{Var}(\hat{S}(t)))^{1/2} \quad (60)$$

porque a veces estos intervalos de confianza pueden contener valores imposibles fuera del rango [0,1] que representan los límites de la función de supervivencia. En algunos casos, para solucionar este problema, se sustituyen por el valor 0 los extremos inferiores de los intervalos de confianza que son inferiores a 0 y los extremos superiores de los intervalos de confianza que son superiores a 1 por el valor 1. Tal y como muestran Letón y Pedromingo (1996), estos intervalos son simétricos.

Aunque la mayoría de los manuales y análisis empíricos con datos de supervivencia tratan la censura por la derecha, también se han presentado en algunas ocasiones análisis con datos censurados por la izquierda. Así Wagner y Altmann (1973) analizaron datos de este tipo cuando realizaron un estudio en la reserva Amboseli en Kenya sobre el momento del día en el cual los miembros de un grupo de mandriles descendían de los árboles en los que dormían.

Posteriormente, Ware y Demets (1976) volvieron a utilizar estos datos para aplicar una versión con censura a la izquierda del estimador de Kaplan-Meier. Esta versión consistía en invertir la escala de tiempo, es decir, en lugar de medir el tiempo desde el origen, se fijaba un tiempo mayor **J** y se volvían a definir tiempos nuevos restando a **J** los tiempos originales. Ello provocaba que los datos que anteriormente presentaban censura a la izquierda ahora eran censurados a la derecha y el estimador Producto-Límite se obtenía como $P(\mathbf{J}-X>t) = P(X<\mathbf{J}-t)$.

Los ejemplos de utilización de la censura por la izquierda son ciertamente escasos, ya que lo más común es que se den ambos tiempos de censura por la derecha y por la izquierda. En el caso en que tengamos algunos datos censurados por la derecha y otros por la izquierda, Turnbull (1974) sugirió un estimador Producto-Límite modificado. Este estimador no tiene una forma exacta y su obtención específica para una muestra dada está basada en un procedimiento iterativo.

Para construir este estimador suponemos que tenemos un área de puntos referidos a momentos de tiempo $0 < t_0 < t_1 < t_2 < \dots < t_m$ en los cuales los sujetos son observados. De esta forma denotamos por d_j al número de eventos en el momento de tiempo t_j , por c_j al número de observaciones censuradas por la izquierda en t_j y r_j el número de observaciones censuradas a la derecha. La única información que proporcionan las observaciones censuradas por la izquierda de t_j es que el evento de interés ha ocurrido en algún momento de tiempo $t_i \neq t_j$.

El estadístico estima la probabilidad de que este evento ocurra en cada posible t_i menor que t_j basado sobre una estimación inicial de la función de supervivencia. Mediante la utilización de esta estimación inicial se calcula un número esperado de eventos en t_j , el cual es empleado para actualizar la estimación de la función de supervivencia. Este procedimiento se repite hasta que la función de supervivencia estimada se estabiliza. A continuación describimos en el siguiente cuadro los principales pasos necesarios para llevar a cabo el algoritmo de estimación de la función de supervivencia cuando nos enfrentamos a datos que pueden estar censurados por la izquierda, mientras que otros de ellos pueden presentar dicha censura por la derecha⁵⁸.

⁵⁸ Véase Klein, J. P. y M. L. Moeschberger, (1997), pág 128.

CUADRO 1. PASOS PARA ESTIMAR LA FUNCIÓN DE SUPERVIVENCIA
EN PRESENCIA DE DATOS CENSURADOS POR LA DERECHA
Y OTROS POR LA IZQUIERDA

Paso 0: Se calcula la estimación inicial de la función de supervivencia para cada t_j , $S_0(t_j)$ según la estimación Producto-Límite pero ignorando las observaciones censuradas por la izquierda.

Paso 1: Se utiliza esta estimación para estimar p_{ij} . Estas probabilidades únicamente se calculan para los tiempos censurados por la izquierda.

$$p_{ij} = P(t_{j-1} < X_{\#i} / X_{\#i} \leq t_j) = [S_k(t_{j-1}) - S_k(t_j)] / [1 - S_k(t_j)] \quad j \neq i$$

Paso 2: Se utilizan los resultados del paso anterior y se estima el número de eventos en el momento t_j .

$$\hat{d}_j = d_j + \sum_{i=j}^m c_i p_{ij}$$

Paso 3: Se calcula el estimador Producto-Límite conocido pero basado en los datos censurados a la derecha estimados con $\hat{d}_j$ eventos y r_j observaciones censuradas a la derecha en t_j , ignorando los datos censurados a la izquierda. Si esta estimación $S_{k+1}(t)$ está cercana a $S_k(t)$ para todos los tiempos t , se para el proceso, en caso contrario volvemos al paso 1. Se considera cercano cuando está a menos de 0,001 para todos los t_j .

Por otra parte, la técnica empleada puede ser también aplicable al caso de la censura por intervalos, donde la única información de que se dispone para cada observación es que su tiempo de fallo ocurre dentro de un intervalo $(L_i, R_i]$, $i=1,2,\dots,n$, siendo el tiempo exacto de ocurrencia del evento desconocido. En estos casos, se opta por estimar la función de supervivencia modificando el proceso iterativo propuesto por Turnbull para el ejemplo anterior. Así consideramos un área de puntos correspondientes a distintos momentos del tiempo $0 = J_0 < J_1 < \dots < J_m$ los cuales incluyen todos los puntos L_i, R_i para $i=1, 2, \dots, n$. Para la i -ésima observación definimos un peso $"_{ij}$ que toma el valor 1 cuando el intervalo $(J_{j-1}, J_j]$ está contenido en el intervalo $(L_i, R_i]$ y el valor 0, en otro caso. Así $"_{ij}$ nos indica si el evento que ocurre en el intervalo $(L_i, R_i]$ pudo haber ocurrido en J_j . Como paso previo debe ser obtenida la estimación inicial de la función de supervivencia en cada J_j . El algoritmo sigue proceso descrito en el cuadro 2.

**CUADRO 2. PASOS PARA ESTIMAR LA FUNCIÓN DE SUPERVIVENCIA
EN PRESENCIA DE DATOS CENSURADOS POR INTERVALOS**

Paso 1: Se calcula la probabilidad de que un evento de interés ocurra en un momento de tiempo $\mathbf{J}_j$, es decir, $p_j = S(\mathbf{J}_{j-1}) - S(\mathbf{J}_j)$ para todo $j=1, 2, \dots, m$

Paso 2: Se estima el número de eventos que ocurrieron en $\mathbf{J}_j$.

$$d_j = \sum_{i=1}^n \frac{\alpha_{ij} p_j}{\sum_k \alpha_{ij} p_k}$$

siendo el denominador la probabilidad asignada a los posibles tiempos de fallos en el intervalo $(L_i, R_i]$

$$Y_j = \sum_{k=j}^m d_k$$

Paso 3: Se calcula el número de observaciones en riesgo estimadas en el momento de tiempo $\mathbf{J}_j$,

Paso 4: Se construye el estimador Producto-Límite aproximado usando los datos simulados calculados en los pasos 2 y 3. En el caso en que la estimación actualizada de la función de supervivencia esté cercana a la primera estimación de la función de supervivencia para todos los $\mathbf{J}_j$ (inferior a 10^{-7}), detenemos el proceso iterativo; en caso contrario repetimos los pasos 1,2 y 3, usando la estimación actualizada de supervivencia.

3.4.1.2. ESTIMACIÓN NO PARAMÉTRICA MEDIANTE EL MÉTODO ACTUARIAL

Una vez examinado el procedimiento de Kaplan-Meier y el especial tratamiento que requiere la censura según la modalidad con que ésta se presenta, abordaremos el desarrollo metodológico del *Método Actuarial*, también conocido como *Método de la Tabla de Vida*, procedimiento especialmente recomendable cuando disponemos de un gran número de observaciones. A la hora de desarrollar la técnica denotaremos por d_j al número de observaciones en las que se produce el evento de interés en el intervalo I_j , n_j al número de observaciones en riesgo de producirse el evento

al comienzo del intervalo I_j y por m_j al número de observaciones censuradas (perdidas y retiradas) en dicho intervalo.

Así, la función de supervivencia estimada vendrá dada por

$$\hat{S}(t_k) = \prod_{t_j \leq t} \left(1 - \frac{d_j}{n_j - \frac{m_j}{2}}\right) \quad (61)$$

ya que se aceptará el supuesto de partida de que los elementos con tiempos incompletos, es decir censurados, se distribuyen uniformemente dentro de cada intervalo analizado y, en promedio, serán observados hasta la mitad del intervalo, ya que se considera que en promedio las pérdidas o censuras ocurren a la mitad del intervalo, con lo que el número estimado de elementos expuestos en riesgo en el intervalo I_j se halla como $n_j - m_j/2$.

La varianza de la función de supervivencia estimada puede obtenerse, entre otros, con la fórmula aproximada de Greenwood de la misma forma que para el método Kaplan-Meier se calculaba mediante la expresión (46). Respecto a la función de densidad de probabilidad estimada en el punto medio del intervalo $I_j = [a_{j-1}, a_j]$, esta vendrá dada por la siguiente expresión

$$\hat{f}(a_{mj}) = \frac{[\hat{S}(a_{j-1}) - \hat{S}(a_j)]}{(a_j - a_{j-1})} \quad (62)$$

siendo el punto medio del intervalo I_j , $a_{mj} = (a_j + a_{j-1})/2$.

El error estándar de la función de densidad en el punto medio del intervalo I_j se obtiene como

$$\hat{E}\hat{E}[\hat{f}(a_{mj})] = \frac{\hat{S}(a_{j-1}) \hat{q}_j}{(a_j - a_{j-1})} \sqrt{\sum_{i=1}^{j-1} \frac{\hat{q}_i}{n_i \hat{p}_i} + \frac{\hat{p}_j}{n_j \hat{q}_j}} \quad (63)$$

donde la probabilidad condicionada estimada de experimentar el evento y la probabilidad condicionada estimada de sobrevivir en el intervalo I_j son respectivamente

$$\hat{q}_j = \frac{d_j}{n_j - \frac{m_j}{2}} \quad \text{y} \quad \hat{p}_j = 1 - \frac{d_j}{n_j - \frac{m_j}{2}} \quad (64)$$

La tasa de riesgo estimada en el punto medio del intervalo I_j representa la tasa relativa media de experimentar el evento y viene dada por la siguiente expresión

$$\hat{h}(a_{mj}) = \frac{\hat{f}(a_{mj})}{\hat{S}(a_{mj})} = \frac{\hat{f}(a_{mj})}{\hat{S}(a_j) + \frac{[\hat{S}(a_{j-1}) - \hat{S}(a_j)]}{2}} \quad (65)$$

siendo su error estándar obtenido de la siguiente forma

$$\hat{EE}[h(a_{mj})] = \{1 - [\hat{h}(a_{mj})(a_j - a_{j-1})/2]\}^{1/2} \sqrt{\frac{[\hat{h}(a_{mj})]^2}{n_j \hat{q}_j}} \quad (66)$$

pudiendo obtener análogamente, un intervalo de confianza para la tasa de riesgo

$$\hat{h}(a_{mj}) \pm Z_{1-\alpha/2} \cdot \hat{EE}(\hat{h}_{mj}) \quad (67)$$

En este tipo de estudios, podría resultar interesante obtener información sobre el tiempo medio de supervivencia, aunque su obtención resulta en muchos casos imposible ya que no disponemos de todos los tiempos de fallo para todas las observaciones, al poder estar éstas censuradas. No obstante, sí puede obtenerse un estimador de dicho valor medio como aproximación de dicho parámetro mediante la siguiente expresión⁵⁹:

⁵⁹ Lee, E. T., (1992), págs. 72-76.

$$\hat{\mu} = \int_0^{\infty} \hat{S}(t) dt \quad (68)$$

Cuando para una muestra de n observaciones, una vez ordenados de forma creciente los tiempos de fallo $t_{(1)} \# t_{(2)} \# \dots \# t_{(r)}$, la observación con un mayor tiempo $t_{(n)}$ es una observación no censurada $t_{(r)} = t_{(n)}$ la media puede ser estimada de la siguiente forma

$$\hat{\mu} = 1 \times t_{(1)} + \hat{S}(t_{(1)})(t_{(2)} - t_{(1)}) + \hat{S}(t_{(2)})(t_{(3)} - t_{(2)}) + \dots + \hat{S}(t_{(r-1)})(t_{(r)} - t_{(r-1)}) \quad (69)$$

Sin embargo, cuando la observación con un mayor tiempo es censurada $t_{(n)} \neq t_{(r)}$ y utilizamos el mayor tiempo no censurado $t_{(r)}$ en la ecuación anterior, la estimación de la media puede estar infravalorada. Por ello Irwin (1949) sugiere que en lugar de estimar la media del tiempo de supervivencia tal y como lo hemos hecho anteriormente se debe elegir un tiempo límite L y estimar la media del tiempo de supervivencia limitado al tiempo L utilizando en la expresión anterior en lugar de $t_{(r)}$ el valor seleccionado L .

Dado lo dicho en el párrafo anterior, resultará más útil obtener la mediana para dicha función de supervivencia estimada, ya que su cálculo no requiere conocer el tiempo completo hasta que se produce el evento de interés en todas las observaciones. No obstante, cuando la tasa de incidencia del evento durante el período de estudio es muy reducida, el tiempo mediano de duración del evento puede llegar a carecer de representatividad.

3.4.1.3. OTROS ESTIMADORES NO PARAMÉTRICOS

Aunque el procedimiento de estimación no paramétrico propuesto por Kaplan y Meier ha sido y sigue siendo en la actualidad uno de los más utilizados en Análisis de Supervivencia, parece oportuno dedicar un apartado a otros procedimientos alternativos desarrollados con el mismo fin en

los últimos años y que, a pesar de la predominancia del anteriormente descrito, suministran en determinados casos una alternativa razonable al problema de la construcción de funciones de supervivencia y riesgo con datos de duración.

Peterson (1977) propuso que el estimador de la función de supervivencia de Kaplan-Meier podía ser utilizado para estimar la función de riesgo acumulado de la siguiente forma

$$\hat{H}(t) = -\ln(\hat{S}(t)) = -\ln\left(\prod_{t_0 \leq t} \left(\frac{n_i - d_i}{n_i}\right)\right) = -\ln\left(\sum_{t_0 \leq t} \left(\frac{n_i - d_i}{n_i}\right)\right) = \sum_{t_0 \leq t} -\ln\left(1 - \frac{d_i}{n_i}\right) \quad (70)$$

Una alternativa al estimador de la tasa de riesgo acumulada fue propuesto por primera vez por Nelson (1972) y después por Aalen (1978a). De esta forma el estimador de Nelson-Aalen del riesgo acumulado queda como

$$\tilde{H}(t) = \begin{cases} 0 & \text{si } t \leq t_i \\ \sum_{t_i \leq t} \frac{d_i}{n_i} & \text{si } t_i \leq t \end{cases} \quad (71)$$

Respecto a la varianza del estimador de Nelson-Aalen, formulada por Aalen (1978a), ésta viene dada por

$$\sigma_{\tilde{H}}^2(t) = \sum_{t_i \leq t} \frac{d_i}{n_i^2} \quad (72)$$

Por lo tanto, basándonos en el estimador de Nelson-Aalen de la tasa de riesgo acumulado, podemos estimar la función de supervivencia como

$$\tilde{S}(t) = e^{-\tilde{H}(t)} \quad (73)$$

Utilizando adecuadamente el desarrollo en series de Taylor obtenemos

$$d_i / n_i \approx -\ln[1 - (d_i / n_i)] \quad (74)$$

para cada tiempo de supervivencia, por lo que el estimador de Nelson-Aalen de la función de supervivencia será siempre mayor o igual que el estimador de Kaplan-Meier. Sin embargo, cuando el número de observaciones en riesgo respecto al número de eventos es muy grande, $d_i/n_i \rightarrow -\ln(1-d_i/n_i)$, la diferencia entre el estimador de Nelson-Aalen y el estimador de Kaplan-Meier de la función de supervivencia será muy pequeña.

Un intervalo de confianza dado para el estimador de Nelson-Aalen es el siguiente

$$\tilde{H}(t) = \exp \{ \pm z_{(\alpha/2)} \tilde{\phi}(t) \} \quad (75)$$

donde

$$\tilde{\phi}(t) = \sqrt{\frac{\hat{Var}[\tilde{H}(t)]}{[\tilde{H}(t)]^2}} \quad (76)$$

3.4.2. MODELOS PARAMÉTRICOS DEL TIEMPO DE FALLO

En los siguientes apartados se analizarán las principales distribuciones apropiadas para el tiempo de duración T en poblaciones homogéneas. Como comentario general debemos mencionar que la distribución gaussiana no resulta demasiado adecuada para la estimación paramétrica de la función de supervivencia, ya que como hemos mencionado anteriormente, la variable aleatoria debe tomar valores positivos y la distribución normal puede tomar valores negativos. Siguiendo dicha norma básica, las distribuciones que se han venido utilizando tradicionalmente han sido la exponencial, weibull, log-normal, gamma y la log-logística, entre otras. No obstante, muchas distribuciones cuyo soporte incluya valores negativos pueden ser utilizadas como modelo para el logaritmo de T ⁶⁰.

⁶⁰ Las propiedades y base teórica son consideradas en detalle por Johnson, N. L. y Kotz, S., (1970).

A continuación se detallarán en los siguientes apartados las principales características de estas distribuciones, por otra parte bastante conocidas, haciendo especial hincapié en las diferentes características de forma y escala en función de los parámetros que caracterizan en cada caso a dichas distribuciones.

3.4.2.1. LA DISTRIBUCIÓN EXPONENCIAL

La distribución exponencial es la más simple y, sin embargo, la más utilizada en estudios sobre análisis de duración. Entre otras aplicaciones empíricas, en los años 40 fue elegida por los investigadores para describir el patrón de vida de sistemas electrónicos⁶¹. Esta distribución se define a través de la función de riesgo, ya que la variable aleatoria T , tiempo hasta que se produce el evento, sigue una distribución exponencial si su función de riesgo es constante, es decir

$$h(t) = \lambda > 0 \quad t \geq 0 \quad (77)$$

Consideraremos por tanto, en estos casos, que la tasa instantánea de fallo es independiente del lapso de tiempo que transcurre hasta que se produce el evento. Por ello, se dice que la distribución exponencial cumple la propiedad de “falta de memoria”. En estos casos la función de supervivencia tomará la forma

$$S(t) = e^{-\lambda t} \quad t \geq 0 \quad (78)$$

ya que en la expresión (27) $h(u)$ es una constante por lo que sale fuera de la integral quedando la expresión (78). La función de densidad queda como

$$f(t) = \lambda e^{-\lambda t} \quad (79)$$

obtenida al despejar $f(t)$ en la expresión (23) e igualando la tasa de riesgo a una constante **8**. Finalmente, la función de distribución acumulativa se obtendrá como

⁶¹ Lee, E. T., (1992), págs 131-135.

$$F(t) = 1 - e^{-\lambda t} \quad t \geq 0 \quad (80)$$

obteniendo como valor medio esperado $1/\lambda$ y como varianza $1/\lambda^2$. El p-percentil de t vendrá dado por

$$t(p) = 1/\lambda \log [100/(100-p)] \quad (81)$$

Aunque la distribución exponencial es una de las más utilizadas debido a su sencillez de aplicación y a que es un modelo adecuado en un gran número de situaciones presenta también serios inconvenientes. Por una parte, es una distribución muy restrictiva debido a que utiliza una función de riesgo constante; también debe destacarse que no es un modelo robusto debido a que los procesos de inferencia en este modelo son muy sensibles a las desviaciones de los datos respecto a la distribución exponencial. Por ello, en caso de duda razonable sobre la idoneidad de este modelo exponencial, debemos previamente considerar otras distribuciones más generalizables como, por ejemplo, la distribución de Weibull.

En la figura 9 se muestra la representación gráfica de la función de supervivencia, la función de riesgo y la función de densidad para una distribución exponencial con parámetro constante $\lambda=0,3$.

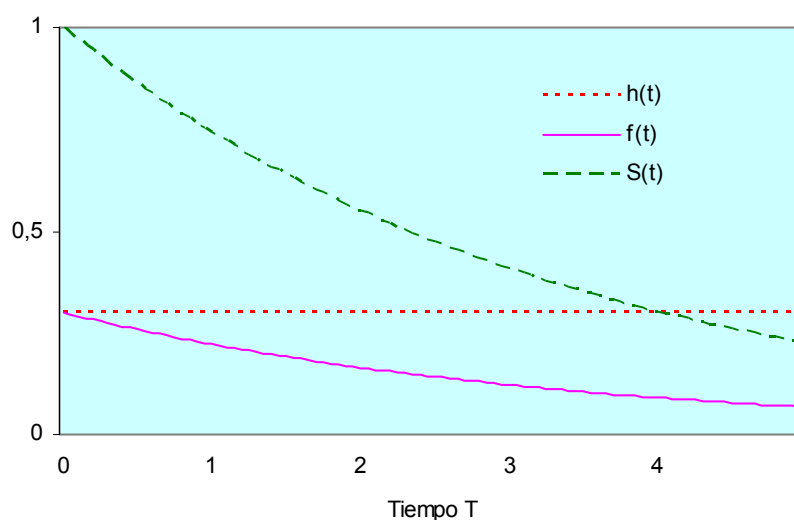


Figura 9. Funciones de Supervivencia, Riesgo y Densidad para la distribución exponencial con parámetro $\theta=0,3$

En la práctica se puede verificar si la variable T sigue una distribución exponencial representando los pares de valores tiempo de duración y logaritmo de la función de supervivencia estimada para cada unidad muestral, $\{t_i, \log S(t_i)\}$ y observar si dichos puntos se corresponden a los situados, al menos de manera aproximada, a lo largo de una línea recta con pendiente igual a $-\hat{\lambda}$, con lo que si tomamos logaritmos en la estimación de $S(t)$ obtendríamos

$$\log S(t) = -\hat{\lambda} t \quad (82)$$

En estos casos, puede utilizarse la estimación de Kaplan-Meier para obtener $S(t)$, siguiendo el procedimiento descrito en apartados anteriores.

3.4.2.2. LA DISTRIBUCIÓN DE WEIBULL

La distribución de Weibull es una generalización de la distribución exponencial anteriormente comentada, teniendo en cuenta que en este caso se permite que la tasa de riesgo $\theta(t)$ dependa del tiempo. Fue propuesta por Waloddi Weibull en 1939 y su aplicabilidad a varias situaciones de fallo

fue tratada por éste en 1951 para su uso en el campo de la Ingeniería. Comparada con la distribución exponencial, la de Weibull es más flexible, ya que se adapta a gran número de tipos de datos de duración, quedando caracterizada por dos parámetros a los que denotamos por θ y p , que determinan respectivamente la escala y la forma de la distribución.

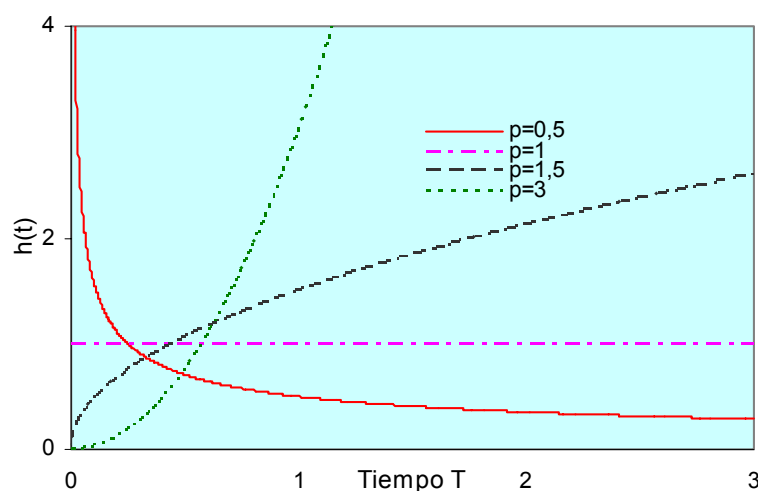


Figura 10. Función de Riesgo para la distribución de Weibull con diferentes parámetros de forma p y $\theta=1$

Respecto a la relación existente entre el parámetro p y el tiempo de supervivencia, ésta se muestra en la figura 10, en la que se ha representado la función de riesgo de la distribución de Weibull con distintos valores del parámetro de forma. Como se observa en dicha figura, cuando el valor del parámetro p es igual a 1, la tasa de riesgo permanece invariable en el tiempo, identificándose en este caso con la distribución exponencial comentada anteriormente. Por otra parte, en el transcurso del tiempo, la tasa de riesgo se incrementa cuando $p > 1$ y se reduce progresivamente para valores de p menores que 1.

La figura 11 representa las funciones de densidad de Weibull con parámetro de escala $\theta=1$ para valores diferentes del parámetro de forma p . De esta forma, la distribución de Weibull puede ser usada para modelizar la distribución de la supervivencia de nuestros datos tanto si nos encontramos con un riesgo creciente, decreciente, como constante en el transcurso del período de tiempo.

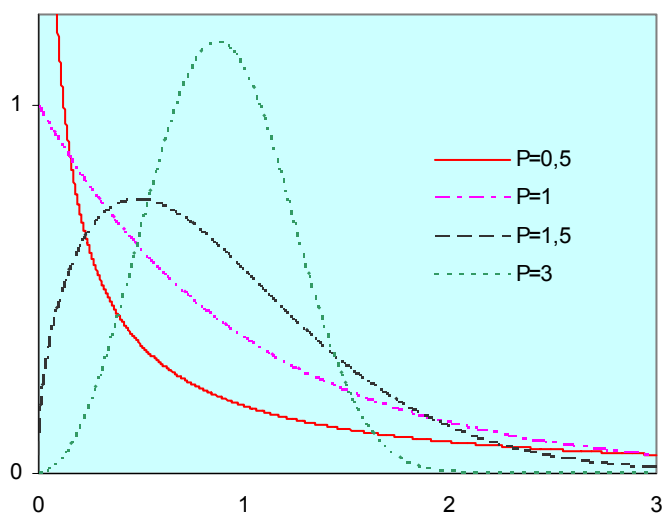


Figura 11. Función de densidad de Weibull para diferentes valores de p y $\lambda=1$

La función de riesgo determinada a partir de la densidad de Weibull puede obtenerse como

$$h(t) = \lambda p (\lambda t)^{p-1} \quad \text{para } t \geq 0 \quad (83)$$

con parámetros $\lambda, p > 0$. Por otra parte, las funciones de supervivencia, de densidad de probabilidad y de distribución son respectivamente las siguientes:

$$S(t) = e^{-(\lambda t)^p} \quad (84)$$

$$f(t) = \lambda p (\lambda t)^{p-1} e^{-(\lambda t)^p} \quad (85)$$

$$F(t) = 1 - e^{-(\lambda t)^p} \quad (86)$$

En la práctica, una forma útil de comprobar si nuestros datos de duración siguen una distribución de Weibull es representar los puntos $[\log t_i, \log\{-\log(t_i)\}]$ y observar que están aproximadamente en línea recta. Si realizamos algunas operaciones obtenemos la relación $\log\{-\log$

$$f(t) = p(\log t + \log 8).$$

3.4.2.3. LA DISTRIBUCIÓN LOG-NORMAL

La distribución log-normal puede ser definida como la distribución de una variable cuyo logaritmo sigue la distribución normal⁶². El origen de esta distribución data de 1879 cuando McAlister describe explícitamente una teoría de la distribución utilizando para ello una log-normal⁶³.

El problema que subyace en esta distribución es que el modelo log-normal es sencillo de aplicar cuando no estamos con observaciones censuradas, es decir, cuando todos los datos de que disponemos representan tiempos completos. Sin embargo, cuando tenemos datos censurados, los cálculos son más complicados, por lo que, frecuentemente se utiliza una distribución log-logística como una adecuada aproximación de la distribución log-normal.

La distribución log-normal resulta adecuada en modelos de supervivencia cuando se produce al inicio del período de estudio un incremento de la tasa de riesgo que va seguida de un decremento de dicha tasa. La función de densidad de probabilidad puede expresarse como

$$f(t) = \frac{1}{t\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(\ln t - \mu)^2} \quad (87)$$

donde t y F toman valores mayores que cero, y la función de supervivencia como

$$S(t) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_t^{\infty} \frac{1}{t} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(\ln t - \mu)^2} dt \quad (88)$$

en la que μ y σ^2 representan respectivamente la media y la varianza.

⁶² Lee, E. T., (1992), pág. 141.

⁶³ McAlister, D., (1879), págs 367-376.

Si llamamos $a = e^{-\lambda}$, entonces tendremos que $-\lambda$ se puede expresar como, $-\lambda = \ln a$. Desarrollando las expresiones (87) y (88) podemos determinar las funciones de densidad de probabilidad y de supervivencia como

$$f(t) = \frac{1}{t\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(\ln(at))^2} \quad (89)$$

y

$$S(t) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_t^{\infty} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(\ln(at))^2} \frac{dt}{t} \quad (90)$$

En la figura 12 se muestran las funciones de densidad de la distribución lognormal para distintos valores de σ^2 y $\lambda=0$ y en la figura 13 se ilustran dichas funciones para diferentes valores de λ y $\sigma^2=0,5$.

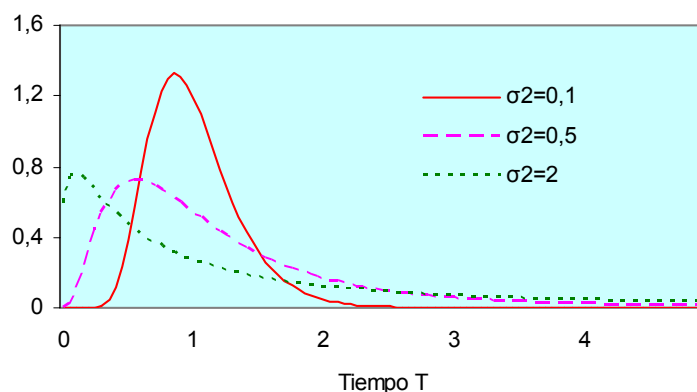


Figura 12. Función de densidad Lognormal con $\lambda=0$ y distintos valores de σ^2

De lo comentado con anterioridad se desprende que λ y σ^2 son por tanto los parámetros de escala y de forma respectivamente. Así, en la figura 12 se muestra que conforme se incrementa el valor de σ^2 , mayor es la asimetría positiva que presenta la distribución, comportándose por tanto como un parámetro de forma. Sin embargo en la figura 13 se muestra que cuando varían los valores

de μ lo que cambia es la escala.

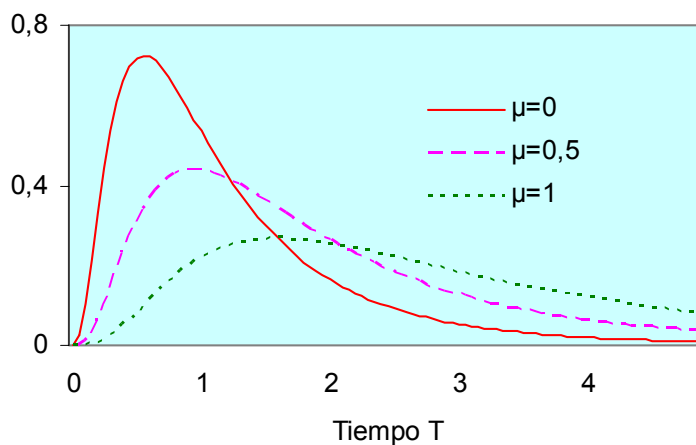


Figura 13. Función de densidad Lognormal con $F^2=0,5$ y distintos valores de μ

3.4.2.4. LA DISTRIBUCIÓN LOG-LOGÍSTICA

La distribución log-logística resulta más conveniente que la distribución log-normal cuando disponemos de observaciones censuradas, suministrando buenas aproximaciones a la distribución log-normal excepto en los extremos de las colas. Así, la distribución log-logística resulta adecuada cuando se da un cambio en la dirección de la variación de la función de riesgo.

En este caso, la función de densidad de probabilidad viene expresada de la siguiente forma

$$f(t) = \lambda p(\lambda t)^{p-1} [1 + (\lambda t)^p]^{-2} \quad (91)$$

de forma que, $p=F^{-1}$ y $\lambda=e^{-\mu}$.

Por otra parte, las funciones de supervivencia y de riesgo son respectivamente

$$S(t) = \frac{1}{1 + (\lambda t)^p} \quad (92)$$

y,

$$h(t) = \frac{\lambda p (\lambda t)^{p-1}}{1 + (\lambda t)^p} \quad (93)$$

Como se puede apreciar en la Figura 14, cuando $0 < p \neq 1$, la función de riesgo decrece monótonamente, mientras que cuando $p > 1$, el riesgo crece desde 0 hasta un máximo, y después decrece.

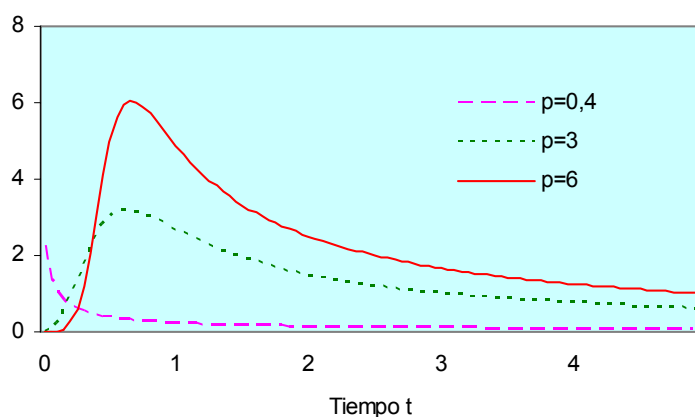


Figura 14. Representación gráfica de la función de riesgo para diversos valores de p y $\lambda=2$

3.4.2.5. LA DISTRIBUCIÓN GAMMA

La distribución gamma ha sido frecuentemente utilizada en modelos con datos biomédicos de supervivencia, así como para analizar problemas de fiabilidad industrial, entre otras aplicaciones⁶⁴. En este caso, la función de densidad puede expresarse como

$$f(t) = \lambda (\lambda t)^{k-1} \frac{e^{-\lambda t}}{\Gamma(k)} \quad (94)$$

que es una generalización del modelo exponencial, ya que cuando $k=1$ coincide con la función de

⁶⁴ Véase, por ejemplo Gross, A. J. y Clark, V. A., 1975.

densidad de una exponencial. La función de supervivencia viene dada por la siguiente expresión

$$S(t) = \int_t^{\infty} \frac{\lambda}{\Gamma(k)} (\lambda x)^{k-1} e^{-\lambda x} dx \quad (95)$$

donde $\Gamma(k)$ denota la función matemática gamma que es definida de la siguiente forma

$$\Gamma(k) = \int_0^{\infty} x^{k-1} e^{-x} dx = (k-1)! \quad (96)$$

con parámetros λ y k mayores que cero. Así, la media y la varianza de la distribución gamma son k/λ y k/λ^2 respectivamente.

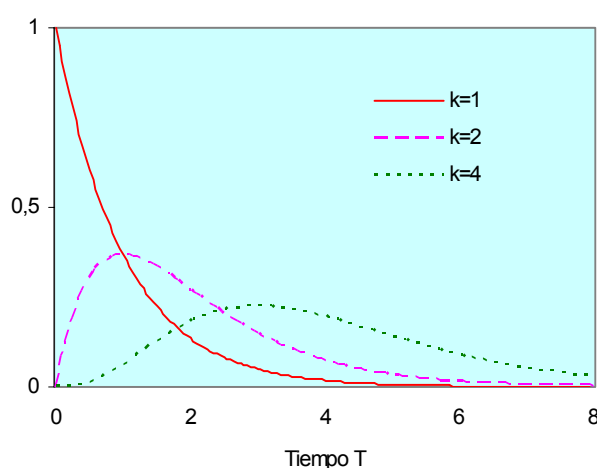


Figura 15. Función de densidad Gamma para diferentes valores del parámetro k y $\lambda=1$

En la figura 15 se muestra la función de densidad de la distribución gamma con parámetro $\lambda=1$ y diferentes valores del parámetro k y en la figura 16 se ilustra la función de densidad de la distribución gamma con parámetro $k=3$ y diferentes valores del parámetro λ . Puede comprobarse que cuando varía el parámetro k cambia la forma de la distribución y cuando varía el parámetro λ cambia únicamente la escala de la distribución. Por lo tanto, k y λ son respectivamente los parámetros de forma y escala de la distribución.

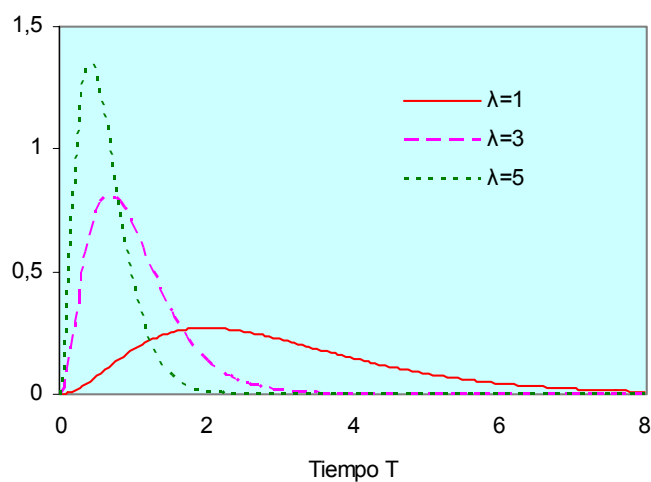


Figura 16. Función de densidad Gamma para diferentes valores del parámetro λ y $k=3$

3.4.2.6. LA DISTRIBUCIÓN GOMPERTZ

La función de riesgo de la distribución Gompertz viene dada mediante la siguiente expresión

$$h(t) = \exp(\lambda + pt) \quad (97)$$

o también

$$\log h(t) = \lambda + pt \quad (98)$$

donde λ y p representan respectivamente, los parámetros de escala y de forma.

Como se puede apreciar en la Figura 17, cuando $p > 0$ la función de riesgo crece monótonamente en t , cuando $p = 0$ el riesgo es constante y cuando $p < 0$ la función de riesgo decrece monótonamente en t .

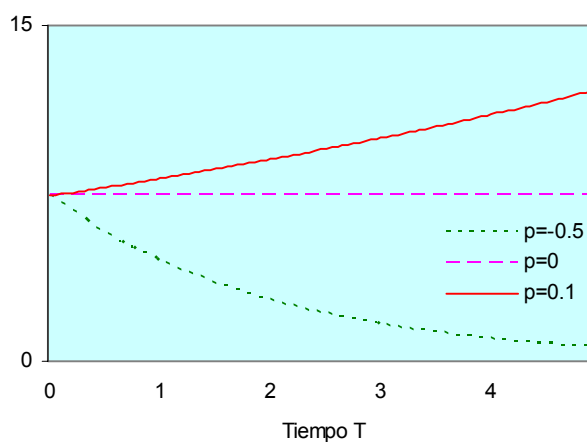


Figura 17. Función de riesgo para diferentes valores de p y $\theta=2$

3.4.3. MÉTODOS PARAMÉTRICOS DE ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE SUPERVIVENCIA

En la aplicación de los diferentes métodos paramétricos para la estimación de la función de supervivencia supondremos implícitamente que los datos provienen de una distribución que puede caracterizarse por un pequeño número de parámetros que se estiman a través de los datos suministrados por la muestra en cuestión.

A modo de resumen existen dos tipos de enfoques en este análisis: el enfoque clásico y el enfoque bayesiano. El primero de ellos está basado en la función de verosimilitud y supone que los parámetros son cantidades fijas desconocidas sobre los que no se dispone de información inicial relevante. Por tanto, la inferencia utiliza únicamente la información de los datos muestrales. Respecto al enfoque bayesiano, éste considera los parámetros del modelo como variables aleatorias y permite introducir información inicial sobre sus valores mediante una distribución de probabilidad a priori.

A continuación describiremos el método inferencial más utilizado en la estimación de funciones de supervivencia, basado en la maximización de la función de verosimilitud.

3.4.3.1. ESTIMADOR DE MÁXIMA VEROSIMILITUD

Este método de estimación paramétrica se basa en la información dada por la muestra correspondiente a la variable aleatoria T que indica el tiempo de fallo para la estimación puntual y por intervalos del parámetro **2**. La construcción de la función de verosimilitud para datos censurados necesita por parte del investigador una cuidadosa apreciación en relación a la información que nos ofrece cada observación. Es decir, una observación en la que el evento de interés ha sucedido durante el período de seguimiento nos suministra información sobre la probabilidad de que el evento ocurra en ese momento, el cual es aproximadamente igual a la función de densidad de la variable aleatoria T en ese momento.

Por otra parte, en el caso de una observación censurada por la derecha el tiempo de fallo es mayor al momento en que la observación queda censurada, por tanto la información que proporciona es la función de supervivencia. Finalmente, para datos censurados por intervalos en los que sólo conocemos que el evento ocurrió dentro de un intervalo de tiempo la información que suministra dicha observación corresponde a la probabilidad de que el tiempo de fallo se encuentre dentro de dicho intervalo.

Por lo tanto la función de verosimilitud para los distintos tipos de censura pueden ser expresada por la incorporación de los siguientes componentes:

- Tiempos de fallos completos	$f(t)$
- Observaciones censuradas por la derecha	$S(C_D)$
- Observaciones censuradas por la izquierda	$1-S(C_L)$
- Observaciones censuradas por intervalos	$[S(L_i)-S(D_i)]$

La función de verosimilitud puede ser construida de la siguiente forma

$$L = \prod_{i \in D} f(t_i) \prod_{i \in R} S(C_D) \prod_{i \in L} [1 - S(C_L)] \prod_{i \in I} [S(L_i) - S(D_i)] \quad (99)$$

A continuación vamos a expresar la función de verosimilitud según el tipo de censura por

la derecha que nos podemos encontrar en un estudio de seguimiento. En primer lugar trataremos la censura de *tipo I* en la que finalizamos el estudio en un instante prefijado t_c con lo que los datos tiempo de fallo con los que nos encontramos son los siguientes $t_{(1)} \# t_{(2)} \# \dots \# t_{(r)} \# t_{(1)}^* = \dots = t_{(n-r)}^* = t_c$ en los que como podemos apreciar se han producido r fallos de un total de n observaciones y t_i^* son las observaciones censuradas, por lo que el número total de formas posibles en que pueden fallar r unidades de un total de n es $n!/(n-r)!$. En este caso la función de verosimilitud la podemos expresar como

$$L = \frac{n!}{(n-r)!} [S(t_c)]^{n-r} \left[\prod_i^r f(t_i) \right] \quad (100)$$

en la que los estimadores máximo-verosímiles se obtienen derivando en el logaritmo de la función de verosimilitud e igualando a cero de la siguiente forma

$$\frac{\partial \text{Log} L}{\partial \theta} = 0 \quad (101)$$

En el caso en que nos encontrásemos con una censura del tipo II en la que finalizamos nuestro estudio después de que se observen en la muestra un número determinado de fallos r , donde el número de fallos es menor o igual al tamaño de la muestra observada, nuestros datos sobre tiempos de fallo son $t_{(1)} \# t_{(2)} \# \dots \# t_{(r)} \# t_{(1)}^* = \dots = t_{(n-r)}^*$. Por tanto, la función de verosimilitud puede expresarse mediante la siguiente expresión

$$L = \frac{n!}{(n-r)!} [S(t_r)]^{n-r} \left[\prod_i^r f(t_i) \right] \quad (102)$$

en la que igual que ocurría con la censura tipo I los estimadores máximo-verosímiles se obtienen derivando en el logaritmo de la función de verosimilitud e igualando a cero (101).

Por último, en el caso de la censura *tipo III* también llamada aleatoria los datos son censurados progresivamente ya que en este tipo de censura las observaciones salen del estudio por

razones que no están bajo el control del investigador. En este caso la función de verosimilitud puede expresarse como

$$L = \left[\prod_i^r f(t_i) \right] \left[\prod_i^{n-r} S(t_i) \right] \quad (103)$$

Una vez estimados los parámetros resulta adecuado determinar la bondad del ajuste utilizando test apropiados, considerados en detalle por Elandt-Johnson & Smith (1989) o incluso técnicas gráficas para comprobar el ajuste realizado, tal y como muestran, entre otros, Gentleman & Crowley (1991).

En primer lugar, se va a tratar el test para valorar la bondad del ajuste. Entre ellos destaca el test de la $\mathbf{P}^2$ para datos agrupados. Este test de $\mathbf{P}^2$ de Pearson para datos agrupados viene dado mediante la siguiente expresión

$$\chi^2 = \sum_{i=0}^{M-1} \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \quad (104)$$

donde O_i representa el número de fallos observados en $[t_i, t_{i+1})$, E_i representa el número de fallos esperados, el cual ha sido obtenido como $E_i = N[S(t_i; \mathbf{2}) - S(t_{i+1}; \mathbf{2})]$, M el número de grupos y s el número de parámetros estimados. Así, este estadístico se distribuye aproximadamente como una $\mathbf{P}^2$ con $M-1-s$ grados de libertad, cuando la función de supervivencia estimada es realmente apropiada.

Por otra parte, los métodos gráficos para comprobar la veracidad de la estimación de máxima verosimilitud se basan en la representación gráfica de la función de supervivencia estimada mediante el método de máxima verosimilitud frente a la función de supervivencia empírica estimada mediante el método de Kaplan-Meier. A continuación se une con una línea recta el punto (0,0) con el punto (1,1). Así, la estimación es buena cuando los puntos representados están cercanos a la línea recta como se comprueba en la figura 18.

Para complementar la exposición del método de estimación por máxima verosimilitud vamos

a proponer un ejemplo para la distribución exponencial, la cual queda definida completamente una vez que se conoce el valor del parámetro **8**. En la práctica el valor de dicho parámetro se estima a partir de los datos proporcionados.

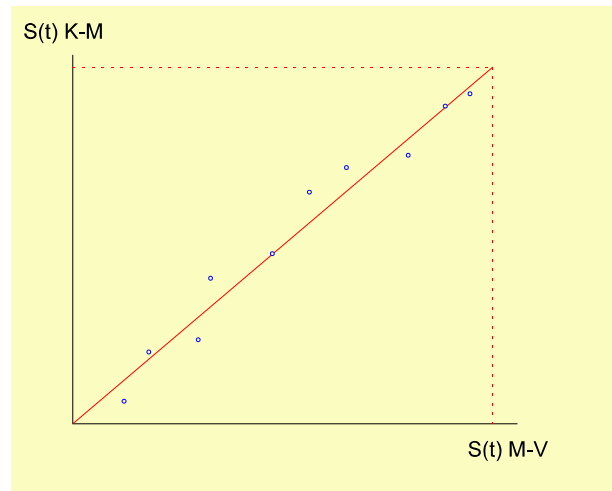


Figura 18. Representación gráfica de la estimación máximo verosímil frente a la estimación de Kaplan-Meier

En primer lugar estimaremos el valor de **8** para datos que no sean censurados. Para ello vamos a suponer que el estudio consta de un total de n observaciones en la que todas son seguidas hasta que se produce el fallo. Por lo tanto, $t_1, t_2, \dots, t_n$ representan los tiempos de fallos exactos de las n observaciones y la función de verosimilitud queda como

$$L = \prod_{i=1}^n \lambda e^{-\lambda t_i} \quad (105)$$

en la que tomando logaritmo neperiano e igualando a cero obtenemos la estimación del parámetro

$$\hat{\lambda} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n t_i} \quad (106)$$

La media del modelo exponencial es $\mu = 1/\lambda$ por lo que la media estimada queda como

$$\hat{\mu} = \frac{1}{\hat{\lambda}} = \frac{\sum_{i=1}^n t_i}{n} = \bar{t} \quad (107)$$

También se puede demostrar que $2n\hat{\mu}/\mu$ tiene una distribución chi-cuadrado con $2n$ grados de libertad⁶⁵. Como $\theta = 1/\mu$ y $\hat{\lambda} = 1/\hat{\mu}$ podemos construir un intervalo de confianza a un nivel de $(1-\alpha)$ para el verdadero valor del parámetro θ

$$\frac{\hat{\lambda} X^2_{2n, (1-\frac{\alpha}{2})}}{2n} < \lambda < \frac{\hat{\lambda} X^2_{2n, \frac{\alpha}{2}}}{2n} \quad (108)$$

así como para μ :

$$\frac{2n\hat{\mu}}{X^2_{2n, \frac{\alpha}{2}}} < \mu < \frac{2n\hat{\mu}}{X^2_{2n, 1-\frac{\alpha}{2}}} \quad (109)$$

Sin embargo para tamaños muestrales mayores o iguales a 25, $\hat{\lambda}$ se distribuye aproximadamente como una normal con media θ y varianza θ^2/n con lo que el intervalo de confianza para θ queda de la siguiente manera

$$\hat{\lambda} - \frac{\hat{\lambda} Z_{\frac{\alpha}{2}}}{2n} < \lambda < \hat{\lambda} + \frac{\hat{\lambda} Z_{\frac{\alpha}{2}}}{2n} \quad (110)$$

En segundo lugar, estimaremos el valor del parámetro θ para una muestra con datos censurados por la derecha considerando los distintos tipos de censura. En el caso en el que nos encontremos con una censura de tipo II la función de verosimilitud se puede expresar como

en la que el estimador de máximo verosimilitud de θ es

⁶⁵ Ver Epstein, B. y Sobel, M., (1953).

$$L = \frac{n!}{(n-r)!} \prod_{i=1}^r f(t_i) [e^{-\lambda t_0}]^{n-r} \quad (111)$$

$$\hat{\lambda} = \frac{r}{\sum_{i=1}^r t_i + \sum_{i=1}^{n-r} t_i^+} \quad (112)$$

En cuanto a la media del tiempo de supervivencia $\mu = 1/\lambda$ puede ser estimada de la siguiente forma

$$\hat{\mu} = \frac{1}{\hat{\lambda}} = \frac{1}{r} \left[\sum_{i=1}^r t_i + \sum_{i=1}^{n-r} t_i^+ \right] \quad (113)$$

Por otra parte Halperin (1952) demuestra que $2r\lambda/\hat{\lambda}$ tiene una distribución chi-cuadrado con $2r$ grados de libertad, por lo que la media y varianza de $\hat{\lambda}$ son: $r\lambda/(r-1)$ y $\lambda^2/(r-1)$, respectivamente. Finalmente podemos construir un intervalo de confianza para λ .

$$\frac{\hat{\lambda} X_{2r, (1-\frac{\alpha}{2})}^2}{2r} < \lambda < \frac{\hat{\lambda} X_{2r, \frac{\alpha}{2}}^2}{2r} \quad (114)$$

Sin embargo cuando el tamaño de la muestra es muy elevado, la distribución de $\hat{\lambda}$ es aproximadamente normal con media λ y varianza $\lambda^2/(r-1)$ con lo que el intervalo de confianza queda de la siguiente forma

$$\hat{\lambda} - \frac{\hat{\lambda} Z_{\frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{r-1}} < \lambda < \hat{\lambda} + \frac{\hat{\lambda} Z_{\frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{r-1}} \quad (115)$$

Epstein y Sobel (1953) muestran que $2r\hat{\mu}/\mu$ sigue una distribución chi-cuadrado con $2r$ grados de libertad, con lo que un intervalo de confianza para la media viene recogido por la siguiente expresión⁶⁶

$$\frac{2r\hat{\mu}}{X^2_{2r, \frac{\alpha}{2}}} < \mu < \frac{2r\hat{\mu}}{X^2_{2r, 1 - \frac{\alpha}{2}}} \quad (116)$$

En cuanto a la censura de tipo I, podemos utilizar como función de verosimilitud (100) y la estimación máximo-verosímil se llevaría a cabo de forma análoga a lo descrito anteriormente. Para finalizar trataremos la censura de tipo III. Para ello supondremos que trabajamos con una muestra de tamaño n de las que fallan durante el estudio r observaciones y son censuradas durante o después del período de estudio $n-r$ observaciones. La función de verosimilitud es

$$L = \prod_{i=1}^r \lambda e^{-\lambda t_i} \prod_{i=1}^{n-r} e^{-\lambda t_i^+} \quad (117)$$

con lo que el estimador de máxima verosimilitud de **8** queda como

$$\hat{\lambda} = \frac{r}{\sum_{i=1}^r t_i + \sum_{i=1}^{n-r} t_i^+} \quad (118)$$

e igualmente como hacíamos con la censura de tipo II y I, el estimador máximo verosímil de la media del tiempo de supervivencia quedaría como la suma del tiempo para todas las observaciones censuradas y no censuradas, dividida por el número de observaciones en las que se produjo el fallo

⁶⁶ Es interesante también Epstein, B. (1960)

durante el seguimiento, es decir, por el número de observaciones no censuradas. Sin embargo la ecuación (118) puede complicarse cuando todas las observaciones del estudio son censuradas $r=0$. En este caso Bartholomew (1957) expresa el estimador máximo verosímil de la media del tiempo de supervivencia como

$$\hat{\mu} = \sum_{i=1}^n t_i^+ \quad (119)$$

Cuando la muestra es de un gran tamaño, la distribución de $\hat{\lambda}$ tiene aproximadamente una distribución normal con media λ y varianza la que recoge la siguiente expresión

$$\text{Var}(\hat{\lambda}) = \frac{\lambda^2}{\sum_{i=1}^n (1 - e^{-\lambda T_i})} \quad (120)$$

donde T_i representa el tiempo durante el que la observación i -ésima está bajo observación, es decir el tiempo desde que la observación entra en el estudio hasta que finaliza el mismo. En el caso en el que estos tiempos no fuesen conocidos estimaríamos la varianza de la siguiente forma

$$\hat{\text{Var}}(\hat{\lambda}) = \frac{\hat{\lambda}^2}{r} \quad (121)$$

Conociendo esta estimación de la varianza podemos calcular un intervalo de confianza para el parámetro λ

$$\hat{\lambda} - Z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\hat{\text{var}}(\hat{\lambda})} < \lambda < \hat{\lambda} + Z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\hat{\text{var}}(\hat{\lambda})} \quad (122)$$

Respecto a $\hat{\mu}$, ésta se distribuye aproximadamente como una normal con media μ y varianza dada por

$$\text{Var}(\hat{\mu}) = \frac{\mu^2}{\sum_{i=1}^n (1 - e^{-\lambda T_i})} \quad (123)$$

Esta varianza también se puede calcular mediante una estimación más rápida

$$\text{Var}(\hat{\mu}) = \frac{\mu^2}{r} \quad (124)$$

con lo que podemos obtener un intervalo de confianza para la media del tiempo de supervivencia

$$\hat{\mu} - Z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\hat{\text{var}}(\hat{\mu})} < \mu < \hat{\mu} + Z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\hat{\text{var}}(\hat{\mu})} \quad (125)$$

Por otra parte Cohen (1965) realiza una estimación máximo verosímil para la distribución de Weibull basada en muestras completas y censuradas. En el caso de la distribución de Weibull, la estimación máximo verosímil de los parámetros y sus varianzas conduce a ecuaciones no lineales cuya solución requiere ser resuelta mediante procedimientos numéricos como el algoritmo de Newton-Raphson.

3.4.4. COMPARACIÓN DE CURVAS DE SUPERVIVENCIA

Una de las aplicaciones más utilizadas en el análisis de supervivencia es la comparación de curvas de supervivencia obtenidas de dos o más muestras con el fin de observar si las tasas de fallo estimadas a partir de cada curva son similares hasta el punto de poder afirmar, para un determinado nivel de significación, que generan un mismo patrón de supervivencia. Así, una de las condiciones básicas que debe cumplir el análisis de comparación es que debe tener en cuenta el problema de la censura. Por ello, las técnicas no paramétricas más usuales, tales como, la U de Mann-Whitney (1947), para dos grupos y el diseño de Kruskal-Wallis (1952), para 3 ó más grupos, no son convenientes debido a que no tienen en cuenta la censura.

Existen diversos tests paramétricos y no paramétricos para comparar funciones de supervivencia. Sin embargo, se utilizan más los test no paramétricos debido a que no se necesitan conocer la distribución teórica subyacente.

Por otra parte, también es conveniente representar las curvas de supervivencia mediante un gráfico y observar cuál es la que decrece con mayor rapidez, indicándonos un determinado patrón de supervivencia, es decir, la curva que decrece más rápidamente tienen una mayor proporción de eventos que la curva que decrece más lentamente. Otra característica que se puede comprobar mediante la representación gráfica es la existencia en la curva de supervivencia de una larga cola a la derecha asintótica con el eje de abscisas, indicándonos por tanto, que las observaciones con un tiempo de duración mayor son censuradas. También se pueden calcular medidas descriptivas de posición con el fin de comparar curvas de supervivencia⁶⁷.

En lo que sigue se van a exponer los diferentes procedimientos paramétricos y no paramétricos más frecuentemente utilizados para la comparación de curvas de supervivencia.

3.4.4.1. PROCEDIMIENTOS NO PARAMÉTRICOS⁶⁸

A continuación trataremos de analizar brevemente los distintos test no paramétricos, de los que destacan fundamentalmente los de Savage (1956), Mantel-Haenszel (1959), Mantel (1966), Peto (1972), Gehan (1965), Breslow (1970), Prentice (1978) y Tarone y Ware (1977), entre otros.

Evidentemente, si las observaciones de que disponemos sobre datos de duración fueran tiempos completos, es decir, si en todas estas observaciones se ha producido el evento que se está estudiando, la comparación de las distribuciones de supervivencia para dos muestras podría realizarse mediante los test no paramétricos al uso, como son el de Wilcoxon (1945) o el de Mann-

⁶⁷ Ver Gentlman, R. & J. Crowley (1991).

⁶⁸ Los métodos no paramétricos más utilizados están descritos en Elandt-Johnson, R. C. y Johnson, N. L. (1980, cap. 8), Lee, E. T. (1980, cap. 5), Marubiri, E. y Valsecchi, M. G. (1995, cap. 4), Collet, D. (1944, cap. 2) y J. F. Lawles (1982, cap. 8).

Whitney (1947). Sin embargo, suele ser bastante frecuente encontrarnos con observaciones censuradas, por lo que los métodos tradicionales no son válidos en este caso, debiendo ser utilizados tests específicos que tengan en cuenta esta característica de los modelos de duración.

Mediante estos tests se va a decidir si los patrones de ambas funciones de supervivencia a comparar son o no diferentes. Entre los test más frecuentemente utilizados destacan el test de Mantel-Haenszel (1959) también llamado test de rangos logarítmicos o test de Savage (1956), consistente en comparar el número de eventos observados en cada uno de los k grupos con el número de eventos esperados en el caso de que la supervivencia fuera la misma en todos los grupos. Este test es el más apropiado cuando se cree que las funciones de riesgo son proporcionales a través de los grupos. Así, cuando mediante la representación gráfica se comprueba que las funciones de supervivencia estimadas de dos grupos no se cruzan, la suposición de riesgos proporcionales puede ser justificada y es apropiado utilizar el test de rangos logarítmicos. Además, este test se elabora dando un mismo peso o ponderación a cada contribución de los tiempos de fallo.

En la formulación de la hipótesis nula se considera que no existen diferencias entre las tasas de riesgo de los dos grupos analizados en un momento determinado t_0 . Así, la formulación de las hipótesis es la siguiente

$$\begin{aligned} H_0 : h_1(t) &= h_2(t) \\ H_1 : h_1(t) &= \theta h_2(t) \end{aligned} \tag{126}$$

donde θ es una constante de proporcionalidad desconocida para las dos tasas de riesgo de ambos grupos. Si $\theta < 1$, la supervivencia en el grupo 1 es mayor que en el grupo 2 y viceversa.

Integrando ambos lados de la expresión $h_1(t) = \theta h_2(t)$, multiplicando por -1 y tomando exponente se obtiene

$$\exp\left[-\int_0^t h_1(u) du\right] = \exp\left[-\int_0^t \theta h_2(u) du\right] \quad (127)$$

Sabiendo que $S_1(t)$ y $S_2(t)$ son las funciones de supervivencia de ambos grupos 1 y 2, se puede formular las hipótesis nula y alternativa mediante la siguiente expresión

$$\begin{aligned} H_0 : S_1(t) &= S_2(t) \\ H_1 : S_1(t) &= [S_2(t)]^\theta \end{aligned} \quad (128)$$

Como la función de supervivencia toma valores entre cero y uno, la hipótesis alternativa muestra que $S_1(t)$ es más grande que o menor que $S_2(t)$ en función del valor que toma θ es decir, si θ es menor o mayor que la unidad.

El procedimiento consiste en clasificar en orden ascendente los tiempos de fallo, denotando por d_j el número de tiempos de fallo igual a $t_{(j)}$ y n_j el conjunto de observaciones expuestas en riesgo de producirse el evento junto antes de $t_{(j)}$. La distribución de tiempos una vez unidos los dos grupos permite estimar, para cada tiempo completo t_j , la proporción de eventos que se obtendría bajo la hipótesis nula mediante el cociente d_j/n_j . De esta forma se podría obtener el número de eventos esperados para cada grupo en el momento t_j bajo la hipótesis de que ambos grupos tienen la misma probabilidad de que se produzca el evento, donde n_{1j} y n_{2j} muestran el número de observaciones expuestas en riesgo en los grupos 1 y 2 respectivamente.

$$\begin{aligned} E(d_{1j}) &= n_{1j} \times \frac{d_j}{n_j} \\ E(d_{2j}) &= n_{2j} \times \frac{d_j}{n_j} \end{aligned} \quad (129)$$

Bajo la hipótesis nula, las distribuciones de d_{1j} y d_{2j} son hipergeométricas, cuya interpretación es el número de éxitos, en nuestro caso el evento, en la realización de n

experimentos de Bernoulli de forma dependiente. Evidentemente la suma del número de eventos esperados en el grupo 1 y 2 en un instante j proporciona el número de eventos totales para los dos grupos en el momento j , mediante la expresión $E(d_{1j})+E(d_{2j})=d_j$.

De la misma forma, la varianza del número de eventos observados, e igualmente de la diferencia de las observadas menos las esperadas en el instante t puede expresarse como

$$\text{Var}(d_{1j}) = E[d_{1j} - E(d_{1j})]^2 = [n_{1j} \times \frac{d_j}{n_j} (1 - \frac{d_j}{n_j})] (\frac{n_j - n_{1j}}{n_j - 1}) = \frac{n_{1j} n_{2j} d_j (n_j - d_j)}{n_j^2 (n_j - 1)} \quad (130)$$

siendo $\text{Var}(d_{1j}) = \text{Var}(d_{2j}) = \text{Var}[d_{1j} - E(d_{1j})] = \text{Var}[d_{2j} - E(d_{2j})]$

Una vez calculadas la esperanza matemática y la varianza, la prueba de Mantel-Haenszel consiste en calcular el ratio (131) que se distribuye como una ji-dos con $k-1$ grados de libertad, donde k representa los grupos que se comparan, en este caso $k=2$, siempre que n_{1j} y n_{2j} no sean demasiado pequeños.

$$\chi^2 = \frac{[d_{1j} - E(d_{1j})]^2}{\text{var}(d_{1j})} \quad (131)$$

No obstante, para la elaboración del estadístico de Mantel-Haenszel debemos tener en cuenta toda la información de cada uno de los tiempos de fallo ordenados, siendo

$$U = \sum_{j=1}^J [d_{1j} - E(d_{1j})] \quad (132)$$

donde J representa los distintos tiempos de fallos.

El siguiente paso consistiría en la determinación del estadístico de contraste de Mantel-Haenszel dado por

$$Q_{M-H} = \frac{[\sum_{j=1}^J (d_{1j} - E(d_{1j}))]^2}{\sum_{j=1}^J \text{var}(d_{1j})} = \frac{U^2}{\text{var}(U)} \quad (133)$$

distribuido como una ji-dos con 1 grado de libertad. Así, a mayor valor del estadístico, mayor es la evidencia en contra de la hipótesis nula.

Crowley y Breslow (1975), proponen una prueba más conservadora utilizando una fórmula aproximada que proporciona un valor ligeramente inferior. Así, este test viene recogido en la expresión

$$Q_{C-B} = \frac{\sum_{j=1}^g [d_j - E(d_j)]^2}{E(d_j)} \quad (134)$$

donde g hace referencia a los grupos.

Los diversos test de rangos para comparar funciones de supervivencia de dos grupos se pueden obtener mediante la siguiente expresión

$$Q = \frac{[\sum_{j=1}^J w_j (d_{1j} - E(d_{1j}))]^2}{\sum_{j=1}^J w_j^2 \text{var}(d_{1j})} \quad (135)$$

que se distribuye como una ji-dos con un grado de libertad, supuesta cierta la hipótesis nula.

En base a los valores que toman los pesos w_j en la ecuación (135), se obtienen los

diferentes test. Así, cuando $w_j=1$ se consigue el test de Mantel-Haenszel (1959) definido en la ecuación (133); este test es el más apropiado cuando se piensa que las funciones de riesgo son proporcionales entre los grupos. Como anteriormente se ha comentado, esta suposición de riesgos proporcionales está justificada cuando las funciones de supervivencia estimadas no se cruzan.

Por otra parte, en el caso de que $w_j = n_j$, siendo n_j el número de observaciones en riesgo, se obtiene el test de Gehan propuesto por Gehan (1965) y Breslow (1970), también denominado test de Wilcoxon generalizado, ya que supone una extensión del test de Wilcoxon. Este test es apropiado cuando se cree razonablemente que las funciones de riesgo varían de una forma distinta que la proporcional y el patrón de censura es similar entre los distintos grupos. Además, proporciona mayores pesos a los tiempos de fallos más pequeños, por lo que es menos sensible que el test de rangos logarítmicos a las desviaciones entre d_{1j} y e_{1j} en los extremos de la distribución de tiempo de supervivencia. Por otra parte, también es más susceptible ante las diferencias en los patrones de censura de los grupos.

Cuando $w_j = n_j$ se consigue la expresión del test formulado por Tarone y Ware (1977). Este test, al igual que el de Wilcoxon, es apropiado cuando se piensa que las funciones de riesgo varían de forma distinta que la proporcional y el patrón de censura es similar entre los grupos. Como ocurría con el test de Wilcoxon, éste asigna mayores pesos a los tiempos de fallos más cercanos; sin embargo, la ponderación no es tan grande como en el test de Wilcoxon. Aunque es menos susceptible que el test de Wilcoxon ante distintos patrones de censura y fallo en los grupos, se pueden presentar problemas cuando las diferencias son grandes.

Por otra parte, Peto y Peto (1972) y Prentice (1978) sugieren otro peso en función de una modificación en la función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier, esta modificación es la siguiente y el peso utilizado es

$$\tilde{S}(t) = w_i \prod_{t_0 \leq t} \left(\frac{n_j + 1 - d_j}{n_j + 1} \right) \quad (136)$$

El test de Peto-Peto y Prentice es apropiado cuando se piensa que las funciones de riesgo

varían de distinta forma a la proporcional. Sin embargo, a diferencia del test de Wilcoxon, este test no se ve afectado por las diferencias en los patrones de censura de los grupos analizados.

Por otra parte Harrington y Fleming (1982) sugieren una ponderación a partir de la estimación de Kaplan-Meier de la siguiente forma

$$w_i = [\hat{S}(t_{(i-1)})]^p [1 - \hat{S}(t_i - 1)]^q \quad p \geq 0, \quad q \geq 0 \quad (137)$$

donde debemos hacer notar que los pesos w_i son constantes conocidas y los valores p y q no deben ser negativos. De esta manera, cuando $p > q$ el test da mayor ponderación a los tiempos de fallos más pequeños y cuando $p < q$ este test da mayor ponderación a los tiempos de fallos más grandes. Por otra parte, cuando ambos valores p y q son iguales a cero, la ponderación para todos los tiempos de fallo es igual a uno y el test de Harrington y Fleming se reduce al test de rangos logarítmicos.

En definitiva, podemos concluir que el estadístico de Mantel y Haenszel da igual ponderación a todas las observaciones. Aunque es uno de los tests que más se utilizan debemos tener precaución en su utilización debido a que es muy sensible, es decir, se puede rechazar la hipótesis nula de igualdad de las funciones de supervivencia cuando existen grandes diferencias entre el número de eventos observados y esperados en algunas observaciones finales del tiempo de seguimiento.

Por otra parte, el test de Gehan pondera más los primeros tiempos de fallo y por lo tanto es menos sensible a las diferencias en los tiempos finales. En cuanto al test de Tarone y Ware es un caso intermedio entre los test de Mantel-Haenszel y Wilcoxon. El test de Prentice proporciona una ponderación muy parecida a la probabilidad de supervivencia estimada. Finalmente, el test de Harrington y Fleming da una ponderación que depende de dos parámetros p y q , por lo que cuando $p=0$ y $q=0$ se obtiene una ponderación $w_i=1$ y por lo tanto el test coincide con el de Mantel-Haenszel. Cuando $p=1$ y $q=0$, la ponderación es el estimador de la función de supervivencia de Kaplan-Meier anterior al tiempo de fallo dado, con lo que obtenemos una ponderación muy similar a la que proporcionaba Peto y Prentice.

Cuando los grupos que deben ser comparados tienen un orden natural, el cual puede ser creciente o decreciente, se puede utilizar el test de tendencia. Mediante este test, se puede verificar la hipótesis nula de ausencia de diferencias significativas en las tasas de fallo de los grupos frente a la alternativa de que la tasa de fallo es creciente o decreciente de un grupo a otro. El test viene recogido mediante la siguiente expresión

$$Q_{\text{tend}} = \frac{[\sum_{g=1}^G u_g]^2}{w' V^* w} \quad (138)$$

donde $w=(w_1, w_2, \dots, w_G)$ es el vector que contiene los coeficientes que corresponden a cada grupo de comparación y V^* se calcula como en la expresión (130) pero considerando los G grupos. Así, este estadístico se distribuye como una ji-dos con $G-1$ grados de libertad.

También podemos aplicar la prueba de Mantel-Haenszel de forma estratificada, con el fin de comparar las curvas de supervivencia de 2 grupos introduciendo una variable de estratificación que permita eliminar las diferencias entre los grupos derivadas de dicha variable y que puedan provocar algún tipo de confusión, por lo que esta variable también se denomina variable de control.

Para ello, supongamos que representamos por m el estrato, $m=1, 2, \dots, M$, y que dentro de cada estrato los distintos tiempos de fallo en los grupos son ordenados de forma conjunta y las cantidades ${}_m d_{1j}$, $E_m(d_{1j})$ y $\text{var}_m(d_{1j})$ son calculadas. En este caso, la formulación del test queda expresada en los siguientes términos

$$Q_{M-H} = \frac{[\sum_{m=1}^M (\sum_{j=1}^{J_m} {}_m d_{1j} - \sum_{j=1}^{J_m} E_m(d_{1j}))]^2}{\sum_{m=1}^M \sum_{j=1}^{J_m} \text{var}_m(d_{1j})} = \frac{(\sum_{m=1}^M U_m)^2}{\sum_{m=1}^M \text{var}(U_m)} \quad (139)$$

distribuido como una chi-cuadrado con 1 grado de libertad, cuando se comparan dos grupos. El

número de tiempos de fallo puede variar en el estrato M-ésimo, por lo que se ha añadido un sufijo a J para indicar el máximo valor de j en el m-ésimo estrato.

A continuación vamos a presentar la comparación de curvas de supervivencia para más de dos grupos, siendo en este caso la hipótesis alternativa que al menos dos de los grupos considerados tienen diferente curva de supervivencia.

$$\begin{aligned} H_0 : h_1(t) = h_2(t) = \dots = h_G(t) \\ H_1: H_0 \text{ no es cierta} \end{aligned} \quad (140)$$

El procedimiento es el mismo que el test de Mantel-Haenszel para dos grupos, denotando por g al grupo. Por tanto, el número de eventos esperados en el momento t_j será expresado de la siguiente forma

$$E(d_{gj}) = n_{gj} \times \frac{d_j}{n_j} \quad (141)$$

donde n_{gj} representa el número de observaciones expuestas en riesgo por cada grupo justo antes de t_j , por n_j el conjunto de observaciones expuestas en riesgo para todos los grupos justo antes de t_j y d_j el número total de tiempos de fallo para todos los grupos en el momento de tiempo t_j . Finalmente representamos U_g como la diferencia entre el número total de eventos observados y el número de eventos esperados para cada grupo, dada por

$$U_g = \sum_{j=1}^J [d_{gj} - E(d_{gj})] \quad (142)$$

donde el vector U viene formado por los elementos U_g siendo $g=1,2,\dots,G-1$ es decir, U es un vector columna de dimensión (G-1) ya que el último grupo no se incluye.

En cuanto a la matriz de varianzas-covarianzas viene expresada mediante la siguiente expresión, donde g, l =1,2,..., G-1

$$V_{g,l} = \text{cov}(d_{gj}, d_{lj}) = \begin{cases} \frac{n_{gj}(n_j - n_{gj})d_j(n_j - d_j)}{n_j^2(n_j - 1)} & \text{para } g = l \\ - \frac{n_{gj} \times n_{lj} \times d_j(n_j - d_j)}{n_j^2(n_j - 1)} & \text{para } g \neq l \end{cases} \quad (143)$$

Sumando estos términos para los distintos tiempos de supervivencia obtenemos V que no es más que una matriz de varianzas-covarianzas de dimensión $(G-1) \times (G-1)$, donde la diagonal principal lo forman las varianzas de los $G-1$ grupos considerados y los otros elementos las covarianzas entre los $G-1$ grupos.

$$V = \sum_{j=1}^J V(t_j) \quad (144)$$

El estadístico de contraste es

$$Q = U' V^{-1} U \quad (145)$$

que se distribuye como una ji-dos con $G-1$ grados de libertad. En el caso en el que se comparen dos grupos $g=1,2$ entonces $U=U_1$ y $V=\text{Var}(d_1)$. Cuando se comparan tres grupos $g=1,2,3$ por lo tanto

$$U = \begin{pmatrix} U_1 \\ U_2 \end{pmatrix} \quad V = \begin{pmatrix} \text{Var}(d_1) & \text{Cov}(d_1, d_2) \\ \text{Cov}(d_1, d_2) & \text{Var}(d_2) \end{pmatrix} \quad (146)$$

Aunque hasta ahora lo que se ha hecho es la comparación de curvas de supervivencia, también existe una medida para evaluar la magnitud de la diferencia relativa entre dos curvas de supervivencia, es decir, entre los eventos observados a lo largo del tiempo en los dos grupos. A esta medida se le conoce con el nombre de razón de riesgos "*hazard ratio*" (HR). Para calcular la razón de riesgos se debe calcular para cada grupo la tasa relativa de fallos es decir, el cociente entre el número de eventos observados (d_g) y el número de eventos esperados bajo la hipótesis de

igualdad entre los grupos $E(d_g)$.

$$\hat{HR} = \frac{d_1/E(d_1)}{d_2/E(d_2)} \quad (147)$$

También existe otra forma más sencilla de calcular de forma aproximada el intervalo de confianza $1-\alpha$ de la razón de riesgos⁶⁹.

$$\exp \left[\frac{\sum_{j=1}^J [d_{1j} - E(d_{1j})]}{\sum_{j=1}^J \text{Var}(d_{1j})} \pm \frac{Z_{\alpha/2}}{\sqrt{\sum_{j=1}^J \text{Var}(d_{1j})}} \right] \quad (148)$$

Puede mostrarse que la expresión siguiente a la que denominamos P

$$P = \frac{\sum_{j=1}^J [d_{1j} - E(d_{1j})]}{\sum_{j=1}^J \text{Var}(d_{1j})} \quad (149)$$

es una aproximación en series de Taylor de primer orden del estimador máximo verosímil del logaritmo neperiano de la razón de riesgos. Por otra parte, la varianza asintótica de P es

$$\text{Var}(P) = \frac{1}{\sum_{j=1}^J \text{Var}[d_{1j}]} \quad (150)$$

Así, la razón de riesgos se estima mediante la siguiente expresión

⁶⁹ Simon, R. (1986).

$$\hat{H}R = e^P \quad (151)$$

y su intervalo de confianza $1-\alpha$ vendrá dado por la expresión

$$\hat{H}R \times e^{\pm z_{\alpha/2} \sqrt{\text{Var}(P)}} \quad (152)$$

que se corresponde con (148). Existen otros métodos para obtener de forma aproximada el intervalo de confianza de la razón de riesgos; varios de estos métodos han sido examinados por Bernstein, Anderson y Pike (1981).

A continuación se analizará la comparación de curvas de supervivencia mediante diversos test paramétricos, ya que en determinadas circunstancias se puede asumir una determinada distribución para los tiempos de supervivencia de los grupos a comparar. No obstante, en la práctica todos estos métodos analizados son llevados a cabo de manera complementaria, con lo cual a la hora de llevar a cabo una comparación de curvas de supervivencia, se realizarán representaciones gráficas, medidas descriptivas, test de comparación de curvas de supervivencia y razón de riesgos.

3.4.4.2. PROCEDIMIENTOS PARAMÉTRICOS

Una vez estudiados los diversos test no paramétricos para la comparación de funciones de supervivencia, en este apartado se van a tratar los test paramétricos, los cuales son utilizados cuando se puede suponer una determinada distribución para los tiempos de dos o más grupos de comportamiento. Una manera de comprobar si existen diferencias en los tiempos de supervivencia de los grupos es comparando los parámetros que definen su comportamiento. Así, en el caso en el que los parámetros sean sensiblemente diferentes, las funciones de supervivencia también lo serán.

Por su simplicidad destaca el test "Asymptotic Normality" o de normalidad asintótica, el cual

es específico de las distribuciones exponenciales. Así, supongamos que θ_1 y θ_2 son dos parámetros de sendas distribuciones de tiempos de supervivencia con r_1 y r_2 fallos para ambos grupos, respectivamente. El estadístico de contraste viene dado por la siguiente expresión

$$\frac{\log \hat{\lambda}_1 - \log \hat{\lambda}_2}{\sqrt{\frac{1}{r_1} + \frac{1}{r_2}}} \quad (153)$$

que sigue una distribución normal. Por otra parte, algunos autores como Beltangady y Frankowski (1989) compararon el test "Asymptotic Normality" con el tes de rangos logarítmicos y otros test ponderados no obteniendo grandes diferencias entre ellos. También existen otros test para la comparación de dos curvas de supervivencia cuando los tiempos de distribución de ambos grupos siguen una distribución exponencial. Entre ellos destacaremos el test de la razón de verosimilitudes y el test F de Cox. No obstante, aunque estos test son válidos tanto cuando se dan como cuando no se dan observaciones censuradas en los grupos, ambos test no pueden ser utilizados cuando en algún grupo existe un tiempo o umbral de garantía, es decir, cuando existe un tiempo de supervivencia mínimo por debajo del cual no puede ocurrir ningún evento de interés⁷⁰.

En primer lugar, nos centraremos en el test de la razón de verosimilitudes para dos grupos cuyos tiempos de supervivencia siguen una distribución exponencial. De esta manera, sean θ_1 y θ_2 los parámetros de los dos grupos analizados respectivamente, n_1 y n_2 el número de observaciones en ambos grupos, así como $x_1, x_2, \dots, x_{r_1}$ las observaciones no censuradas o completas del grupo 1 y $x_{r_1+1}^+, x_{r_1+2}^+, \dots, x_{n_1}^+$ las observaciones censuradas del primer grupo. También, sean $y_1, y_2, \dots, y_{r_2}$ las observaciones no censuradas o completas del grupo 2, así como $y_{r_2+1}^+, y_{r_2+2}^+, \dots, y_{n_2}^+$ las observaciones censuradas del segundo grupo. De esta manera, en el primer grupo hay r_1 observaciones completas y $n_1 - r_1$ observaciones censuradas y en el grupo segundo hay r_2 observaciones completas y $n_2 - r_2$ observaciones censuradas. Para comprobar la igualdad de entre los dos grupos cuyos tiempos de duración siguen una distribución exponencial, bastaría con verificar la hipótesis de que los parámetros que caracterizan a las distribuciones exponenciales de

⁷⁰ Lee, E. T. (1992), pág. 232.

ambos grupos, θ_1 y θ_2 , son iguales, es decir, $H_0: \theta_1 = \theta_2$ frente a la hipótesis alternativa $H_1: \theta_1 \neq \theta_2$.

Denotando a Λ como a la razón de verosimilitudes, ésta vendrá dada por la siguiente expresión

$$\Lambda = \frac{L(\hat{\lambda}, \hat{\lambda})}{L(\hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2)} \quad (154)$$

El denominador de la ecuación anterior es la función de verosimilitud de los dos grupos, el cual viene dado por la expresión siguiente,

$$L(\hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2) = \hat{\lambda}_1^{r_1} \hat{\lambda}_2^{r_2} \exp[-\hat{\lambda}_1 (\sum_{i=1}^{r_1} x_i + \sum_{i=r_1+1}^{n_1} x_i^+) - \hat{\lambda}_2 (\sum_{i=1}^{r_2} y_i + \sum_{i=r_2+1}^{n_2} y_i^+)] \quad (155)$$

donde $\hat{\lambda}_1$ y $\hat{\lambda}_2$ representan los estimadores máximo verosímiles de θ_1 y θ_2 obtenidos

respectivamente de los grupos 1 y 2 mediante las siguientes expresiones

$$\hat{\lambda}_1 = \frac{r_1}{\sum_{i=1}^{r_1} x_i + \sum_{i=r_1+1}^{n_1} x_i^+} \quad (156)$$

$$\hat{\lambda}_2 = \frac{r_2}{\sum_{i=1}^{r_2} y_i + \sum_{i=r_2+1}^{n_2} y_i^+} \quad (157)$$

De esta manera, el numerador de la expresión (154) es la función de verosimilitud de la muestra combinada bajo la hipótesis nula de que ambos parámetros son iguales, es decir, $\theta_1 = \theta_2 = \theta$. Dicho numerador se calculará como

$$L(\hat{\lambda}, \hat{\lambda}) = \hat{\lambda}^{r_1 + r_2} \exp[-\hat{\lambda} (\sum_{i=1}^{r_1} x_i + \sum_{i=r_1+1}^{n_1} x_i^+ + \sum_{i=1}^{r_2} y_i + \sum_{i=r_2+1}^{n_2} y_i^+)] \quad (158)$$

donde $\hat{\lambda}$ es el estimador de máxima verosimilitud de **8** obtenido de la muestra combinada, y calculado mediante la siguiente expresión

$$\hat{\lambda} = \frac{r_1 + r_2}{\sum_{i=1}^{r_1} x_i + \sum_{i=r_1+1}^{n_1} x_i^+ + \sum_{i=1}^{r_2} y_i + \sum_{i=r_2+1}^{n_2} y_i^+} \quad (159)$$

Por tanto, $-2\log_e \mathbf{7}$ se distribuye aproximadamente como una ji-dos con un grado de libertad bajo la hipótesis nula, para muestras de tamaño mayores o igual a 25, es decir, $n_1 + n_2 \geq 25$.

En este mismo orden de cosas, el test F de Cox (1953), al igual que el test de la razón de verosimilitudes, puede ser utilizado tanto cuando existen observaciones censuradas como cuando no existen observaciones censuradas en ambos grupos que se desean comparar.

Así, la hipótesis nula que se desea contrastar es $H_0: \mathbf{8}_1 = \mathbf{8}_2$ frente a las alternativas $H_1: \mathbf{8}_1 > \mathbf{8}_2$, $H_2: \mathbf{8}_1 < \mathbf{8}_2$, en el caso de realizar un contraste de hipótesis bilateral, y $H_3: \mathbf{8}_1 > \mathbf{8}_2$ ó $H_3: \mathbf{8}_1 < \mathbf{8}_2$, en el caso de contraste de hipótesis unilateral. En cuanto al estadístico de contraste, éste queda determinado mediante el cociente siguiente

$$F = \frac{\bar{t}_1}{\bar{t}_2} \quad (160)$$

que se distribuye como una F de Fisher- Snedecor con $(2r_1, 2r_2)$ grados de libertad, y donde numerador y denominador vienen determinados mediante las siguientes expresiones

$$\bar{t}_1 = \frac{\sum_{i=1}^{r_1} x_i + \sum_{i=r_1+1}^{n_1} x_i^+}{r_1} \quad (161)$$

$$\bar{t}_2 = \frac{\sum_{i=1}^{r_2} y_i + \sum_{i=r_2+1}^{n_2} y_i^+}{r_2} \quad (162)$$

De esta manera, para H_1 , se rechaza la hipótesis nula cuando el estadístico de contraste toma un valor mayor que $F_{2r_1, 2r_2, 1-\alpha/2}$ o cuando el estadístico de contraste toma un valor menor que $F_{2r_1, 2r_2, 1-\alpha/2}$. Por otro lado, cuando se contrasta la hipótesis nula frente a la alternativa H_2 , se rechaza la hipótesis nula cuando el estadístico de contraste toma un valor menor que $F_{2r_1, 2r_2, 1-\alpha}$. Por último, cuando la hipótesis alternativa es H_3 , se rechaza la hipótesis nula cuando el estadístico de contraste toma un valor mayor que $F_{2r_1, 2r_2, \alpha}$, siendo α el nivel de significación.

Por otra parte, se puede obtener un intervalo de confianza para el ratio λ_1/λ_2 mediante la siguiente expresión

$$\frac{\bar{t}_2}{\bar{t}_1} F_{2r_1, 2r_2, 1-\frac{\alpha}{2}} < \frac{\lambda_1}{\lambda_2} < \frac{\bar{t}_2}{\bar{t}_1} F_{2r_1, 2r_2, \frac{\alpha}{2}} \quad (163)$$

Finalmente se debe indicar que aunque ambos test pueden ser utilizados en presencia o no de censura en los grupos que se desean comparar, el test de la razón de verosimilitudes se utiliza principalmente cuando se realiza un contraste de hipótesis bilateral ya que su aplicación puede presentar ciertas dificultades cuando el contraste de hipótesis es unilateral. Sin embargo, el test F de Cox se utiliza tanto cuando el contraste es bilateral como unilateral.

3.5. CONCLUSIONES

En este capítulo se ha llevado a cabo un análisis histórico de los precedentes más remotos de los Modelos de Duración, los cuales se remontan al siglo XVII cuando Edmund Halley construyó por primera vez una tabla de mortalidad con el objetivo de describir los tiempos de supervivencia de los residentes de la ciudad de Polonia.

Se ha efectuado un recorrido de las principales aportaciones de esta metodología, así como de las contribuciones más relevantes. En este sentido, tal y como se ha indicado, aunque las áreas de mayor aplicación de estas técnicas han sido tradicionalmente la Ingeniería y las Ciencias Biomédicas, en los últimos años los modelos de duración han sido ampliamente utilizados en otras áreas como la Economía y demás ciencias Psico-Sociales. Debido a la aplicabilidad de estos métodos en ámbitos diferentes, las denominaciones que se le han dado a estos modelos también han ido variando: Análisis de la Historia del Evento (Sociología), Análisis de Fiabilidad (Ingeniería), Análisis de Tiempo de Fallo (Ingeniería), Análisis de Duración y Análisis de la Transición (Economía) y Análisis de Supervivencia (Ciencias de la Salud), entre otras.

Una vez aportadas distintas definiciones de los Modelos de Duración los cuales estudian la ocurrencia y el tiempo de los eventos, a continuación se ha caracterizado y conceptualizado la censura como determinante que caracteriza este tipo de modelos. Se han tratado cada uno de los tipos de censura por la derecha, por la izquierda y por intervalos, así como los elementos que se deben tener en cuenta para determinar el tiempo de duración.

En este sentido, se ha indicado que el tiempo de duración puede ser considerado como una variable continua o discreta dependiendo del tipo de datos y de la caracterización del modelo. La distribución probabilística de la variable aleatoria tiempo puede ser especificada de muchas formas, tres de las cuales son particularmente utilizadas en aplicaciones de análisis de datos de duración tanto para modelos continuos como discretos: la función de supervivencia, la función de densidad de probabilidad, y la función de riesgo.

Se han presentado procedimientos paramétricos y no paramétricos de estimación de la función de supervivencia, no como métodos alternativos y en consecuencia comparables, sino como procedimientos que se utilizan según la naturaleza de los datos de que se disponen y del fenómeno

a analizar. De este modo, en el caso de que resulte complicado ajustar los datos a una distribución teórica concreta, resultarán más aconsejable los procedimientos no paramétricos, que gozan de mayor flexibilidad. Por otra parte, el hipotético ajuste de los datos a una distribución probabilística específica y conocida recomendará la utilización de procedimientos paramétricos para la estimación de la función de supervivencia.

Finalmente, se ha considerado la comparación de curvas de supervivencia obtenidas de dos o más muestras con el fin de observar si las tasas de fallo estimadas a partir de cada curva son similares hasta el punto de poder afirmar, para un determinado nivel de significación, que generan un mismo patrón de supervivencia. Debido a que el análisis de comparación debe tener en cuenta el problema de la censura, las técnicas no paramétricas usuales no son convenientes, por lo que se deben utilizar técnicas específicas.

Cabe destacar, que aunque el enfoque seguido en esta tesis doctoral ha sido el enfoque clásico, existe la posibilidad de utilizar el enfoque bayesiano. Así, la diferencia entre ambos enfoques radica en que mientras en el enfoque clásico, el parámetro se considera una cantidad desconocida pero fija, en el enfoque bayesiano el parámetro es una variable aleatoria con una determinada distribución de probabilidad, denominada distribución inicial o “a priori”, que es elegida subjetivamente por el investigador en base de sus conocimientos “a priori”. De este modo, la creencia “a priori” del investigador sobre la forma de la función de supervivencia se combina con los datos para proporcionar la función de supervivencia “a posteriori”. Los avances en materia de computación posibilitan el enfoque bayesiano en la estimación de la función de supervivencia mediante la utilización de técnicas de simulación, como el método de integración de Montecarlo o Muestreo de Gibbs (Geman y Geman, 1984). Este tipo de métodos han hecho posible la utilización de procesos a priori más realistas que los procedimientos tipo Dirichlet utilizados tradicionalmente en el análisis bayesiano no paramétrico.

No obstante, cabe señalar que uno de los inconvenientes del enfoque bayesiano es la dificultad existente a la hora de elegir una distribución “a priori” del parámetro desconocido. En este sentido, cabe destacar el trabajo de Ortega (2001) en el que se aborda el problema de la elección de una distribución “a priori” no informativa adecuada para el análisis bayesiano paramétrico usando

medidas de información.

Por último, resulta interesante indicar que las aportaciones más recientes de los Modelos de Duración se basan en el estudio de la heterogeneidad no observable producida por la omisión de variables explicativas y/o errores de medición en las mismas, en los Modelos Multiestado o de Competencia en Riesgo y en los Modelos Multiepisodios. Las consecuencias en términos generales, de no tener en cuenta la heterogeneidad no observable es que el error de especificación va a afectar a la dependencia de la duración y al efecto de las variables explicativas sobre la duración. Asimismo, en el caso de que los individuos puedan experimentar más de un evento durante el período de estudio (Modelos Multiepisodios) la heterogeneidad no observada puede también producir dependencia entre las observaciones, llevando a un sesgo en los errores estándar y test estadísticos. En cuanto a los Modelos de Competencia en Riesgo se suele considerar independencia entre las salidas alternativas. No obstante, cuando los determinantes inobservados de las tasas de transición a las distintas salidas consideradas son mutuamente dependientes, se deberían utilizar los modelos multiestado con riesgos dependientes ya que los análisis convencionales producen inferencias incorrectas.

CAPÍTULO IV

MODELOS DE REGRESIÓN EN EL ANÁLISIS DE SUPERVIVENCIA

4.1. INTRODUCCIÓN A LOS MODELOS DE REGRESIÓN EN EL ANÁLISIS DE SUPERVIVENCIA

En capítulos anteriores se habían descrito los principales procedimientos para analizar la distribución del tiempo de vida o de fallo a partir de muestras univariantes que, por tanto, tan sólo aportaban información sobre lo que se había considerado como única variable relevante en el estudio. Ello implicaba la aceptación por parte del investigador del supuesto de que se trabajaba con una población homogénea, simplificando de manera considerable el trabajo posterior de procesado de los datos y permitiendo la implementación de técnicas inferenciales tanto paramétricas como no paramétricas que podrían ser utilizadas con un accesible grado de complejidad.

No obstante, el trabajo con datos reales demuestra que en muchas ocasiones las poblaciones objeto de estudio se comportan con un cierto grado de heterogeneidad, dando cabida a la existencia de un conjunto de variables que aportan información relevante sobre la distribución de la variable de tiempo de fallo. Así, por ejemplo, sabemos que la distribución del tiempo que transcurre desde que un individuo adquiere la condición de desempleado hasta que encuentra su primer empleo depende explícitamente de una serie de variables explicativas, entre las que cabría mencionar su edad, formación académica, sexo, etc.. Ello nos permitiría, entre otro orden de cosas, la clasificación de la población objeto de estudio en diferentes grupos de riesgo, definidos a partir de determinadas combinaciones de valores o rangos de valores de las variables explicativas con comportamiento homogéneo.

Una manera convencional de presentar la relación entre dicho tiempo de vida y un conjunto de factores explicativos o covariables se materializa en los denominados modelos de regresión. En ellos supondremos que la distribución del tiempo que transcurre hasta que se produce el evento objeto de estudio depende de un conjunto de regresores, para lo que será necesario especificar la distribución probabilística de la variable tiempo de fallo T condicionada a un conjunto de regresores representados por el vector X . La especificación de dicha distribución para la variable T puede realizarse en muchos casos utilizando a tal fin familias paramétricas ya analizadas en un capítulo anterior, como la exponencial o la Weibull, entre otras. En otros casos, nuestro conocimiento sobre la naturaleza de la distribución subyacente de la variable T es mucho menor, en cuyo caso no podremos asignar a la distribución del tiempo de fallo un modelo paramétrico concreto.

Con el fin de proponer un modelo apropiado, es recomendable la introducción de variables explicativas que sean científicamente relevantes y con una buena justificación teórica, debido a que la incorporación de variables sin relevancia teórica provoca modelos con escasa fiabilidad y validez. En otro orden de cosas, la identificación de la naturaleza apropiada de la relación entre la variable T y los regresores se convierte en un problema crucial y de primer orden. Ello no debe hacerse sin obviar otros problemas relevantes con que nos podemos encontrar en la modelización del tiempo de fallo mediante estas técnicas, tales como la incorporación de la censura o la asignación de distribuciones no gaussianas a la perturbación aleatoria en nuestros modelos.

Los dos modelos más utilizados en el análisis de regresión de datos de duración son el modelo de tiempo de fallo acelerado y el modelo de riesgo proporcional. En el Modelo de Tiempo de Fallo Acelerado (*Accelerated Failure Time Model*) el logaritmo neperiano del tiempo de duración se puede expresar como una función lineal de las variables explicativas, adoptando la siguiente formulación:

$$\ln T_j = \beta' X_j + Z_j \quad (164)$$

donde X_j representa las variables explicativas, β los coeficientes del modelo de regresión y Z_j el término de error o perturbación aleatoria a la que asignaremos según el caso una determinada

distribución probabilística.

En estos modelos, el tipo de distribución asignada al término de error representa, por tanto, un papel crucial ya que dependiendo de ésta se obtiene un modelo de regresión concreto. En definitiva, si el término de error adopta la función de densidad normal, el modelo de regresión obtenido es el lognormal. Por otra parte, si la distribución del término de perturbación aleatoria es la función de densidad logística, se obtiene el modelo de regresión log-logístico. Además, cuando se adopta la función de densidad de valor extremo para el término error, se obtienen los modelos de regresión exponencial y Weibull. Finalmente, cuando la función de densidad del término error adoptada es la función gamma, el modelo de regresión obtenido es el modelo gamma generalizado, entre otros.

Por otro lado, en el Modelo de Riesgo Proporcional (Proportional Hazard Model) las variables explicativas tienen un efecto multiplicativo sobre la función de riesgo de la siguiente manera

$$h(t; \mathbf{x}) = h_0(t) \psi(\mathbf{x}) \quad (165)$$

donde $h_0(t)$ es la función de riesgo base, común a todas las observaciones, la cual es definida como el riesgo hipotético de una determinada observación muestral cuando todas las variables explicativas toman el valor cero y $\mathbf{R}(\mathbf{x}_i)$ es una función del vector de variables explicativas para la i -ésima observación. Dicha función se interpreta como el riesgo en el momento t para una observación cuyo vector de variables explicativas es $\mathbf{X}_i$, relativo al riesgo para una observación cuyo vector $\mathbf{X}$ es cero. La función $h_0(t)$ puede caracterizarse por no poseer una distribución especificada, dando lugar al modelo de riesgo proporcional de Cox; o puede tener una determinada forma paramétrica como, por ejemplo, una exponencial, Weibull o Gompertz, entre otras.

Aunque en primer lugar se analizará el modelo de regresión con variables explicativas que permanecen invariantes durante el seguimiento, posteriormente se estudiará la existencia de covariables que cambian durante el seguimiento, siendo por tanto los regresores dependientes del

tiempo.

En definitiva, la diferencia básica entre el modelo de riesgo proporcional y el de tiempo de fallo acelerado consiste en la forma de incluir los efectos de las variables independientes. Así, en el modelo de riesgos proporcionales el efecto de las variables explicativas incide sobre la función de riesgo, mientras que en el modelo de tiempo de fallo acelerado el efecto se produce sobre el tiempo de duración.

4.2. TIPOS DE MODELOS DE RIESGOS PROPORCIONALES

La estimación de los parámetros del modelo de regresión se puede realizar tanto de forma paramétrica, utilizando por ejemplo el modelo exponencial, Weibull o Gompertz; como de forma semiparamétrica, dando lugar al denominado modelo de regresión de riesgos proporcionales de Cox. En ambos tipos de modelos la estimación de los parámetros se realiza por el método de máxima verosimilitud debido a la presencia de censura en los datos, la posible dependencia del tiempo de los regresores y al interés en la función de riesgo. Como se analizará posteriormente, en el modelo de riesgos proporcional semiparamétrico no se especifica la forma de la función de riesgo de referencia, mientras que en la función de riesgos proporcionales paramétrica se supone una distribución concreta para la función de riesgo de referencia.

En este tipo de modelos se utiliza la función de riesgo, debido a la importancia de conocer el riesgo inmediato de fallo de una observación muestral en cualquier momento del tiempo. Además, la función de supervivencia se puede estimar a partir de la función de riesgo, debido a la relación existente entre ambas. Como se verá a continuación, en los modelos de riesgos proporcionales se garantiza la propiedad de que diferentes individuos presentan funciones de riesgo proporcionales entre sí. Por ello, dados dos vectores de regresores x_1 y x_2 para dos individuos distintos, el cociente $h(t; x_1)/h(t; x_2)$ no varía a lo largo del tiempo. Dada la formulación utilizada para este tipo de modelos, supondremos por tanto que las variables explicativas utilizadas tienen un efecto multiplicativo sobre la función de riesgo, donde las funciones h y Q pueden presentar parámetros desconocidos. A

continuación se expondrán los modelos de riesgos proporcionales más utilizados en la literatura al uso.

4.2.1. MODELO DE RIESGOS PROPORCIONALES SEMIPARAMÉTRICO DE COX

El modelo de riesgos proporcionales, conocido como modelo de Cox (Cox, 1972), es sin lugar a dudas uno de los modelos más utilizados, debido a que los resultados del modelo de Cox se aproximan, en gran medida, a los del modelo paramétrico correcto, garantizando la robustez del modelo en muchos casos. Entre otras peculiaridades, el modelo de regresión de Cox no requiere la elección de una distribución de probabilidad específica para los tiempos de supervivencia y permite la realización de análisis estratificados. Asimismo, permite incorporar con relativa facilidad variables dependientes del tiempo. Además, su utilización es apropiada cuando se tienen modelos de competencia en riesgo o modelos de evento repetido⁷¹.

Siguiendo a Kleinbaum (1996), es preferible utilizar un modelo paramétrico cuando se está seguro del modelo correcto. A pesar de que, como indica Lee (1992), existen varios métodos para valorar la bondad del ajuste del modelo paramétrico, no se puede estar completamente seguro de que dicha aproximación paramétrica dada sea la apropiada.

Por otra parte, el no suponer una forma funcional a priori para la función de riesgo de referencia presenta una ventaja adicional, ya que permite eliminar la posibilidad de estimar los parámetros mediante una especificación incorrecta de la función de riesgo de referencia.

No obstante, según Muñoz (1995) en el caso en que los datos procedieran de un modelo de tasa de fallo proporcional concreto como el Weibull, se perdería algo de eficiencia al utilizar un procedimiento que no especificara la distribución, en lugar de utilizar el modelo paramétrico

⁷¹ Ver Hosmer, D. W. y S. Lemeshow, (1999) capítulos 3, 4 y 7; Klein, J. P. y M. L. Moeschberger, (1997) y Kalbfleisch, J. D. y R. L. Prentice, (1980).

correcto. Ello se debe a que el modelo de riesgos proporcionales de Cox únicamente utiliza información del orden de las duraciones muestrales y no de la distancia entre ellas.

En el modelo de Cox, la tasa de riesgo se define mediante la expresión (165), donde $R(x)$ representa una función conocida, utilizando en muchos casos la función exponencial. Así, la tasa de riesgo viene definida como

$$h(t;x) = h_0(t) e^{B'x} \quad (166)$$

donde $h_0(t)$ es la *función de riesgo de referencia (baseline hazard function)*, que sólo depende del tiempo. En la expresión anterior $h(t; x)$ expresa la tasa de riesgo de una observación como función del conjunto de variables explicativas $X=(X_1, X_2, \dots, X_k)$, en el momento t , es decir, representa el riesgo de que se produzca el evento en el momento t , para aquellas observaciones en las que los regresores potenciales $X_1, X_2, \dots, X_k$ toman unos determinados valores.

Este modelo está compuesto por dos términos: el primero de ellos es una función de riesgo común a todas las observaciones, denominada riesgo base porque no se impone restricción alguna; depende exclusivamente del tiempo y representa la parte no paramétrica del modelo. El segundo término es una función que depende únicamente de las variables explicativas o deterministas exógenas por lo que tomará un valor distinto para cada observación y representa la parte paramétrica del modelo.

Por lo tanto, el vector de parámetros β y el riesgo de referencia pueden ser estimados independientemente. Por ejemplo puede ser estimado β y luego utilizar estas estimaciones para determinar el riesgo de referencia. De esta manera, el modelo de regresión de riesgos proporcionales se caracteriza porque no especifica la forma de la función de riesgo de referencia, por lo que es un modelo semi-paramétrico donde se estiman los k parámetros β , mientras que el valor de la función de riesgo de referencia se obtiene a través de los datos analizados. También se debe indicar que en este tipo de modelos el impacto de las covariables sobre el tiempo de fallo actúa multiplicativamente en la función de riesgo como se ha mencionado anteriormente.

El modelo de Cox presenta ciertas similitudes con el modelo de regresión logística expresado en forma de odds donde el término constante de este odds se sustituye en el modelo de Cox por la función de riesgo de referencia que no depende de las variables explicativas. Estas Odds vienen expresadas como el cociente entre la probabilidad de sobrevivir y la de no sobrevivir al evento.

$$\text{Odds} = \frac{S_i(t)}{1-S_i(t)} = e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p} = e^{\beta_0} e^{\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p} \quad (167)$$

El modelo de Cox es preferible al modelo logístico cuando se dispone de la información de los tiempos de supervivencia y además existen datos censurados. Ello se debe a que el modelo de Cox requiere más información que el logístico, ya que utiliza los tiempos censurados y completos mientras que el modelo logístico únicamente utiliza una variable binaria con valores 0 y 1 en los casos en las que las observaciones sean censuradas o completas respectivamente.

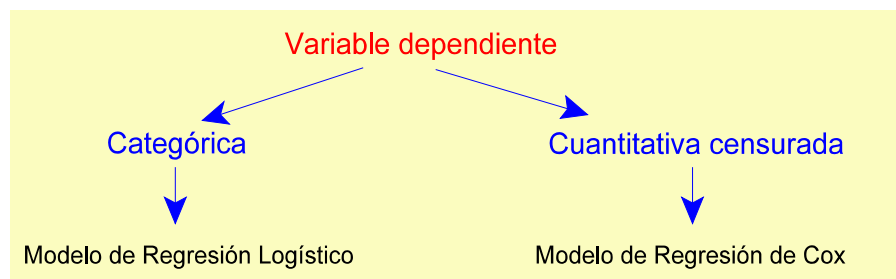


Figura 19. Posibilidades respecto a la variable dependiente en Análisis de Supervivencia

En este tipo de modelos deben considerarse tres supuestos implícitos: el supuesto de proporcionalidad, el de linealidad y finalmente, la inexistencia de heterogeneidad no observada, es decir, se supone que toda la heterogeneidad presente entre las observaciones muestrales se considera en el modelo mediante la inclusión de las variables explicativas.

Dado el vector de covariables X , la función de densidad correspondiente a la expresión anteriormente analizada viene dada por

$$f(t;x) = h_0(t) e^{\beta'x} e^{-e^{\beta'x} \int_0^t h_0(u) du} \quad (168)$$

De la misma forma, la función de supervivencia puede expresarse como

$$S(t;x) = [S_0(t)]^{e^{\beta'x}} \quad (169)$$

donde S_0 , representa la función de supervivencia de referencia adoptando la siguiente forma

$$S_0(t) = e^{-\int_0^t h_0(u) du} \quad (170)$$

La estimación de los parámetros en el modelo de regresión de riesgos proporcionales de Cox se obtiene mediante el método de máxima verosimilitud parcial propuesto por Cox, con la corrección de Breslow (1974) para los casos en que se haya producido más de un evento en más de un determinado momento. De esta manera, se considera que el método de verosimilitud parcial efectúa la estimación en base al producto de las verosimilitudes de todos los cambios ocurridos.

En la aplicación de este tipo de modelos deben darse unos supuestos en los datos analizados, tal y como ya se ha comentado. El supuesto de proporcionalidad implica que el cociente entre las funciones de riesgo para dos observaciones debe ser constante a lo largo del tiempo, es decir, los diferentes valores que toma la función de riesgo durante el tiempo de seguimiento para las observaciones con un cierto patrón de valores X_A debe ser proporcional a los correspondientes valores que toma dicha función de riesgo para cualquier observación con otro patrón X_B . Esta es precisamente la razón por la que este modelo recibe la denominación de *modelo de riesgos proporcionales*.

En cuanto a la parte no paramétrica del modelo, no se impone ninguna restricción sobre

la forma de distribución de los tiempos de supervivencia, pero la parte paramétrica del modelo debe cumplir el supuesto de que la contribución de las variables explicativas en la tasa de riesgo debe de ser la misma en cualquier momento del tiempo. Este supuesto viene motivado por la estructura del modelo formado por dos términos: uno dependiente del tiempo y el otro dependiente de las variables explicativas consideradas en el modelo. Por ello el cociente entre las tasas de riesgo de dos observaciones será independiente del tiempo

$$\frac{h(t; x_A)}{h(t; x_B)} = \frac{h_0(t) e^{\beta' x_A}}{h_0(t) e^{\beta' x_B}} = e^{\beta' (x_A - x_B)} \quad (171)$$

El valor de este cociente se interpreta como la razón de riesgos de los elementos con valores X_A respecto a los que poseen valores dados por X_B en las variables explicativas. Esta razón, denominada riesgo relativo, es constante en el tiempo; por lo tanto, las tasas de riesgo son proporcionales. Dicho lo anterior puede establecerse la siguiente relación

$$h(t; x_A) = h(t; x_B) \times e^{\beta' (x_A - x_B)} \quad (172)$$

en la que el segundo término arroja un valor concreto para cada par de observaciones o clases de observaciones con diferentes valores en las variables.

Otra condición que se debe cumplir en el modelo de Cox es que la relación entre la tasa de riesgo y las variables explicativas debe ser log-lineal, por lo que si tomamos logaritmos neperianos en ambos lados de la igualdad de la expresión (166) obtenemos

$$\log h(t; x) = \log h_0(t) + \beta' X \quad (173)$$

En la expresión anterior se puede comprobar que los valores positivos de β implican un riesgo mayor que el riesgo de referencia, mientras que valores negativos de β indican un menor riesgo al fallo. También se puede comprobar fácilmente que derivando en este modelo

obtendríamos

$$\frac{\partial h(t; \mathbf{x})}{\partial x_k} = \beta_k \quad (174)$$

De esta manera, los coeficientes β_k tienen la interpretación de semielasticidades de la función de riesgo con respecto a las variables explicativas, es decir, ofrece el cambio proporcional en la función de riesgo que resulta de un cambio marginal en la k-ésima variable explicativa. Además, estos coeficientes β_k no varían con el transcurso del tiempo.

Ilustraremos el modelo con un ejemplo en el que se va a suponer que se trabaja con una sola variable explicativa categórica que indica dos categorías A y B, donde la categoría A toma el valor $x_A=0$ y la categoría B el valor $x_B=1$.

Si se calcula el cociente entre las tasas de riesgo para $x_B=1$ y para $x_A=0$, es decir para un incremento de x igual a 1 se observa que

$$\hat{HR} = \frac{h(t; x_B = 1)}{h(t; x_A = 0)} = \frac{h_0(t)e^{\beta}}{h_0(t)e^0} = e^{\beta} \quad (175)$$

Por tanto, e^{β} representa el riesgo de las observaciones pertenecientes al tipo de comportamiento B frente a las del tipo de comportamiento A. En este sentido, cuando e^{β} es menor que uno el riesgo del grupo B es menor que el riesgo del grupo A. Por el contrario, cuando e^{β} es mayor que uno el riesgo del grupo B es mayor que el riesgo del grupo A. En cualquier caso, e^{β} es siempre mayor que cero, por lo que se puede encontrar un valor de apropiado para β .

Si se despeja apropiadamente en la expresión anterior obtenemos

$$h(t; x_B = 1) = h(t; x_A = 0) \times e^{\beta} \quad (176)$$

donde $e^{\$}$ es el factor por el que se multiplica la tasa instantánea de riesgo cuando el factor X se incrementa en una unidad y las demás permanecen constante. Tomando logaritmos neperianos en ambos lados se obtiene la siguiente expresión

$$\log h(t; x_B = 1) = \log h(t; x_A = 0) + \beta \quad (177)$$

la cual queda ilustrada mediante la Figura 20.

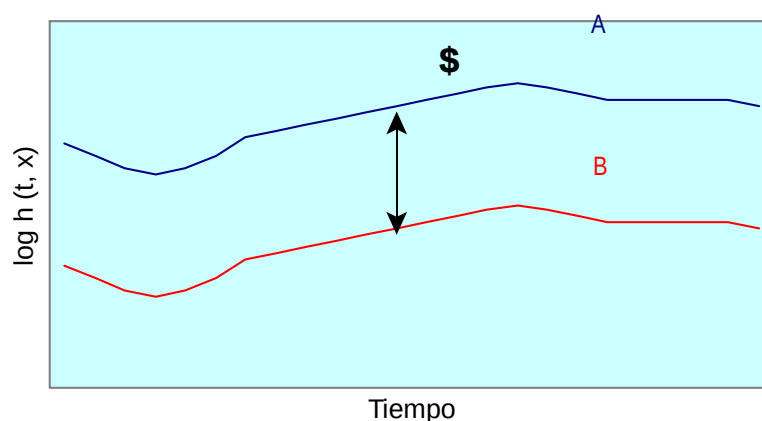


Figura 20. Gráfico del logaritmo neperiano de las funciones de riesgo

En resumen, un parámetro β con signo positivo indicará un aumento de la tasa instantánea de riesgo provocado por un incremento en la variable X. Por el contrario, un parámetro β con signo negativo indicará un descenso de la tasa instantánea de riesgo cuando se incrementa el valor de la variable X. En un caso más amplio, si se consideran k categorías sería necesario incluir k-1 variables dummy en el modelo.

Debido a la relación existente entre las funciones de supervivencia, de densidad, de riesgo y de riesgo acumulado (Collet 1994 y Lee 1992), el modelo de regresión de Cox puede ser expresado en función de la tasa de riesgo acumulado $H(t; x)$ o de la probabilidad acumulada de supervivencia $S(t; x)$. Así, la tasa acumulada de riesgo $H(t; x)$ representa para una observación con ciertos valores en las variables explicativas el riesgo de producirse el evento desde el tiempo de inicio t_0 hasta un determinado momento de tiempo t:

$$H(t;x) = H_0(t) e^{\beta x} \quad (178)$$

La función de supervivencia representa por tanto, la probabilidad de supervivencia en el tiempo t para las observaciones con un determinado patrón de valores en las variables explicativas

$$S(t;x) = e^{-H(t;x)} \quad (179)$$

donde tomando logaritmos neperianos, la tasa acumulada de riesgos viene dada también por la siguiente expresión

$$H(t;x) = -\ln S(t;x) \quad (180)$$

El exponente $\beta'X$ del modelo de regresión de Cox recibe la denominación de “índice pronóstico”,

$$h(t;x) = h_0(t) e^{IP} \quad (181)$$

donde $IP = \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k$ es un indicador que se utiliza en vez de emplear los valores de la observación para cada variable. De esta manera, el índice pronóstico o ratio de riesgo para cada observación se obtiene despejando en la ecuación (181)

$$\ln \left[\frac{h(t;x)}{h_0(t)} \right] = IP \quad (182)$$

En la práctica suele utilizarse el índice pronóstico centrado, obtenido al expresar las variables explicativas en desviaciones respecto a la media:

$$IP_c = \beta_1 (x_1 - \bar{x}_1) + \beta_2 (x_2 - \bar{x}_2) + \dots + \beta_k (x_k - \bar{x}_k) \quad (183)$$

De esta forma, un índice pronóstico centrado igual a cero corresponde a una observación promedio; un índice pronóstico mayor que cero corresponde a una observación con peor pronóstico que la media y, finalmente, dicho índice menor que cero corresponde a una observación con un pronóstico mejor que la media.

En este mismo sentido se expresa Bercoff (1999) al realizar un trabajo en el que se analizan los determinantes del debilitamiento del sector financiero argentino mediante un modelo de riesgos proporcionales de Cox, presentando un índice sobre la vulnerabilidad del sector bancario que puede ser utilizado como un mecanismo de detección temprana para la toma de medidas correctoras.

4.2.1.1. ESTIMACIÓN DE LOS PARÁMETROS DEL MODELO

Como se ha mencionado con anterioridad, la estimación de los parámetros del modelo se suele realizar mediante el método de máxima verosimilitud parcial propuesto por Cox (1972, 1975) con la modificación de Breslow (1974) en el caso de observaciones con el mismo tiempo de duración, es decir, en el caso de tiempos de fallo empatados. Aunque posteriormente se analizarán otras modificaciones, la de Breslow es la más utilizada.

El método de verosimilitud parcial efectúa la estimación en base al producto de las verosimilitudes de todos los cambios ocurridos, a diferencia del método de verosimilitud en el que la estimación se realiza en base al producto de verosimilitudes de todos los sujetos de la muestra. La verosimilitud parcial del modelo de riesgos proporcionales fue desarrollada suponiendo que el tiempo era continuo y por lo tanto dos sujetos no podían sufrir el evento de interés en el mismo instante de tiempo en un sentido estricto. Sin embargo, bajo una consideración discreta del tiempo, es posible que para dos o más observaciones el acontecimiento de interés ocurra en el mismo momento de tiempo. Cuando existen estos “empates”, la verosimilitud parcial debe ser modificada.

El programa Stata proporciona cuatro métodos para llevarlo a cabo: el método de Breslow, el método de Efron, la verosimilitud parcial exacta y finalmente la verosimilitud marginal exacta. El

problema se plantea a la hora de ordenar de manera correcta los tiempos de fallo que ocurren en un mismo momento del tiempo, es decir, se trata de saber qué observaciones están en riesgo cada vez que en alguna observación se produce el evento de interés. En este orden de cosas, se puede comprobar que cuando no existen tiempos empatados en los datos, todos los métodos conducen a los mismos resultados, siendo los resultados muy parecidos cuando se presenta un número reducido de empates.

El método de Breslow es el más utilizado en el tratamiento de los empates, en el que se utiliza el mayor número de casos en riesgo para calcular cada uno de los eventos empatados. Este método permite obtener resultados rápidamente pero puede ser menos exacto cuando existen muchos tiempos empatados. A modo de ejemplo, si se dispone de 4 observaciones a_1, a_2, a_3, a_4 y en las observaciones a_1 y a_2 se produce el evento de interés en el mismo momento de tiempo, el método de Breslow advierte que puesto que no se conoce el orden se debe utilizar el conjunto en riesgo mayor para cada tiempo de fallo empatado, es decir, se considera para ambas $a_1+a_2+a_3+a_4$.

El método de Efron es preferible al de Breslow cuando existen muchos empates aunque también su cálculo es más laborioso. Continuando con el ejemplo descrito en el párrafo anterior, este método considera que el primer conjunto en riesgo debe ser el formado por $a_1+a_2+a_3+a_4$, pudiendo ser el segundo conjunto en riesgo tanto $a_1+a_3+a_4$ como $a_2+a_3+a_4$. De esta manera, considera que tanto a_1 como a_2 pueden estar en el segundo conjunto en riesgo con una probabilidad de $\frac{1}{2}$ y de esta forma obtiene el segundo conjunto en riesgo como $0,5(a_1+a_2)+a_3+a_4$. En este sentido, la aproximación de Efron es más cercana a la verosimilitud marginal exacta que la de Breslow, aunque como ya hemos afirmado su determinación puede ser más costosa.

La aplicación del método de verosimilitud parcial exacta enumera todos los conjuntos en riesgo posibles para cada instante en que ocurre el evento de interés. Aunque el método de la verosimilitud marginal exacta genera valores similares a los que se obtienen con el método de Efron, no es menos cierto que requiere de una enumeración completa. Bajo una consideración discreta del tiempo la verosimilitud parcial exacta es más apropiada, debido a que su aplicación es equivalente a determinar la regresión condicional logística donde los grupos son definidos por los conjuntos en riesgo y la variable de salida es dada por la variable fallo.

Consideremos una muestra de n observaciones y m tiempos de fallo diferentes. Sean $t_{(1)} \# t_{(2)} \# \dots \# t_{(m)}$ los distintos tiempos fallos ordenados y $R(t_j)$ el conjunto de observaciones en riesgo para cada momento de tiempo t_j . Finalmente denotaremos con el subíndice j a la observación que falló en el momento t_j y con un vector de covariables dado por X_j . En este caso, X_i representa el vector de covariables para la i -ésima observación permaneciendo los valores de estas covariables constantes en el tiempo ya que estamos tratando el modelo de regresión con variables fijas durante el transcurso del estudio. Por ello la probabilidad de producirse el fallo en el momento de tiempo t_j para el individuo i -ésimo, con vector de covariables X_j viene dada por

$$\frac{h(t_j, x_j)}{\sum_{i \in R(t_j)} h(t_j, x_i)} \quad (184)$$

El producto de las probabilidades condicionales para los m tiempos de fallo observados viene dado por la siguiente expresión⁷²,

$$L(\lambda_0(t), \beta) = \prod_{j=1}^m \frac{h(t_j, x_j)}{\sum_{i \in R(t_j)} h(t_j, x_i)} \quad (185)$$

en la que podemos simplificar el riesgo base en ambos términos obteniendo la función de verosimilitud de la siguiente forma

$$L(\beta) = \prod_{j=1}^m \frac{e^{\beta' x_j}}{\sum_{i \in R(t_j)} e^{\beta' x_i}} \quad (186)$$

que como puede apreciarse depende de β y de los valores de las variables explicativas, siendo estos últimos conocidos. Finalmente, el sumatorio en el denominador lo es sobre todos los sujetos

⁷² Ver a Cox, D. R. y D. Oakes (1984), págs. 92-93.

en riesgo en el momento de tiempo t_j , denotado por $R(t_j)$. Por tanto, los intervalos entre los eventos no contribuyen a la estimación de los parámetros β debido a que el modelo de Cox únicamente utiliza información del orden de las duraciones y no de las distancias entre ellas. Por esta razón se suele considerar la inclusión de un indicador de censura δ_j que tomará el valor 0 cuando el tiempo de duración en una observación es censurado y el valor 1 cuando corresponde a un tiempo completo.

$$L(\beta) = \left[\prod_{j=1}^n \frac{e^{\beta' x_j}}{\sum_{i \in R(t_j)} e^{\beta' x_i}} \right]^{\delta_j} \quad (187)$$

Este es precisamente el motivo por el que el método descrito se basa en una verosimilitud parcial y no completa ya que no utiliza la información de las observaciones censuradas, considerando sólo los tiempos completos donde δ_j toma el valor 1. Así, cuando una observación está censurada después del tiempo de fallo j -ésimo pasa a formar parte del conjunto de observaciones en riesgo para calcular la verosimilitud. Tomando logaritmos neperianos en la función de verosimilitud obtenemos la función denominada *función de soporte*

$$LL(\beta) = \sum_{j=1}^n [\beta' x_j - \log(\sum_{i \in R(t_j)} e^{\beta' x_i})] = \sum_{j=1}^n l_j \quad (188)$$

donde l_j representa la contribución al logaritmo de la máxima verosimilitud correspondiente al tiempo

de fallo $t_{(j)}$. Los valores $\hat{\beta} = (\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_p)$ se obtienen igualando a cero las p primeras

derivadas del $LL(\beta)$ con respecto a $\beta(p=1,2,\dots,p)$ ⁷³. Así, si la p -ésima componente del vector x_i es x_{pi} , la derivada de orden p de la contribución l_j queda como

⁷³ Este sistema de ecuaciones debe ser resuelto mediante algún procedimiento iterativo, como por ejemplo, el de Newton-Raphson, dada la no linealidad resultante. Ello no debe suponer ningún problema serio, ya que la mayoría de los programas informáticos solventan estos problemas llevando a cabo la mencionada optimización mediante métodos como el descrito.

$$\frac{\partial l_j}{\partial \beta_p} = x_{pj} - \frac{\sum_{i \in R(t_j)} x_{pi} e^{\beta' x_i}}{\sum_{i \in R(t_j)} e^{\beta' x_i}} \quad (189)$$

Esta derivada refleja la diferencia entre el valor de la p -ésima covariable para el individuo donde se presenta el evento en el momento de tiempo $t_{(j)}$ y el promedio ponderado de la covariable sobre el conjunto de observaciones en riesgo $R(t_j)$, con ponderación exponencial $e^{\beta' x_i}$.

Añadiendo en la expresión anterior todos los tiempos en los que se ha producido un evento se obtiene la p -ésima componente de la puntuación $U(\beta)$

$$U_p(\beta) = \sum_{j=1}^m \frac{\partial l_j}{\partial \beta_p} \quad (190)$$

Por otra parte, la segunda derivada de la contribución al logaritmo de la máxima verosimilitud correspondiente al tiempo de fallo $t_{(j)}$, l_j , nos permite obtener la siguiente matriz Hessiana, la cual posee la forma de la varianza

$$\frac{\partial^2 l_j}{\partial \beta_p^2} = - \left[\frac{\sum_{i \in R(t_j)} x_{pi}^2 e^{\beta' x_i}}{\sum_{i \in R(t_j)} e^{\beta' x_i}} - \left(\frac{\sum_{i \in R(t_j)} x_{pi} e^{\beta' x_i}}{\sum_{i \in R(t_j)} e^{\beta' x_i}} \right)^2 \right] \quad (191)$$

ya que la expresión anterior se puede escribir de la siguiente forma

$$\frac{\partial^2 l_j}{\partial \beta_p^2} = - [E_j(x_{pi}^2) - [E_j(x_{pi})]^2] \quad (192)$$

La matriz formada por los valores de las segundas derivadas cambiadas de signo se

denomina *matriz de información*, y la inversa de la matriz de información aproxima la matriz de varianzas-covarianzas de las estimaciones de los parámetros. Altman y Andersen (1989) y Barlow y Sun (1989) analizaron la estabilidad de los parámetros del modelo de regresión de Cox y posteriormente Verweij y Houwelingen (1994) expusieron una ponderación de los parámetros cuyas estimaciones parecían producir menores errores estándar que la regresión de Cox sin ponderar.

Cnaan y Ryan (1989) y Breslow y Day (1987) modificaron la verosimilitud parcial para la presencia de datos censurados por la izquierda o truncados. Las propiedades teóricas del modelo de Cox pueden analizarse en Kalbfleisch y Prentice (1980), Lawless (1982) y Cox y Oakes (1984), entre otros.

Otro problema bastante común en ciertas aplicaciones empíricas es el derivado de la presencia de observaciones con un mismo tiempo de fallo. Estos empates pueden provocar determinados problemas a la hora de ordenarlos. Por este motivo se ha desarrollado una aproximación propuesta por Breslow (1974) para el caso de los empates:

$$L(\beta) = \prod_{j=1}^m \frac{e^{\beta' s_j}}{[\sum_{i \in R(t_j)} e^{\beta' x_i}]^{d_j}} \quad (193)$$

Aquí denotamos con d_j el número de eventos observados en el momento de tiempo $t_{(j)}$ y s_j el vector de las sumas de cada una de las p variables para las d_j observaciones que fallan en el tiempo $t_{(j)}$. De esta manera,

$$s_j = \sum_{i \in D(t_j)} x_i \quad (194)$$

donde $D(t_j)$ representa a los sujetos con tiempos de supervivencia igual a t_j . El logaritmo de la función de verosimilitud queda como

$$LL(\beta) = \sum_{j=1}^m [\beta' s_j - d_j \log(\sum_{i \in R(t_j)} e^{\beta' x_i})] = \sum_{j=1}^m l_j \quad (195)$$

De esta forma la primera y segunda derivada de l_j vienen dadas por las siguientes expresiones

$$\frac{\partial l_j}{\partial \beta_p} = s_{pj} - d_j \frac{\sum_{i \in R(t_j)} x_{pi} e^{\beta' x_i}}{\sum_{i \in R(t_j)} e^{\beta' x_i}} \quad (196)$$

$$\frac{\partial^2 l_j}{\partial \beta_p^2} = -d_j \left[\frac{\sum_{i \in R(t_j)} x_{pi}^2 e^{\beta' x_i}}{\sum_{i \in R(t_j)} e^{\beta' x_i}} - \left(\frac{\sum_{i \in R(t_j)} x_{pi} e^{\beta' x_i}}{\sum_{i \in R(t_j)} e^{\beta' x_i}} \right)^2 \right] \quad (197)$$

donde s_{pj} es el p-ésimo componente del vector s_j . Este método utiliza el mayor número de casos en riesgo para calcular cada uno de los eventos empatados, aunque se vuelve menos preciso conforme se incrementa el número de tiempos empatados.

Otras soluciones al problema de los empates son las propuestas por Cox (1972), Peto (1972) en la discusión del artículo de Cox anteriormente indicado y Efron (1977). La aproximación de Efron suele ser preferible a la de Breslow, aunque bien es cierto que supone una mayor complejidad. La verosimilitud parcial viene dada mediante la siguiente expresión

$$L(\beta) = \prod_{j=1}^m \frac{e^{\beta' s_j}}{\prod_{k=1}^{d_j} \left[\sum_{i \in R(t_j)} e^{\beta' x_i} - \frac{k-1}{d_j} \sum_{i \in R(t_j)} e^{\beta' x_i} \right]} \quad (198)$$

la cual esta más cercana a la correcta verosimilitud parcial que la verosimilitud de Breslow cuando el modelo de riesgo es discreto.

Otro procedimiento basado en la verosimilitud parcial puede encontrarse en Cox (1972) formulado sobre la base de un modelo en tiempo discreto. En este caso la verosimilitud se obtiene considerando un modelo logístico para la tasa de riesgo, es decir, suponiendo que $h(t|x)$ es la probabilidad de fallo en el intervalo de tiempo $(t, t+1)$ condicionada a que han sobrevivido al comienzo del intervalo. A partir de estos condicionantes la formulación de Cox que estamos abordando nos permite llegar a la siguiente expresión

$$\frac{h(t|x)}{1-h(t|x)} = \frac{h_0(t)}{1-h_0(t)} \exp(\beta' x) \quad (199)$$

por lo tanto, esta es la verdadera verosimilitud parcial. Así, el logaritmo de la verosimilitud para el caso discreto viene recogido en la siguiente expresión

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^D \frac{\exp(\beta' s_i)}{\sum_{q \in Q_i} \exp(\beta' s_q^*)} \quad (200)$$

donde Q_i representa el conjunto formado por todos los subconjuntos de d_i observaciones que podrían haber sido escogidos del conjunto en riesgo R_i . De esta manera, $q=(q_1, \dots, q_{d_i})$ representan

uno de esos elementos que forman el conjunto Q_i y finalmente $s_q^* = \sum_{j=1}^{d_i} x_{qj}$.

4.2.1.2. ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE RIESGO DE REFERENCIA, FUNCIÓN DE RIESGO ACUMULADO DE REFERENCIA Y FUNCIÓN DE SUPERVIVENCIA BASE

Como paso previo a la estimación de las funciones de riesgo de referencia, de riesgo

acumulado de referencia y de supervivencia base, Kalbfleisch y Prentice (1973) propusieron el cálculo de los λ_j que son solución de la siguiente ecuación

$$\sum_{l \in D_j} \frac{e^{\beta' x_l}}{1 - \xi_j} = \sum_{l \in R_j} e^{\beta' x_l} \quad j = 1, 2, \dots, r \quad (201)$$

donde R_j denota el conjunto de las n_j observaciones que están en riesgo justo antes del momento de tiempo t_j , D_j representa el conjunto de las d_j observaciones que fallan en el momento de tiempo t_j , β son los coeficientes obtenidos anteriormente mediante procedimiento iterativos, x_l es el vector de variables independientes para la observación l y finalmente, r es el número de momentos de tiempo distintos en los que se produce algún fallo. Una vez determinados los λ_j se calcula la función de riesgo de referencia mediante la siguiente expresión

$$h_0(t_j) = 1 - \xi_j \quad (202)$$

La función de riesgo viene determinada por

$$h_i(t) = h_0(t) e^{\beta' x_i} \quad (203)$$

La función de riesgo acumulado de referencia se obtiene a partir de la siguiente expresión

$$H_0(t_j) = \sum_{t_i \leq t} \frac{d_j}{\sum_{l \in R_j} e^{\beta' x_l}} \quad (204)$$

y finalmente, la función de riesgo acumulado se obtendrá a partir de

$$H_i(t) = H_0(t) e^{\beta' x_i} \quad (205)$$

Por último, la función de supervivencia de referencia de una observación con covariables

igual a cero viene dada mediante la siguiente expresión

$$S_0(t_j) = \prod_{j=1}^k \xi_j \quad (206)$$

y la función de supervivencia en la que se incorpora la información suministrada por las variables independientes incluidas en el modelo de regresión mediante la siguiente ecuación

$$S_i(t) = S_0(t) e^{\beta' x_i} \quad (207)$$

Como se observa, es evidente el interés existente por la estimación de la función de riesgo de referencia debido a que sirve para estimar la función de supervivencia para ciertos valores de las covariables.

4.2.1.3. VARIANZA Y ERROR ESTÁNDAR DE LOS COEFICIENTES

Una vez aplicado el método iterativo de Newton-Raphson para obtener estimaciones de los coeficientes β del modelo de riesgos proporcionales de Cox, resulta imprescindible analizar la variabilidad de los estimadores propuestos mediante la obtención de la varianza de β , la cual puede calcularse mediante la siguiente expresión

$$\text{Var}(\beta) = I^{-1}(\beta) \quad (208)$$

Así, la raíz cuadrada de los valores de la diagonal de la matriz $I^{-1}(\beta)$ suministra la estimación de los errores estándar de los coeficientes β del modelo de regresión de Cox. Ello nos permite mediante la aplicación de técnicas inferenciales elementales construir intervalos de

confianza para la exponencial del coeficiente $\hat{\beta}$, obtenidos a partir de la conocida expresión

$$e^{\hat{\beta} \pm z_{\alpha/2} \text{s.e.}(\hat{\beta})} \quad (209)$$

La obtención de la matriz de covarianzas de los parámetros del modelo propuesto y la construcción de intervalos de confianza nos permite analizar la significación de los parámetros y posteriormente del modelo en su conjunto, tal y como se verá a continuación.

4.2.1.4. SIGNIFICACIÓN DEL MODELO Y DE LOS PARÁMETROS

A continuación se van a exponer algunos tests para comprobar la significación del modelo y de los parámetros. Los más desarrollados e implementados en la metodología al uso son la *prueba de razón de verosimilitudes*, el *test de Wald* y la *prueba de Rao* ("score test").

Para comparar modelos sobre los mismos datos, se puede utilizar el valor de la verosimilitud maximizada $\hat{L} = L(\hat{\beta})$, con lo que cuanto mayor sea este valor, mejor será el ajuste del modelo. Sin embargo, es aconsejable utilizar el siguiente estadístico $-2\log L(\hat{\beta})$ que arrojará siempre un valor positivo, siendo preferible, por tanto, aquel modelo que minimice dicho valor. Así, podemos analizar la significación del modelo mediante la prueba de razón de verosimilitudes a partir del incremento del logaritmo de la verosimilitud parcial producido $(-2) \log L$ al incorporar un número determinado de variables explicativas al modelo. Para muestras grandes el estadístico $-2) \log L$ sigue una distribución ji-cuadrado con k grados de libertad, donde k representa el número de parámetros estimados, que coincide con el número de variables explicativas que se introducen en el modelo.

$$X_{LR}^2 = -2 \log \left(\frac{\hat{L}_1}{\hat{L}_2} \right) = -2 [\log \hat{L}_1 - \log \hat{L}_2] \quad (210)$$

En cuanto al contraste de significación de cada coeficiente, esta se realiza mediante la utilización del sobradamente conocido estadístico de contraste individual

$$\frac{\hat{\beta}}{\text{s.e.}(\hat{\beta})} \quad (211)$$

que sigue una distribución normal estándar. El cuadrado de este estadístico no es más que el cuadrado de una distribución normal tipificada la cual, se distribuye como una ji-cuadrado con 1 grado de libertad (prueba de Wald).

Respecto a la prueba de Rao ("score test"), ésta se efectúa a partir del calculo previo de la siguiente expresión

$$X_S^2 = u(0)' \cdot I^{-1}(0) \cdot u(0) \quad (212)$$

En la práctica, las conclusiones sobre la significación de los coeficientes deberían ser las mismas según el test seleccionado. Sin embargo, existen situaciones en las cuales esto no ocurre. En estos casos, el test de la razón de verosimilitudes se ha mostrado como el más robusto⁷⁴.

En cuanto a la selección del modelo final, es recomendable usar procesos como el procedimiento paso a paso, en el que las variables se van añadiendo o eliminando una a una, mediante el cálculo en cada uno de los pasos del estadístico $-2\log L(\hat{\beta})$ con el que se decide si la variable en cuestión es introducida o eliminada del modelo.

⁷⁴ Hosmer, D. W. y Lemoshow, S., (1999), pág. 100.

Según Atkinson (1980), se recomienda seleccionar aquel modelo que tenga un mayor coeficiente de determinación, expresado éste como el incremento relativo del logaritmo de la verosimilitud corregido por el número de parámetros estimados k de la siguiente forma

$$R^2 = \frac{LL(0) - LL(k) + k}{LL(0)} = \frac{\chi^2_{\text{modelo}} - 2k}{-2LL(0)} \quad (213)$$

Por otra parte, también se puede determinar el coeficiente de correlación parcial de cada variable explicativa con la variable dependiente. Este coeficiente nos permite medir la contribución de cada variable independiente en la explicación de la variable dependiente. De esta manera, el coeficiente se obtiene aplicando la fórmula de Atkinson (1980):

$$r = \text{Signo}(\beta) \sqrt{\frac{\chi^2_{\text{wald}} - 2gl}{-2LL(0)}} \quad \text{si } \chi^2_{\text{wald}} > 2gl \quad (214)$$

donde gl denota los grados de libertad de la variable independiente.

4.2.1.5. ESTRATIFICACIÓN

En algunas ocasiones, la suposición de riesgos proporcionales se infringe para algunas variables explicativas, es decir, los riesgos no son proporcionales en el conjunto total de datos analizados, pero sí que son proporcionales en diferentes subgrupos de datos. En estos casos, la estratificación permite verificar el cumplimiento, al menos parcial, de uno de los supuestos de partida en el modelo básico de Cox: la proporcionalidad de riesgos. En efecto, cuando las covariables no afectan a la función de riesgo multiplicativamente, la estratificación puede ser utilizada en la construcción del modelo⁷⁵.

Por tanto, lo que se propone en estos casos es estratificar la variable que infringe la suposición de riesgos proporcionales y utilizar el modelo de riesgos proporcionales dentro de cada

⁷⁵ Ver Marubini, E y Valsecchi, M. G., (1995).

estrato para las otras variables explicativas.

Así, cuando los diferentes niveles de un factor producen funciones de riesgo que se alejan de la proporcionalidad, se pueden subdividir los datos en subgrupos, cada uno de los cuales pertenece a los S niveles de dicho factor, con lo que el modelo puede expresarse de la siguiente manera

$$h_{is}(t, x_i) = h_{0s}(t) e^{\beta' x_i} \quad (215)$$

En esta expresión, las observaciones pertenecientes al j -ésimo estrato tienen una función de riesgo de referencia denotada por $h_{0s}(t)$ y el efecto de las otras variables explicativas sobre la función de riesgo se representa mediante un modelo de riesgos proporcionales en cada estrato.

En este modelo se deja variar la función de riesgo de referencia de un grupo a otro pero se exige que los coeficientes β sean iguales en todos los estratos. De esta manera, si se permite que los coeficientes varíen, el estrato debería considerarse como un conjunto de datos para analizar de forma separada. Finalmente, la estimación de los parámetros se efectúa mediante la aplicación de métodos de verosimilitud parcial. El modelo supone que las observaciones del j -ésimo estrato que tienen distintos valores en la variable explicativa tienen riesgos proporcionales

$$\frac{h_{is}(t, x_1)}{h_{is}(t, x_2)} = e^{\beta' (x_1 - x_2)} \quad (216)$$

El método de estimación es el mismo que en el modelo de riesgos proporcionales de Cox, pero en este caso el logaritmo de la función de verosimilitud parcial viene dado mediante la siguiente expresión

$$LL(\beta) = [LL_1(\beta)] + [LL_2(\beta)] + \dots + [LL_s(\beta)] \quad (217)$$

donde $LL_j(\beta)$ es el logaritmo de la verosimilitud parcial utilizando únicamente los datos para las

observaciones en el j-ésimo estrato.

4.2.2. MODELOS DE REGRESIÓN DE RIESGOS PROPORCIONALES PARAMÉTRICOS

En este apartado se analizarán los tres modelos de regresión básicos que son implementados como modelos de riesgos proporcionales paramétricos: el modelo exponencial, el de Weibull y el de Gompertz. No obstante, los modelos exponencial y Weibull pueden ser utilizados también como modelos de tiempo de fallo acelerado, que se analizarán posteriormente. Como rasgo común, en estos modelos paramétricos se asignará una distribución concreta para la función de riesgo de referencia. Los modelos exponencial y Weibull fueron considerados por Prentice (1973). En primer lugar se analizará el modelo de regresión exponencial utilizado por primera vez por Feigl y Zelen (1965) para datos completos.

En el modelo de regresión exponencial consideraremos que la tasa de riesgo es función del vector de covariables $X = (X_1, X_2, \dots, X_k)$. Por ello, se puede expresar el riesgo en un momento t para una observación determinada con vector de covariables X de la siguiente forma

$$h(t; x) = h(x) \quad (218)$$

La distribución que se utiliza en este caso es la exponencial que, como anteriormente se ha comentado, se caracteriza porque la tasa de riesgo es constante, es decir, la probabilidad de que se produzca el evento en una observación en un momento dado es independiente del tiempo que lleve sin que se haya producido el evento, aunque la tasa de fallo depende de las covariables. Por tanto, el modelo de función de riesgo queda como

$$h(t; x) = \lambda e^{\beta' x} \quad (219)$$

donde $h_0 = 1$. La función de densidad de T , dado el vector de covariables X , viene dada por

$$f(t; x) = \lambda e^{\beta' x} e^{(-\lambda t e^{\beta' x})} \quad (220)$$

Tal y como se ha comentado con anterioridad también se puede utilizar la distribución de Weibull, que representa una generalización de la distribución exponencial para modelizar la tasa de riesgo mediante la siguiente ecuación⁷⁶

$$h(t;x) = \lambda p(\lambda t)^{p-1} e^{\beta'x} \quad (221)$$

donde $h_0 = \lambda p (\lambda t)^{p-1}$. En este caso, la función de densidad vendrá dada por

$$f(t;x) = \lambda p(\lambda t)^{p-1} e^{\beta'x} e^{-(\lambda t)^p e^{\beta'x}} \quad (222)$$

Estos dos modelos de regresión analizados (exponencial y Weibull) permiten realizar dos tipos de generalizaciones bastante relevantes⁷⁷. En primer lugar, el hecho de que tanto en el modelo de regresión exponencial como en el de Weibull las covariables puedan operar sobre la función de riesgo de manera multiplicativa permite la utilización del denominado *modelo de riesgo proporcional* que expondremos a continuación.

En segundo lugar, debe ponerse de manifiesto que ambos modelos, tanto el exponencial como el de Weibull, son log-lineales, es decir, las covariables pueden operar multiplicativamente sobre la variable T, que representa la duración del tiempo hasta que el evento ocurre. De esta forma surge el *modelo de tiempo de fallo acelerado*. Por lo tanto, los modelos exponencial y Weibull se pueden implementar ambos, como modelo de riesgo proporcional o modelo de tiempo de fallo acelerado.

La tercera forma paramétrica considerada -la regresión de Gompertz- es utilizada únicamente como un modelo de riesgo proporcional en el que el modelo se implementa parametrizando $\theta_j = X_j \beta$, lo cual implica por tanto que $h_0(t) = e^{-\theta t}$ donde θ es un parámetro auxiliar que tiene que ser estimado con la información que aportan los datos muestrales, obteniendo

⁷⁶ El modelo de regresión de Weibull con una única variable independiente fue tratado en sus primeras fases por Glasser (1967). Véase Kay, R (1977) y Glasser, M., (1967).

⁷⁷ Kalbfleisch, J. D. y Prentice, R. L., (1980), pág. 32.

finalmente

$$h(t_j) = e^{\gamma t_j} e^{x_j \beta} \quad (223)$$

El signo del parámetro γ juega un importante papel, ya que cuando dicho parámetro es positivo la función de riesgo es creciente con el transcurso del tiempo, ocurriendo lo contrario cuando el signo de γ es negativo. Finalmente, cuando γ es igual a cero la función de riesgo es invariante con el tiempo, conduciéndonos este último caso a la forma paramétrica exponencial descrita con anterioridad.

En resumen, si se considera que la función de riesgo de referencia $h_0(t)$ es constante, es decir, cuando $h_0(t)=1$, la expresión (166) puede describirse de forma que se obtiene el modelo de regresión proporcional paramétrico exponencial dado por (219). Por otro lado, si $h_0(t)=1$ p $(t)^{p-1}$, la expresión (166) queda como el modelo de regresión proporcional paramétrico de Weibull obtenido en (221).

4.2.3. MODELO DE RIESGO PROPORCIONAL DISCRETO

Como se ha apuntado con anterioridad, la variable aleatoria T puede definirse como una variable continua o discreta. El tratamiento de la variable tiempo de duración nos permitirá aplicar diferentes consideraciones específicas. Cuando se considera que el tiempo es absolutamente continuo, la variable aleatoria T puede tomar diferentes valores positivos desde cero a infinito, por lo que se espera que no existan gran cantidad de observaciones con la misma duración. Sin embargo, cuando la variable tiempo de duración se considera como discreta toma valores enteros positivos y en este caso, sí que se puede esperar que exista gran cantidad de observaciones con la misma duración registrada.

La consideración de la variable tiempo de duración como discreta puede llevarse a cabo bajo diferentes situaciones. En primer lugar, debe tenerse en cuenta el caso en que dicha variable es estrictamente discreta, es decir, cuando el registro de las duraciones se realiza en determinados momentos del tiempo. En segundo lugar, se puede considerar la variable tiempo de duración como discreta cuando se realiza una agrupación de la variable continua T en intervalos de tiempo.

En este sentido, es posible obtener un modelo de riesgo proporcional discreto de forma análoga al expuesto en el subapartado 4.2.1. Para ello se considerará la variable de tipo discreta T , que denota el tiempo hasta que se produce el evento dado un vector de covariables X ⁷⁸.

Bajo la consideración de la variable tiempo de duración como discreta mediante una agrupación de la variable continua T en intervalos de tiempo $[0=a_0, a_1)$, $[a_1, a_2)$, ..., $[a_{k-1}, a_k=4)$, las variables explicativas pueden variar entre los intervalos de tiempo aunque generalmente se supondrá que éstas permanecen constantes dentro de cada intervalo. Así, la probabilidad de que se produzca el evento de interés en el j -ésimo intervalo para la observación muestral i -ésima viene recogida mediante la expresión

$$P[T \in [a_{j-1}, a_j)] = S(a_{j-1}; X_{it}) - S(a_j; X_{it}) \quad (224)$$

La función de supervivencia al comienzo del intervalo j -ésimo vendrá dada, en este caso, por

$$P[T \geq a_{j-1}] = S(a_{j-1}; X_{it}) \quad (225)$$

y el riesgo de producirse el evento de interés en el intervalo j -ésimo vendrá reflejado, en términos de la supervivencia anteriormente especificada, como

⁷⁸ Ver Cox, D. R., (1972) y Kalbfleisch J. D. y R. L. Prentice, (1980).

$$h_j(X_{it}) = P(T \in [a_{j-1}, a_j) / T \geq a_{j-1}) = 1 - \frac{[S(a_j; X_{it})]}{[S(a_{j-1}; X_{it})]} \quad (226)$$

Debe tenerse en cuenta que el modelo en tiempo discreto que se va obtener es un modelo de riesgos proporcionales por lo que la función de supervivencia puede ser expresada de la siguiente manera

$$S(a_j; X_{it}) = \exp[-\exp(\beta' X_{it} + \delta_j)] \quad (227)$$

donde $\delta_j = \log(H_{it})$ para $j=1, \dots, k$.

Por razones de simplicidad se supondrá que todos los intervalos son de duración unitaria como, por ejemplo, una semana, un mes, un año, etc.. Por lo tanto, la duración registrada para cada observación muestral i corresponde al intervalo $[t_{i-1}, t_i)$. Las observaciones muestrales en las que el evento ocurrió durante el intervalo son identificadas con el indicador de censura $c_i=1$ y aquellas en las que aún no se ha producido el evento son identificadas mediante $c_i=0$. Así, los intervalos de estas observaciones censuradas corresponden a los últimos dentro de los cuales las observaciones muestrales fueron observadas.

Bajo los supuestos anteriores, puede expresarse el logaritmo de la verosimilitud como

$$\log L(\beta, \delta) = \sum_{i=1}^n [c_i \log [S(t_{i-1}; X_{it}) - S(t_i; X_{it})] - (1 - c_i) \log S(t_i; X_{it})] \quad (228)$$

A continuación se ilustra dicha expresión en términos de la función de riesgo

$$\log L = \sum_{i=1}^n [c_i \log [h_{it}(X_{it}) \prod_{s=1}^{t_i-1} [1 - h_s(X_{is})]] + (1 - c_i) \log \prod_{s=1}^{t_i-1} [1 - h_s(X_{is})]] \quad (229)$$

El modelo de riesgo proporcional discreto propuesto por Prentice y Gloeckler (1978) viene caracterizado mediante la siguiente función de riesgo

$$h_j(X_{ij}) = 1 - \exp[-\exp[(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_p x_{pi}) + \gamma_j]] \quad (230)$$

donde γ_j puede ser interpretado como el logaritmo de la integral del riesgo de referencia sobre el intervalo referente. La ecuación anterior utiliza un riesgo de referencia no paramétrico con parámetros separados para cada intervalo de duración. Por otra parte, γ_j puede ser obtenido mediante una función paramétrica o semiparamétrica, denotado como $\gamma_j(\tau)$.

$$\gamma_j = \log \int_{a_{j-1}}^{a_j} \lambda_0(\tau) d\tau \quad (231)$$

El supuesto de proporcionalidad es menos restrictivo en el modelo discreto que en el continuo debido a que la proporcionalidad se tiene que cumplir en el modelo discreto en todos los intervalos de tiempo establecidos y en el modelo continuo se tiene que cumplir en cada momento del tiempo. En el caso discreto, este supuesto de proporcionalidad se verifica mediante la no significación de los términos de interacción entre las variables binarias creadas para cada intervalo de tiempo con las variables independientes incluidas en el modelo de riesgos proporcionales. Por otra parte, cuando estos términos son significativos no se puede asegurar que se verifica el supuesto de proporcionalidad debido a que el efecto es diferente en cada momento del tiempo.

Según los datos analizados la modelización utilizada es la log-log complementaria, la cual viene recogida mediante la siguiente expresión

$$\log[-\log(1 - h_j(x_{ij}))] = [(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_p x_{pi}) + \gamma_j] \quad (232)$$

Bajo una consideración discreta del tiempo los datos deben ser reorganizados de tal

manera que a cada elemento muestral le correspondan tantas filas como intervalos de tiempo permanezcan en riesgo. Por lo tanto, lo que se requiere no es más que un panel no balanceado. Así, se genera una variable identificativa de cada elemento muestral y una variable binaria que tomará el valor cero y uno mediante el siguiente criterio: cuando el tiempo de supervivencia para la observación muestral sea censurado, la variable dicotómica tomará el valor cero para todas las casillas correspondientes a dicho elemento muestral y cuando el tiempo de supervivencia para la observación muestral sea un tiempo no censurado, dicha variable dicotómica tomará el valor uno para todos los períodos de tiempo, menos para el último, en el que tomará el valor cero.

Como alternativa más compleja Meyer (1990) propuso un modelo de riesgo discreto que incluía la heterogeneidad no observable entre las observaciones muestrales mediante un término de perturbación aleatoria que representa todo lo que afecta al riesgo de producirse el evento de interés pero que no viene recogido en las variables explicativas. De esta manera, Meyer incluye en el modelo la existencia de heterogeneidad no observable entre las observaciones muestrales mediante una variable aleatoria que se distribuye como una Gamma

$$h_j(x_{ij}) = 1 - \exp[-\exp[(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_p x_{pi}) + \gamma_j + \log(\varepsilon_i)]] \quad (233)$$

Por lo tanto, la principal diferencia entre los modelos planteados por Meyer (1990) y por Prentice y Gloeckler (1978) es la incorporación de un nuevo término que recoge la heterogeneidad no observable. Así, la variable aleatoria denotada por $\mathbf{g}$, tiene una distribución Gamma con esperanza matemática unitaria y varianza $\mathbf{F}^2 / v$. Esta variable aleatoria resume el impacto del conjunto de factores que afectan al riesgo de que se produzca el evento de interés y que no son observados en forma directa por el investigador, ya sea por ser intrínsecamente inobservables o por carecer de observaciones disponibles en forma de datos. Adicionalmente, dicha perturbación aleatoria recoge el efecto de posibles errores de medición en los datos analizados.

En este caso, la tasa instantánea de riesgo es especificada como

$$\lambda_{it} = \lambda_0(t) \varepsilon_i \exp(\beta' X_{it}) = \lambda_0(t) \exp[\beta' X_{it} + \log(\varepsilon_i)] \quad (234)$$

No obstante Jenkins (1995) analizó estos modelos que incorporan la heterogeneidad no observable y concluyó que presentan una potencial fragilidad, recomendando la estimación de ambos modelos a fin de detectar el efecto de la inclusión de esta heterogeneidad.

En el modelo de Prentice y Gloeckler la función de log-verosimilitud viene recogida mediante la siguiente expresión

$$\log L = \sum_{i=1}^N \log [(1 - c_i) A_i + (c_i) B_i] \quad (235)$$

siendo,

$$A_i = [1 + v \sum_{j=1}^{t_i} e^{(\beta' X_{ij} + \theta(j))}]^{-(1/v)} \quad (236)$$

$$B_i = [1 + v \sum_{j=1}^{t_i-1} e^{[\beta' X_{ij} + \theta(j)]}]^{-(1/v)} - A_i, \quad \text{si } t_i > 1 \quad (237)$$

$$B_i = 1 - A_i, \quad \text{si } t_i = 1 \quad (238)$$

donde $\theta(j)$ es una función que bajo la especificación no paramétrica de la función de riesgo de referencia describe la dependencia de la duración en la tasa de riesgo. Puede comprobarse que para el modelo de Prentice y Gloeckler, que no incorporaba el término de heterogeneidad no observable, la función de log-verosimilitud es el caso límite cuando $v \rightarrow 0$.

Como una de las conclusiones más relevantes en este sentido, debemos mencionar, siguiendo a Jenkins (2000), que el hecho de no tener en cuenta la heterogeneidad no observada

puede provocar una sobre-estimación de la tasa de riesgo y también una disminución de la magnitud del impacto de las variables independientes⁷⁹.

4.2.4. COMPROBACIÓN DE LA HIPÓTESIS DE RIESGOS PROPORCIONALES

Sin lugar a dudas, uno de los supuestos más relevantes en el modelo de Cox es el que establece la proporcionalidad de la tasa de riesgo con el tiempo, es decir, los coeficientes β son constantes a lo largo del tiempo. En el caso de que esta suposición no se observe, se deberá optar por modelos más apropiados como, por ejemplo, el modelo de Cox estratificado⁸⁰.

Para verificar este supuesto de partida existen diversos métodos tanto gráficos como analíticos. Respecto a los métodos gráficos debemos considerar dos fundamentalmente. El primero de ellos se basa en el análisis del denominado gráfico “log-log” en el que se representa el menos logaritmo neperiano del riesgo acumulado ($-\ln[H(t,x)]$) frente al logaritmo neperiano del tiempo ($\ln(t)$) para cada categoría de una variable explicativa nominal u ordinal. En este gráfico se puede comprobar la veracidad de la asunción de riesgos proporcionales cuando las líneas representadas para cada categoría de la variable explicativa son más o menos paralelas, con lo que las diferencias existentes en el riesgo se mantienen más o menos constantes a lo largo del tiempo.

Generalmente, cuando se trabaja con variables explicativas de tipo continuo, éstas deben ser categorizadas en grupos con el fin de poderlas tratar en la comprobación de la asunción de la hipótesis de partida. Este gráfico se basa en la suposición de que

$$H(t;x) = H_0(t) e^{\beta'x} \quad (239)$$

⁷⁹ Jenkins, S. P., (2000).

⁸⁰ En Schemper, M., (1992) se analiza el modelo de Cox bajo la consideración de riesgos no proporcionales.

o tomando logaritmos

$$\ln H(t;x) = \ln H_0(t) + \beta' X \quad (240)$$

donde $H(t;x)$ es la función de riesgo acumulado. Puede comprobarse que, efectivamente, bajo la suposición de riesgos proporcionales el logaritmo de la función de riesgo acumulado para cada nivel de la variable explicativa tiene la misma pendiente.

El segundo de los gráficos utilizados para verificar la suposición de riesgos proporcionales a lo largo del tiempo es el que permite comparar las curvas determinadas por las funciones de supervivencias estimadas por el método de Kaplan-Meier con las estimadas por Cox para cada categoría de la variable explicativa. En este caso estas curvas son representadas en el gráfico frente al tiempo. Cuando los valores de Kaplan-Meier son cercanos a los obtenidos por Cox se supondrá como válida la hipótesis de riesgos proporcionales.

Este gráfico se basa en que la suposición de riesgos proporcionales de Cox implica que

$$\hat{S}(t;x) = S_0(t) e^{\beta' X} \quad (241)$$

donde $\hat{S}(t;x)$ es la función de supervivencia estimada basada en el modelo de Cox. Esta función es escalonada como la función de supervivencia estimada de Kaplan-Meier, y cuando $x=0$ se obtiene la estimación de Kaplan-Meier. De esta forma, para cada nivel de la variable explicativa, se puede comprobar la suposición de riesgos proporcionales comparando las curvas de ambos modelos y comprobando que dichas estimaciones son independientes del modelo.

Como complemento a los métodos gráficos que representan una herramienta ciertamente subjetiva que permite verificar la suposición de riesgos proporcionales, existe también un test para valorar la suposición de riesgos proporcionales basado en la generalización de Grambsch y Therneau (1994). Estos autores muestran que algunos de los test utilizados para comprobar esta

suposición son test de pendiente no cero en una regresión lineal generalizada de los residuales de Schoenfeld escalados en función del tiempo. Se comprueba de forma individual para las variables y de forma conjunta la hipótesis nula de que el logaritmo neperiano de la tasa de riesgo es constante en el tiempo. Este test asume la homogeneidad de varianza del conjunto de observaciones en riesgo.

El test descrito utiliza los residuales de Schoenfeld y establece como hipótesis nula que la pendiente es igual a cero para cada variable explicativa que se introduce en el modelo. Comprobar que la pendiente es cero es equivalente a verificar que el logaritmo neperiano de la tasa de riesgo es constante en el tiempo. Así, para una función específica del tiempo denotada por $g(t)$, el estadístico de contraste es el siguiente

$$\frac{\sum_{i=1}^{d_i} [g_i(t) - \bar{g}(t) r_{spi}]}{\sqrt{\hat{d}V_{uu} \sum_{i=1}^{d_i} [g_i(t) - \bar{g}(t)]^2}} \quad (242)$$

donde r_{spi} denota los residuales de Schoenfeld. Este estadístico se distribuye como una ji-cuadrado con un grado de libertad.

Finalmente, se debe indicar que los test asumen la homogeneidad de la varianza a través de los grupos en riesgo. También debemos advertir que aunque estos tests son bastante robustos frente a desviaciones en la suposición de partida, se debe tener mucho cuidado, sobre todo cuando se trata con un modelo de Cox de manera estratificada.

4.2.5. OBSERVACIONES ACERCA DEL MODELO DE COX

En esta sección plantearemos una serie de cuestiones que se suscitan con bastante frecuencia en torno al modelo de Cox, muchas de ellas relacionadas con los datos analizados y con el conjunto de supuestos de partida que son asumidos inicialmente en la ejecución del

procedimiento de estimación de los parámetros del modelo planteado. El examen del modelo de riesgos proporcionales de Cox puede plantear la pregunta de qué sucede si cambiásemos las unidades del tiempo de ocurrencia del evento de interés para las observaciones muestrales. La respuesta a esta cuestión es que no varían los coeficientes del modelo, el riesgo relativo, ni tampoco la significación del modelo. Ello se debe a que el modelo de riesgos proporcionales de Cox no trabaja con los valores reales de los tiempos de duración, sino con su ordenación.

Asimismo, cuando se modifican los valores de la variable censura, es decir, cuando en lugar de interpretar el valor cero como un dato censurado lo interpretamos como un dato completo y el valor uno como un dato censurado en vez de completo, los resultados del análisis del modelo de riesgos proporcionales de Cox varían tanto en signo como en valor. Aunque menos probable, existe la posibilidad de que al trabajar con una variable categórica una de esas categorías presente todos los datos censurados. En ese caso no puede estimarse el modelo de riesgos proporcionales de Cox. A pesar de ello, algunos softwares estadísticos y econométricos estiman el modelo a pesar de todo. No obstante, cuando se tiene cierta experiencia, la propia significación de los parámetros y la percepción de elevados errores estándar en los coeficientes del modelo indica la existencia de algún error relevante.

También surge otra cuestión respecto al efecto de un cambio en los valores de las categorías de una variable dicotómica. Ello provoca una modificación del signo de los coeficientes del modelo de regresión y de la razón de riesgos (HR), pero sin embargo, las significaciones no se ven alteradas por ello, así como, por supuesto, la interpretación de los parámetros del modelo estimado.

Debemos recordar que cuando se aplica el modelo de riesgos proporcionales de Cox sin ninguna variable explicativa, el resultado coincide con la estimación realizada mediante el método de Kaplan-Meier. Este hecho se puede comprobar a partir de la función de supervivencia de referencia, ya que la función de supervivencia cuando las variables explicativas toman valores nulos viene definida por $S_0(t)$ para $t_k \leq t < t_{k+1}$ y expresada por la ecuación (206)

$$S_0(t) = \prod_{j=1}^k \xi_j$$

siendo ξ_j la solución de la ecuación siguiente, dada por la expresión (201)

$$\sum_{l \in D_j} \frac{e^{\beta' x_l}}{1 - \xi_j e^{\beta' x_l}} = \sum_{l \in R_j} e^{\beta' x_l}$$

denotando por D_j al conjunto de observaciones muestrales que fallan en el momento de tiempo t_j .

La ecuación anterior se simplifica debido a que no se está considerando ninguna variable explicativa en el modelo de regresión de riesgos proporcionales.

$$\sum_{l \in D_j} \frac{1}{1 - \xi_j} = \sum_{l \in R_j} 1$$

también expresada de la siguiente manera

$$\frac{d_j}{1 - \xi_j} = n_j \quad (243)$$

donde d_j y n_j representan el número de observaciones que fallan en el momento t_j y el número de observaciones en riesgo de producirse el evento justo antes del momento de tiempo t_j . Por lo tanto, despejando ξ_j en la expresión anterior

$$\xi_j = \frac{n_j - d_j}{n_j} \quad (244)$$

Aplicando la ecuación (206), obtenemos

$$S_0(t) = \prod_{j=1}^k \xi_j = \prod_{j=1}^k \frac{n_j - d_j}{n_j} \quad (245)$$

con lo que se comprueba que el modelo de regresión de riesgos proporcionales de Cox coincide con el estimador no paramétrico de Kaplan-Meier cuando no se consideran variables explicativas, debido a que el método de Kaplan-Meier es un caso particular del modelo de Cox. Finalmente, cuando se cambian las unidades de una variable explicativa cuantitativa, se suma una cantidad fija a los valores de cada observación muestral en dicha variable o se estandariza la variable explicativa, no se ve modificada la interpretación del modelo de regresión.

4.3. MODELO DE TIEMPO DE FALLO ACELERADO

Aunque el modelo de riesgos proporcionales de Cox anteriormente analizado tiene una gran aplicabilidad, éste no debe utilizarse cuando se tengan serios indicios de ruptura de la hipótesis de riesgos proporcionales. Por ello, Collet (1994) menciona que en los casos de no mantenerse este supuesto la utilización de los modelos de tiempo de fallo acelerado pueden ser más adecuada y provechosa⁸¹.

El modelo de tiempo de fallo acelerado fue introducido por Cox (1972) y considerado posteriormente por Prentice (1978). En dicho modelo el logaritmo neperiano del tiempo de supervivencia se expresa como una función lineal de las variables explicativas de la siguiente forma

$$\log T_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ik} + \sigma \varepsilon_i \quad (246)$$

donde ε_i es el término de error y $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ y σ son los parámetros que serán estimados. La forma de la distribución del término error determina el modelo de regresión. Así, cuando el término

⁸¹ Collet, D., (1994) pág. 199.

error toma una distribución normal, se obtiene el modelo de regresión lognormal; cuando toma una distribución logística, se obtiene el modelo de regresión log-logístico; cuando el término error toma una distribución valor extremo o Gumbel, el modelo obtenido es el exponencial y el Weibull y, por último, cuando el término error toma una distribución gamma, el modelo de regresión obtenido es el gamma generalizado.

Tabla 1. Distribuciones del término error y del tiempo de supervivencia en los modelos de tiempo de fallo acelerado

Distribución de g	Distribución de T
Valor extremo (1 parámetro)	Exponencial
Valor extremo (2 parámetros)	Weibull
Normal	Log-normal
Gamma	Gamma generalizado
Logístico	Log-logístico

Considerado de manera general, que el efecto de las variables explicativas en el modelo de tiempo de fallo acelerado es cambiar la escala de tiempo, es decir, la duración “base” (T_0). Después de la incorporación de las covariables la duración reescalada vendrá dada por $T = T_0 / \mathbf{n}(x)$, siendo $\mathbf{n}(x)$ una función de las variables explicativas que viene dada mediante la forma funcional $e^{(-\beta'x)}$ y que constituye el factor de aceleración o desaceleración del tiempo según su signo. De esta forma, dependiendo de que el valor del factor sea mayor o menor que uno, el tiempo se acelera o desacelera, y por tanto, la duración se verá reducida o alargada, respectivamente. Todo ello nos conduce a expresar la función de riesgo de T de la siguiente forma

$$h(t;x) = h_0(t e^{\beta'x}) e^{\beta'x} \quad (247)$$

Por lo tanto, las variables explicativas actúan multiplicativamente sobre el tiempo, originando un modelo que puede ser interpretado en términos de la *velocidad de progresión* del evento de interés. Así, este modelo se caracteriza porque el objetivo de las covariables es acelerar o desacelerar el tiempo de fallo, ya que estas covariables actúan multiplicativamente sobre T

(tiempo de fallo)⁸².

Por otro lado, la función de supervivencia puede expresarse como

$$S(t; \mathbf{x}) = S_0 (te^{\beta' \mathbf{x}}) \quad (248)$$

En los modelos de tiempo de fallo acelerado los parámetros se estiman mediante el método de máxima verosimilitud con una adaptación cuando existen datos censurados. En este orden de cosas $S(t, \mathbf{x}) = 1 - F(t, \mathbf{x})$ representa la función de supervivencia, la cual suministra la proporción de observaciones con ciertos valores en sus variables explicativas que no experimentaron el evento en un período de tiempo como mínimo de t . La función de distribución acumulada $F(t, \mathbf{x})$ nos determina la proporción de observaciones con ciertos valores en sus variables explicativas que experimentaron el evento en un momento de tiempo inferior a t . Finalmente, $f(t, \mathbf{x})$ representa la función de densidad que proporciona la probabilidad de que una observación con ciertos valores en sus variables explicativas experimente el evento de interés exactamente en el momento del tiempo t , es decir, que sobreviva exactamente t meses, por ejemplo.

Bajo el supuesto de observaciones independientes, la función de verosimilitud completa se obtiene multiplicando las contribuciones respectivas de las observaciones, es decir, un valor de $f(t, \mathbf{x})$ para las observaciones no censuradas y un valor de $S(t, \mathbf{x})$ para las observaciones censuradas

$$l(\beta) = \prod_{i=1}^n \{ [f(t_i, \beta, x_i)]^{c_i} \times [S(t_i, \beta, x_i)]^{1-c_i} \} \quad (249)$$

Para la estimación de los parámetros de interés, β , será necesaria la maximización del logaritmo de la función de verosimilitud

⁸² La velocidad de progresión es la rapidez a la que se van completando los procesos tras haber llegado a una duración determinada.

$$L(\beta) = \sum_{i=1}^n \{c_i \ln [f(t_i, \beta, x_i)] + (1 - c_i) \ln [S(t_i, \beta, x_i)]\} \quad (250)$$

Normalmente, el resultado de la diferenciación respecto al vector β plantea, al igualar dichas derivadas a cero, un sistema de ecuaciones no lineales que deberá ser resuelto mediante métodos iterativos (algoritmo de Newton-Raphson).

Por otra parte, cuando no existen observaciones con datos de duración censurados, se puede llevar a cabo la estimación del modelo mediante mínimos cuadrados ordinarios. Así, bajo el supuesto de perturbaciones normales, las estimaciones mínimo cuadrático ordinarias serán también máximo verosímiles. Sin embargo, cuando se analizan datos de duración, normalmente existen algunas observaciones censuradas y esto hace que sea más complicado emplear métodos basados en mínimos cuadrados ordinarios, optando en este caso por la utilización de métodos de máxima verosimilitud.

En la tabla 2 se recogen las distribuciones paramétricas de supervivencia soportadas por el comando `streg` del programa estadístico Stata⁸³, donde PH representa modelo de riesgo proporcional "Proportional Hazards", AFT el modelo de tiempo de fallo acelerado "Accelerated Failure Time", $M(z)$ es la distribución normal estándar acumulada, $u = \frac{1}{1 + \exp(-|k|z)}$, $\Gamma(a, x)$ es la función gamma incompleta y $z = \text{signo}(k) \{ \ln(t_i) - \bar{\ln(t)} \} / F$.

⁸³ Stata Statistical Software: Release 7.0. College Station, TX: Stata Corporation, (2001), pág. 349.

Tabla 2. Distribuciones de supervivencia paramétricas

Distribución	PH/AFT	Función de supervivencia	Parametrización	Parámetros auxiliares
Exponencial	PH	$e^{-\lambda_j t_j}$	$\theta_j = e^{x_j \beta}$	
Exponencial	AFT	$e^{-\lambda_j t_j}$	$\theta_j = e^{-x_j \beta}$	
Weibull	PH	$e^{-\lambda_j t_j^p}$	$\theta_j = e^{x_j \beta}$	D
Weibull	AFT	$e^{-\lambda_j t_j^p}$	$\theta_j = e^{-x_j \beta}$	D
Gompertz	PH	$e^{-\lambda_j t_j^p}$	$\theta_j = e^{x_j \beta}$	K
Lognormal	AFT	$e^{-\lambda_j t_j^p}$	$\theta_j = x_j \beta$	F
Log-logístico	AFT	$e^{-\lambda_j t_j^p}$	$\theta_j = e^{-x_j \beta}$	K
Gamma Generalizada si $k > 0$ si $k = 0$ si $k < 0$	AFT	$1 - I(K, u)$	$\theta_j = x_j \beta$	F , k
	AFT	$1 - M(z)$	$\theta_j = x_j \beta$	F , k
	AFT	$I(K, u)$	$\theta_j = x_j \beta$	F , k

4.3.1. MODELO DE TIEMPO DE FALLO ACELERADO EXPONENCIAL

En el modelo de tiempo de fallo acelerado exponencial asignaremos al término de error una distribución de valor extremo estándar, también conocida como distribución Gumbel, con función de densidad de probabilidad dada por

$$f(\varepsilon) = \exp[\varepsilon - \exp(\varepsilon)] \quad (251)$$

Como ocurre con la distribución normal, la distribución Gumbel es unimodal y definida sobre todos los números reales. Sin embargo, y a diferencia de lo que ocurre con la distribución

normal, la de Gumbel es no simétrica, siendo su asimetría ligeramente a la izquierda.

El modelo de distribución exponencial se puede expresar mediante la siguiente relación funcional

$$\log(t) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k \quad (252)$$

Por otra parte, aunque en la expresión (252) la variable dependiente es el logaritmo del tiempo y en la expresión (173) la variable dependiente es el logaritmo del riesgo, existe una relación entre los coeficientes de ambos modelos. De esta forma, los coeficientes del modelo recogido en la expresión (252) son iguales a los coeficientes del modelo definido en (173) en valor pero con signo opuesto. La explicación del cambio de signo mencionado se argumenta en que si se comprueba que el riesgo es alto, ello significa que los eventos ocurren rápidamente y, por lo tanto, los tiempos de supervivencia son pequeños.

También se debe mencionar que no se ha incluido el término de perturbación aleatoria debido a que hay una variación aleatoria implícita en la relación entre $h(t)$, el riesgo no observado, y el tiempo de evento observado T , es decir, en el caso en que dos observaciones muestrales tienen exactamente los mismos valores en las variables explicativas y por lo tanto el mismo riesgo, esto no implica que tenga el mismo tiempo de duración.

4.3.2. MODELO DE TIEMPO DE FALLO ACELERADO DE WEIBULL

A continuación analizaremos el modelo de tiempo de fallo acelerado de Weibull, profusamente utilizado en el campo de la bioestadística, debido, entre otras razones, a la simplicidad en la formulación matemática de la función de supervivencia

$$S(t) = \exp(-\lambda t^p) \quad (253)$$

siendo la función de riesgo

$$h(t) = p\lambda t^{p-1} \quad (254)$$

donde la parametrización de **8** se muestra en la Tabla 2.

El modelo Weibull puede ser también planteado como un modelo de riesgos proporcionales, por lo que los coeficientes obtenidos en el modelo de tiempo de fallo acelerado pueden ser interpretados, con algunas transformaciones, como tasas de riesgo relativo⁸⁴.

4.3.3. MODELO DE TIEMPO DE FALLO ACELERADO LOGNORMAL

En el modelo lognormal el logaritmo neperiano del tiempo sigue una distribución normal. Así las funciones de riesgo, de supervivencia y de densidad vienen recogidas en la siguientes ecuaciones

$$h(t) = \frac{\frac{1}{t\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2}(\ln(t) - \mu)^2\right]}{1 - \Phi\left[\frac{\ln(t) - \mu}{\sigma}\right]} \quad (255)$$

$$S(t) = 1 - \Phi\left[\frac{\ln(t) - \mu}{\sigma}\right] \quad (256)$$

$$f(t) = \frac{1}{t\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2}(\ln(t) - \mu)^2\right] \quad (257)$$

donde $\Phi(z)$ es el error estándar de la función de distribución normal estándar.

⁸⁴ Cuando $p=1$ las funciones de supervivencia y riesgo se reducen al del modelo exponencial.

En la regresión lognormal β y el parámetro σ deben ser estimados a partir de la información disponible en cada caso.

4.3.4. MODELO DE TIEMPO DE FALLO ACELERADO LOG-LOGÍSTICO

En este caso supondremos que los tiempos de supervivencia tienen una distribución log-logística. Así, cuando la función de riesgo base en el modelo de tiempo de fallo acelerado tiene una distribución log-logística, la función de riesgo viene expresada como

$$h(t) = \frac{\lambda^{\frac{1}{\gamma}} t^{\frac{1}{\gamma}-1}}{\gamma [1 + (\lambda t)^{\frac{1}{\gamma}}]} \quad (258)$$

siendo la función de supervivencia

$$S(t) = \frac{1}{1 + (\lambda t)^{\frac{1}{\gamma}}} \quad (259)$$

Finalmente, la función de densidad de probabilidad vendrá dada por

$$f(t) = \frac{\lambda^{\frac{1}{\gamma}} t^{\frac{1}{\gamma}-1}}{\gamma [1 + (\lambda t)^{\frac{1}{\gamma}}]^2} \quad (260)$$

4.3.5. MODELO DE TIEMPO DE FALLO ACELERADO GAMMA GENERALIZADO

El modelo gamma generalizado se implementa únicamente en la forma de tiempo de fallo acelerado. Las funciones de supervivencia y de densidad vienen dadas mediante las siguientes

expresiones

$$S(t) = \begin{cases} 1 - I(\gamma, u) & \text{si } \kappa > 0 \\ 1 - \Phi(z) & \text{si } \kappa = 0 \\ I(\gamma, u) & \text{si } \kappa < 0 \end{cases} \quad (261)$$

$$f(t) = \begin{cases} \frac{\gamma^\gamma}{\sigma t \sqrt{\gamma} \Gamma(\gamma)} \exp(z\sqrt{\gamma} - u) & \text{si } \kappa \neq 0 \\ \frac{1}{\sigma t \sqrt{2\pi} \exp(-z^2/2)} & \text{si } \kappa = 0 \end{cases} \quad (262)$$

donde $(\gamma = |\mathbf{6}|^2, z = \text{sign}(\mathbf{6})\{\ln(t) - \cdot\}/\mathbf{F}, u = \exp(|\mathbf{6}|),$ y $\mathbf{M}(z)$ representa la función de distribución acumulada normal estándar y $\mathbf{3}(a, x)$ es la función gamma incompleta.

De esta manera este modelo se ha generado parametrizando $\mathbf{8}_j = x_j$, $\mathbf{\$}$ y utilizando a los parámetros $\mathbf{6}$ y $\mathbf{F}$ como parámetros auxiliares que deben ser estimados a partir de la información muestral disponible en cada caso.

La distribución gamma generalizada es muy flexible ya que permite adaptarse a un gran número de posibles formas. Así, cuando $\mathbf{6}=1$ se obtiene la distribución Weibull, cuando $\mathbf{6}=1$ y $\mathbf{F}=1$ se obtiene la distribución exponencial, y cuando $\mathbf{6}=0$ se obtiene la distribución lognormal.

De este modo, el modelo gamma generalizado se puede utilizar para evaluar y seleccionar el modelo paramétrico adecuado. En este sentido, el test de Wald o test de ratio de verosimilitud puede ser utilizado para llevar a cabo contrastes de hipótesis sobre la adecuación del modelo Weibull para los datos analizados, mediante la verificación de la hipótesis de $\mathbf{6}=1$. En este orden de cosas, también se podrá efectuar el contraste sobre la adecuación del modelo lognormal

mediante la verificación de la hipótesis de $\beta=0$.

4.3.6. VERIFICACIÓN DE LA PROPIEDAD DE ACELERACIÓN EN EL TIEMPO

Para la comprobación de la adecuación de los datos muestrales a un modelo de tiempo de fallo acelerado se pueden utilizar métodos gráficos apoyados en los gráficos denominados percentil-percentil y P-P plot. Sabiendo que los percentiles $t(p)$ se definen como los valores del tiempo para los cuales la probabilidad de no producirse el evento de interés sea p , podemos obtener el p -percentil a partir de la siguiente expresión

$$t(p) = S^{-1} \left(\frac{100 - p}{100} \right) \quad (263)$$

Si llamamos $t_0(p)$ y $t_1(p)$ a los p -ésimos percentiles estimados de la funciones de supervivencia de dos grupos de datos especificados a partir de los subíndices 0 y 1 se observa, para un determinado valor de p que

$$S_1[t_1(p)] = S_0[t_0(p)] \quad (264)$$

donde $S_0(t)$ y $S_1(t)$ son las funciones de supervivencia de los dos grupos de datos. Bajo el modelo de tiempo de fallo acelerado se obtiene la siguiente relación

$$S_1[t_1(p)] = S_0[e^{\beta} t_1(p)] \quad (265)$$

y por tanto, como indica (264), se deduce que $t_0(p) = e^{\beta} t_1(p)$.

En definitiva, el gráfico de las estimaciones de los percentiles de las distribuciones del grupo uno frente al grupo dos, debe suministrar una línea recta a través del origen, cuya pendiente estima

el factor de aceleración e^{β} , si el modelo de tiempo de fallo es el adecuado⁸⁵.

En resumen, una vez descritas las principales características de los denominados modelos de riesgos proporcionales y de fallo acelerado, hemos querido sintetizar los aspectos más relevantes en el análisis comparado de ambos modelos. En primer lugar, el modelo de riesgos proporcionales tiene, evidentemente, una interpretación más directa y sencilla. Además, este modelo permite cuantificar el efecto que alteraciones en las variables explicativas tienen sobre el riesgo de que ocurra el evento de interés objeto de estudio. En otro orden de cosas, no debemos olvidar otros aspectos como la incorporación de variables explicativas que cambian su valor durante el transcurso del seguimiento así como la modelización de la competencia en riesgo. Finalmente, debe mencionarse también la facilidad en el trabajo con un modelo que no necesita especificar la forma de la función de riesgo de referencia.

4.4. MODELOS DE ODDS PROPORCIONALES

De manera parecida a lo que ocurre con el modelo de riesgos proporcionales, el modelo de odds proporcionales también tiene una historia bastante amplia en el análisis de supervivencia, descrito por primera vez en un contexto semiparamétrico por Bennett (1983) y posteriormente desarrollados, entre otros por Yang y Prentice (1999) y adaptados a nuevas consideraciones en el modelo, como por ejemplo, la censura por intervalos, por Rossini y Tsiatis (1996).

En estos modelos de Odds proporcionales la función de supervivencia viene expresada por

$$\frac{S(t)}{1 - S(t)} = e^{\beta'x} \frac{S_0(t)}{1 - S_0(t)} \quad (266)$$

donde $S_0(t)$ es la función de supervivencia de referencia, es decir, la generada para las

⁸⁵ El factor de aceleración acelera o decelera el tránsito del tiempo con respecto a la situación de referencia.

observaciones con valores cero en las variables explicativas. Dichas variables actúan multiplicativamente sobre el odds de no producirse el evento en un momento de tiempo inferior a t . El logaritmo del ratio de la odds de sobrevivir para las observaciones muestrales con dos tipos de comportamiento es igual a $\beta'X$.

$$\log \frac{S(t) [1 - S_0(t)]}{S_0(t) [1 - S(t)]} = \beta'X \quad (267)$$

Cabe destacar una propiedad relevante del modelo de odds proporcional, materializada en que el ratio de la función de riesgo sobre el riesgo de referencia $h(t)/h_0(t)$ converge desde $e^{-\beta'X}$ en el tiempo inicial $t=0$ hasta uno cuando t tiende a infinito.

Este modelo también puede expresarse como

$$\frac{h(t)}{h_0(t)} = [1 + (e^{\beta'X} - 1) S_0(t)]^{-1} \quad (268)$$

Así, cuando t se incrementa de 0 a ∞ , la función de supervivencia de referencia experimenta un decrecimiento monótono desde 1 hasta 0. Puede apreciarse también que cuando la función de supervivencia de referencia es igual a uno la tasa de riesgo es igual a $e^{-\beta'X}$ y cuando t se incrementa hasta infinito, la tasa de riesgo converge a la unidad. Dado lo dicho anteriormente, se debe indicar que el modelo logístico puede ser interpretado, por tanto, como un modelo de odds proporcional.

4.4.1. EL MODELO DE ODDS PROPORCIONAL LOG-LOGÍSTICO

En el caso en el que podamos suponer que los tiempos de duración para las observaciones muestrales siguen una distribución log-logística la función de supervivencia de referencia viene formulada mediante la siguiente expresión

$$S_0(t) = [1 + e^{\theta} t^{\kappa}]^{-1} \quad (269)$$

donde **2** y **6** son los parámetros desconocidos. En este caso, el odds de referencia de supervivencia a través del tiempo t viene recogido en la siguiente expresión

$$\frac{S_0(t)}{1 - S_0(t)} = e^{-\theta} t^{-\kappa} \quad (270)$$

Por tanto, la odds de sobrevivir a través del tiempo t viene dada por

$$S_0(t) = [1 + e^{\theta} t^{\kappa}]^{-1} \quad (271)$$

4.5. MODELOS DE REGRESIÓN CON VARIABLES DEPENDIENTES DEL TIEMPO

En apartados anteriores se han analizado diversas propuestas de modelos de regresión en las que uno de los rasgos comunes era que las variables explicativas permanecían constantes durante el seguimiento de los elementos que componían la muestra, es decir, se asumía que los valores de todas las variables explicativas se determinan al inicio de la incorporación de cada una de las observaciones al estudio y que dichos valores permanecen sin ninguna modificación durante todo el seguimiento. Sin embargo, en algunos casos los valores de los regresores pueden cambiar durante el transcurso del seguimiento, recomendándose en esos casos que dichas variables sean tratadas como dependientes en el tiempo⁸⁶.

⁸⁶ Ver Hosmer, D. W. y S. Lemeshow, (1999), Kahn, H. A. y C. T. Sempos, (1989), Selvin, S., (1996), Klein, J. P. y M. L. Moeschberger, (1997), Kalbfleisch, J. D. y R. L. Prentice, (1980), Collet, D. (1994) y Marubini, E. y M. G. Valsecchi, (1995).

Como cabría esperar en estos casos, la función de riesgo dependerá más de los valores actuales de las variables explicativas que de sus valores recogidos en el momento cero. De esta manera, el modelo de riesgos proporcionales permitiría la incorporación de variables independientes que variarían durante el transcurso del seguimiento de una manera relativamente fácil.

Por otra parte, se debe prestar especial atención al hecho de que las diferentes observaciones se incorporan al estudio en diferentes momentos del tiempo, y que el momento cero para cada una de las observaciones ocurre en distintos momentos del calendario, por lo que el valor de alguna variable explicativa que cambia con el transcurso del tiempo debe referirse únicamente al tiempo de estudio y no al tiempo del calendario. Por ejemplo, supongamos que la observación muestral 1 se incorporó al seguimiento el 1 de enero y estuvo durante 55 días y la observación 2 se incorporó al seguimiento el 1 de agosto y también permaneció durante 55 días. Así, aunque ambas observaciones se incorporaran al análisis en diferentes momentos de tiempo del calendario, lo que interesa en el análisis de duración es que ambas observaciones permanecieron 55 días bajo estudio. Siguiendo el planteamiento anterior, se podrían denotar las observaciones manejadas por $x_{ik}(t_i)$, donde el subíndice k toma los valores 1, 2, ..., p , obteniendo por tanto el valor de las k -ésimas variables explicativas para la observación i -ésima en el momento de tiempo t_i .

El modelo de regresión de riesgos proporcionales de Cox con variables explicativas que varían durante el transcurso del seguimiento, también denominado modelo de Cox extendido, puede especificarse mediante la expresión siguiente, donde la exponencial del modelo esta formada por los dos tipos de variables: las que son fijas durante el transcurso del seguimiento y aquellas para las cuales los valores cambian durante el seguimiento⁸⁷.

$$h(t; x_t) = h_0(t) \times e^{[\sum \beta_j x_j + \sum \beta_k x_k(t)]} \quad (272)$$

⁸⁷ Cox, D. R., (1972).

Así, la función de verosimilitud parcial viene dada mediante la siguiente expresión

$$L(\beta) = \prod_{j=1}^n \left[\frac{e^{\beta' x_j(t_j)}}{\sum_{i \in R(t_j)} e^{\beta' x_i(t_j)}} \right]^{\delta_j} \quad (273)$$

Otro aspecto importante es que la estimación del modelo requiere que los datos sean expandidos para poder incorporar los diferentes valores de cada variable, de manera similar que en los modelos de duración en tiempo discreto. En este caso, se divide el tiempo en subperíodos para los cuales la variable se mantiene constante, obteniendo finalmente para cada individuo un número de observaciones equivalente a los valores distintos que toma la variable.

De la misma forma que se comprueba el supuesto de proporcionalidad en el modelo de regresión de Cox con variables fijas durante el seguimiento, se debe comprobar dicho supuesto en este tipo de modelos con variables que varían durante el seguimiento⁸⁸.

4.6. MODELOS DE COMPETENCIA EN RIESGO

Otro de los aspectos simplificadores que han sido considerados hasta ahora hacía referencia al supuesto de que el evento objeto de análisis era único, es decir, tan sólo se tenía en cuenta una única y posible causa de que ocurriera el evento. A continuación se describirán situaciones de competencia en riesgo, que suceden cuando el evento de interés puede ser de distintos tipos o deberse a distintas causas. Por ello, en ocasiones es deseable distinguir esos diferentes tipos de eventos y tratarlos de forma separada en el análisis.

Una de las características de este tipo de modelos es que la ocurrencia para una

⁸⁸ Véase el apartado 4.2.4.

observación muestral de un tipo de evento elimina la posibilidad de riesgo de los otros tipos de evento. Así, en el estudio de las distintas causas de salida del empleo, el individuo que abandona una empresa de forma voluntaria no puede por ejemplo, ser despedido.

A pesar de la importancia de este tipo de modelos cuando queremos estudiar de forma separada varios tipos de eventos, algunos manuales tratan de forma muy escueta este tipos de modelos y otros incluso, ni los menciona. Así, Lawless (1982) únicamente dedica 8 páginas sobre los modelos de competencia en riesgo de un total de 580 páginas. Miller (1981) también trata muy escasamente estos modelos así como Collet (1994). Pero además, Lee (1992), incluso ni los menciona en su manual de 482 páginas.

Especialmente interesantes son los estudios de Cox y Oakes (1984), Elandt-Johnson y Johnson (1980), Kalbfleisch y Prentice (1980) y Marubini y Valsecchi (1995), los cuales tratan de forma más detallada este tipo de modelos. Así, en estos modelos cuando un fallo ocurre, se necesita observar el tiempo T y la causa de fallo a la que se denota por J . El criterio que se utilice en cada caso para clasificar las diferentes causas que pueden provocar la ocurrencia del evento dependerá de los objetivos específicos del estudio que se pretenda llevar a cabo.

Siguiendo el planteamiento anterior se va a denotar por T a una variable aleatoria que recoge el tiempo de fallo, siendo J otra variable aleatoria que indica el tipo de evento. A continuación, se define la función de riesgo para el tipo de evento j mediante la siguiente expresión

$$h_j(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0^+} \frac{[\text{Pr } t \leq T < t + \Delta t, J = j / T \geq t]}{\Delta t} \quad (274)$$

donde $j=1,2,\dots,C$ son las distintas causas de fallo.

Si se observa con detenimiento la ecuación anterior se aprecia que la única diferencia con la expresión de la función de riesgo que se había analizado anteriormente, es que ahora aparece $J=j$. Por lo tanto, la probabilidad condicional dada por la expresión (274) es la probabilidad de que

el evento ocurra entre los momentos del tiempo t y $t + \Delta t$, y el tipo de evento sea j , dado que no había fallado aún en el momento t .

En este orden de cosas, la función de riesgo acumulada para cada uno de los tipos de riesgo vendrá dada por la siguiente expresión

$$H_j(t) = \int_0^t h_j(u) du \quad (275)$$

y la función de supervivencia para el tipo específico de evento como

$$S_j(t) = \exp[-H_j(t)] = \exp\left[-\int_0^t h_j(u) du\right] \quad (276)$$

Debido a que el conjunto formado por los C tipos de fallos considerados es exhaustivo, el riesgo total a fallar es en realidad la suma de todos los tipos específicos de riesgo, obtenida mediante la siguiente ecuación

$$h(t) = \sum_{j=1}^C h_j(t) \quad (277)$$

En cuanto al riesgo total acumulado, éste se obtendrá como

$$\Lambda(t) = \int_0^t h(u) du = \sum_{j=1}^C H_j(t) \quad (278)$$

De las expresiones (276) y (278) se puede obtener que

$$S(t) = \exp\left[-\sum_{j=1}^C H_j(t)\right] = \prod_{j=1}^C S_j(t) \quad (279)$$

sin tener en cuenta si los riesgos de fallo son independientes o no. Además, en el caso de que las causas de los fallos actúen de manera independiente, la expresión anterior permite asociar probabilidades a las funciones S_j , debido a que cada una de ellas representa la probabilidad de que un determinado fallo de un tipo concreto ocurra en un momento superior a t , incluso en presencia de otros tipos de riesgo.

Así, si se considera que los tiempos de fallo son independientes para todos los tipos de evento considerados, se puede expresar

$$S_j(t) = P[T_j(t) \geq t] \quad (280)$$

es decir, la función de supervivencia para cada tipo de fallo ofrece la probabilidad de que el evento j -ésimo ocurra después que el tiempo t . Así, la función de supervivencia para el tipo de fallo j se puede expresar como

$$S_j(t) = 1 - F_j(t) \quad (281)$$

Sin embargo, la interpretación de esas funciones para cada uno de los eventos considerados es algo complicada debido a que, según Lawless (1982), esas funciones no representan la distribución de una variable aleatoria específica. Esto quiere decir, que se puede definir una variable hipotética T como el tiempo en el que ocurre el evento j -ésimo o habría ocurrido si otros tipos de eventos no hubieran ocurrido anteriormente, es decir, si suponemos, por ejemplo, que un trabajador sale del empleo porque abandona su empresa, hubiera podido salir del empleo

más tarde debido al despido si otros tipos de evento no hubieran ocurrido antes⁸⁹.

De esta manera, para un conjunto de tiempos T_{ij} , únicamente se observa para cada una de las observaciones muestrales el que sea más pequeño de todos los tipos de evento considerados. Por otra parte, los modelos de competencia en riesgo no requieren de nuevos procedimientos, sino de algunos cambios, es decir, es necesario cambiar el código de las observaciones que están censuradas y de las que no lo están.

Una vez que se decide considerar C tipos distintos de fallo, se puede incluir en los modelos la presencia de variables explicativas, mediante los modelos de riesgos proporcionales o modelos de tiempo de fallo acelerado. Por ejemplo, se pueden especificar los modelos de riesgos proporcionales para cada uno de los tipos de eventos considerados

$$\log h_j(t) = \log h_0(t) + \beta' X(t) \quad (282)$$

donde $X(t)$ es el vector de variables explicativas, que como se ha analizado en el apartado anterior puede variar con el tiempo. Así, los coeficientes β , para cada uno de los tipos de eventos nos muestran cómo los efectos de las variables independientes pueden ser diferentes para los distintos tipos de eventos considerados.

También, y aunque es poco usual, la modelización para cada uno de los tipos de eventos considerados puede llevarse a cabo mediante distintos tipos de modelos como pueden ser entre otros, el modelo log-normal, gamma, Weibull y riesgos proporcionales. Esta distinta modelización para cada uno de los tipos de eventos considerados es posible debido a que estos modelos pueden ser estimados de forma separada para cada tipo de evento. De esta forma, se llega al principio más interesante de los modelos de competencia en riesgo, en el que la función de verosimilitud para todos los tipos de eventos juntos puede ser dividida en funciones de verosimilitud separadas para cada tipo de evento. Así, la función de verosimilitud para cada uno de los eventos considerados

⁸⁹ Lawless, J. F., (1982), pág. 485.

trata a todos los demás eventos como si fueran censurados en el momento de tiempo en el que se produjeron.

En primer lugar, se va a suponer que los modelos considerados son modelos de riesgos proporcionales. A continuación, se realizan las estimaciones tanto de forma conjunta como de forma separada para cada uno de los tipos de eventos considerados. Una vez realizadas las interpretaciones de los coeficientes para cada uno de los modelos estimados, se pueden realizar contrastes de hipótesis con el fin de detectar si las diferencias existentes son estadísticamente significativas. Así, la hipótesis nula que se pretende contrastar es $\beta_j = \beta$ para todo j , donde β_j representa el vector de coeficientes para el tipo de evento j -ésimo considerado.

Posteriormente se recoge, para los distintos modelos analizados de forma separada para cada uno de los tipos de eventos y de forma conjunta para todos los eventos considerados el valor de

$$Q_T = -2 \times \log\text{-verosimilitud}$$

$$Q_j = -2 \times \log\text{-verosimilitud}$$

siendo Q_T el valor para el modelo estimado de forma conjunta para todos los tipos de eventos y Q_j el modelo estimado para el j -ésimo evento considerado.

El estadístico de contraste bajo la hipótesis nula se construye a partir de la diferencia

$$X = Q_T - \sum_{j=1}^C Q_j \quad (283)$$

que se distribuye como una ji-cuadrado con los grados de libertad de la diferencia entre la suma de coeficientes estimados para los modelos separados para cada uno de los tipos de eventos y la suma de coeficientes estimados para el modelo en el que se consideró de forma conjunta todos los tipos de eventos.

Lagakos (1978) elabora tests estadísticos para contrastar hipótesis sobre los coeficientes para una determinada variable explicativa, utilizando únicamente los valores de los coeficientes estimados y sus errores estándar.

Así, el estadístico de contraste bajo la hipótesis nula, $H_0 = \beta_1 = \beta_2$, queda formulado de la siguiente manera

$$X = \frac{(\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2)^2}{[\text{e.s.}(\hat{\beta}_1)]^2 + [\text{e.s.}(\hat{\beta}_2)]^2} \quad (284)$$

que se distribuye como una ji-cuadrado con un grado de libertad. En este sentido, debemos indicar que este estadístico únicamente se puede utilizar para tipos de eventos mutuamente excluyentes.

En otro orden de cosas, los modelos en competencia en riesgo con modelos de tiempo de fallo acelerado se analizan prácticamente de la misma manera que los modelos de riesgos proporcionales pero utilizando la metodología explicada en apartados anteriores sobre los modelos de tiempo de fallo acelerado.

4.7. MODELOS CON EVENTO REPETIDO

A lo largo de este capítulo ha sido patente el hecho de que para cada observación el evento de interés sólo ocurriría una vez como máximo en el transcurso del seguimiento. Sin embargo, se pueden encontrar situaciones en las cuales el evento de interés puede ocurrir más de una vez para una misma observación⁹⁰.

⁹⁰ Clayton (1994) analiza los modelos de evento repetido y los compara con los modelos lineales generalizados, tales como el modelo de regresión de Poisson y logístico.

Así, se pueden encontrar situaciones en las cuales pueden ocurrir dos o más eventos (fallos) en una misma observación o en sujetos relacionados como son, por ejemplo, los miembros de una familia o empresas pertenecientes a un mismo empresario. En este tipo de estudios, los tiempos de fallo están correlacionados dentro de un cluster (sujetos o grupos), violando la suposición inicial del análisis de supervivencia de independencia entre los tiempos de fallos. En este caso, los tiempos de supervivencia están influenciados por unos factores no medibles que coinciden para las observaciones correspondientes a un mismo grupo y varían significativamente de un grupo a otro.

Siguiendo las recomendaciones de Therneau (1997) los eventos deben ser clasificados de acuerdo al criterio que tiene en cuenta si ellos tienen un orden natural o si son repeticiones pertenecientes a un mismo tipo de eventos. Así, cuando los eventos se producen en un orden, el segundo evento no puede ocurrir antes que el primero y así sucesivamente.

Por lo tanto, una forma simple de analizar los datos de múltiples tiempos de fallo es examinar los primeros tiempos de fallo para cada observación muestral e ignorar los demás tiempos de fallo. Sin embargo, esta forma de proceder no es la adecuada, debido a que se está eliminando información relevante. Por este motivo, han sido desarrollados métodos alternativos que utilizan la totalidad de los datos y explican la falta de independencia que se produce entre los tiempos de fallo.

En este sentido, existen dos aproximaciones que modelizan estos datos: la primera se conoce como modelo frailty o de heterogeneidad no observada, en la que la asociación entre los tiempos de fallo se modeliza a través de un término aleatorio. Así, los frailties son los efectos no observados y que son compartidos por todos los miembros del cluster. Aunque estos efectos no son medibles, se asume que siguen una determinada distribución estadística conocida, como por ejemplo la distribución gamma con media uno y varianza desconocida. En cuanto a la segunda aproximación, la constituyen los modelos de varianza corregida, debido a que no se incluye en el modelo la asociación entre los tiempos de fallo. Así, la matriz de covarianza de los estimadores se ajusta de acuerdo con una correlación adicional.

A continuación se van a analizar los modelos de eventos repetidos siguiendo las dos aproximaciones, en la primera de ellas mediante los modelos de varianza corregida, no incluyendo en el modelo la asociación entre los tiempos de fallo y en la segunda a través del modelo frailty.

4.7.1. MODELOS DE VARIANZA CORREGIDA

En primer lugar se analizará el modelo de evento repetido en el que para cada observación se contempla la posibilidad de que pueda ocurrir más de una vez el evento objeto de estudio. En este caso no se contempla la posible incorporación en el modelo de ningún término aleatorio que recoja la asociación entre los tiempos de fallo. En estos modelos la matriz de covarianzas de los estimadores se ajusta en función de la correlación detectada. De hecho, se supone implícitamente que todos los factores que influyen en el riesgo vienen recogidos en el modelo.

Para analizar este tipo de modelos es necesario, en primer lugar, distinguir si los eventos se producen de una forma ordenada o, por contra, son eventos no ordenados. En este sentido, los eventos ordenados se caracterizan porque el segundo evento no puede ocurrir antes de que suceda el primero, el tercero no puede ocurrir antes del segundo, y así sucesivamente. A continuación se analizarán los dos tipos de eventos que se pueden dar en el análisis de evento repetido en función de este último criterio considerado.

4.7.1.1. MODELO DE VARIANZA CORREGIDA PARA EVENTOS NO ORDENADOS

Un aspecto preliminar y no por ello menos crucial en los modelos de evento repetido no ordenados es la decisión que debe tomarse acerca de si los eventos a tratar son de un mismo tipo o de diferente naturaleza, es decir, si la función de riesgo de referencia es la misma para los diferentes eventos considerados, o si por el contrario cabe considerar diferentes funciones de riesgo de referencia para cada tipo de evento diferente.

En el caso en que los eventos sean de distintos tipos se da lo que se conoce como modelos de competencia en riesgo, que aunque han sido tratado en una sección anterior, van a volverse a analizar en el caso en que se pueda dar más de una vez el evento para las observaciones. Debemos indicar que aunque en este caso se ha utilizado el modelo de riesgo proporcional de Cox, pueden utilizarse otras funciones de riesgo para estos modelos⁹¹.

En el caso de eventos de diferente tipo no ordenados, es decir, competencia en riesgo, una característica relevante es que cada evento puede ocurrir únicamente una vez para cada observación. Este tipo de datos se observaron, por ejemplo, en el estudio de Lindor, Dickson, Baldus *et. al.* (1994) en el que se analizaron 170 pacientes con cirrosis hepática. En este caso, cada paciente apareció en la base de datos tantas veces como distintos tipos de eventos se fueran a tratar.

4.7.1.2. MODELO DE VARIANZA CORREGIDA PARA EVENTOS ORDENADOS

Existen diferentes aproximaciones para el análisis de eventos ordenados, aunque la diferencia principal entre esos métodos radica en la forma en que está definido el conjunto de observaciones en riesgo para cada tiempo de fallo.

Un método simple a implementar mediante el programa Stata sigue el enfoque de Andersen y Gill (1982) denominado “counting process”. La idea básica que se refleja es que todos los tipos de fallo son iguales e indistinguibles. Así, el problema los reduce al análisis del tiempo del primer evento, tiempo del segundo evento y así sucesivamente. De esta manera, el conjunto en riesgo en el momento t para el evento k lo forman todas las observaciones bajo observación en el momento t . Sin embargo, existe una limitación mayor debido a que no se permite que ocurra más de un

⁹¹ Un ejemplo de caso con eventos del mismo tipo no ordenados puede encontrarse en el campo biomédico cuando se analiza el riesgo de desarrollar una determinada enfermedad por parte de los miembros de una muestra de familias bajo observación. De esta forma, los tiempos de fallos de los miembros de cada familia pueden estar correlacionados debido a la genética y a otros factores del entorno familiar.

evento en un determinado momento del tiempo, con lo que si una observación tiene dos eventos al mismo tiempo, las observaciones correspondientes serán eliminadas debido a que el tiempo de duración entre eventos es cero⁹².

Un segundo modelo a considerar es el propuesto por Wei, Lin y Weissfeld (1989), quienes se basan en la idea de conjunto en riesgo marginal. Para este tipo de análisis, el dato es tratado como un conjunto de competencia en riesgo, es decir, como si el fallo no fuera ordenado. Así, cada evento tiene su propio estrato y cada observación aparece en todos los estratos. De esta manera, el conjunto en riesgo marginal en el momento t para el evento k está formado por todas las observaciones bajo consideración en el momento de tiempo t que no han tenido el evento k .

Un tercer método es el propuesto por Prentice, Williams y Peterson (1981), el cual es conocido como el modelo de conjunto en riesgo condicional. En este caso, los datos son organizados como en el modelo de "counting process" de Andersen y Gill, excepto que el análisis está estratificado por el orden de fallo. Aquí, la suposición es que un sujeto no está en riesgo en un segundo evento hasta que el primer evento ha ocurrido y así sucesivamente. De esta manera, el conjunto en riesgo condicional en el momento t para el k evento lo componen todas las observaciones consideradas en el momento t que han tenido el $k-1$ evento. En este sentido, existen dos variaciones a esta aproximación. En la primera variación, el tiempo a cada evento es medido desde el tiempo de entrada, y en la segunda variación, el tiempo de cada evento es medido desde el evento previo.

A continuación se van a presentar cada uno de los modelos. También van a ser explicados las similitudes y diferencias a partir de dos hipotéticas observaciones muestrales. La primera de las observaciones experimentó el evento de interés a los 8, 12 y 27 meses desde el inicio del seguimiento y transcurrió otros 2 meses antes de producirse la finalización del período de estudio sin que se experimentara ningún evento. La segunda de las observaciones experimentó el evento a los 9 y 14 meses y el seguimiento finalizó cuando se produjo el segundo evento.

⁹² Andersen, P.K., Ø Borgan, R. D. Gill y N. Keiding, (1993) y Andersen, P. K. y R. D. Gill, (1982).

En el modelo de Andersen-Gill para cada elemento muestral debe haber una observación por evento o intervalo de tiempo. Así, si un elemento tiene un único evento, habrá dos observaciones para ese elemento, la primera observación llevará asociado el intervalo de tiempo desde la entrada en el estudio hasta el momento del evento, y en la segunda observación un tiempo de duración desde el evento hasta el final del seguimiento. De esta manera, para las dos hipotéticas observaciones el tiempo de seguimiento se divide en intervalos de tiempo definidos por los eventos. Así, para el ejemplo considerado, los datos quedarían como se muestra en la tabla 3, donde la variable “evento” indica si se ha producido o no el evento. En este sentido, el valor 1 corresponderá a la ocurrencia de un evento y el valor 0 a la no ocurrencia del evento objeto de nuestro interés⁹³.

Tabla 3. Representación de dos observaciones en el modelo de Andersen-Gill

Observación 1			Observación 2		
Intervalo de Tiempo	Evento	Estrato	Intervalo de Tiempo	Evento	Estrato
(0, 8]	1	1	(0, 9]	1	1
(8, 12]	1	1	(9, 14]	1	1
(12, 27]	1	1			
(27, 29]	0	1			

Fuente: Elaboración a partir de los datos del ejemplo propuesto

Así, la primera observación formará parte del conjunto de observaciones en riesgo para algún evento que ocurra entre 0 y 29 meses. Bajo la hipótesis de tiempos de evento no empatados, esta observación contribuye al conjunto en riesgo en el 8, 12 y 27 mes. De esta forma el dato de la primera observación podría ser descrito como datos de cuatro observaciones diferentes, en la primera el tiempo de seguimiento empezaría en el momento 0 y en el momento de tiempo 8 tendría lugar el evento, en la segunda se produce un retraso en la entrada en el mes 8 y es seguida hasta el mes 12 cuando ocurre el evento, la tercera tiene también un retraso en la entrada en el mes 12 y es seguida hasta el mes 27 cuando ocurre el evento y la cuarta tiene un retraso en la entrada en el mes 27 y es seguida hasta el mes 29 en la que es censurada. Como se puede comprobar, en

⁹³ El propósito de la consideración de la variable “estrato” se verá más nítidamente cuando se describan los otros modelos.

este modelo los eventos son tratados como si fueran independientes y no se diferencian el primer evento del segundo o tercero, y así sucesivamente.

El siguiente modelo a considerar es el modelo en riesgo marginal propuesto por Wei, Lin y Weissfeld (1989), el cual es idéntico al modelo en competencia en riesgo descrito anteriormente. Este modelo se denomina marginal, ya que cada evento es considerado como un proceso separado. En este modelo, el tiempo para cada evento comienza en el momento en el que se inicia el período de seguimiento. De esta forma, todas las observaciones son consideradas que están en riesgo para todos los eventos, indiferentemente de cuántos eventos hayan tenido. En resumen, este modelo ignora el orden de los eventos y trata cada fallo como perteneciente a un estrato independiente.

Tabla 4. Representación de observaciones según el modelo de Wei, Lin y Weissfeld (1989)

Observación 1			Observación 2		
Intervalo de Tiempo	Evento	Estrato	Intervalo de Tiempo	Evento	Estrato
(0, 8]	1	1	(0, 9]	1	1
(0, 12]	1	2	(0, 14]	1	2
(0, 27]	1	3	(0, 14]	0	3
(0, 29]	0	4	(0, 14]	0	4

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del ejemplo propuesto

Un tercer método es el propuesto por Prentice, Williams y Peterson (1981), conocido como modelo de conjunto o de grupo en riesgo condicional (tiempo desde la entrada). Como anteriormente se ha comentado, existen dos variaciones del modelo de grupo en riesgo condicional. La diferencia entre ambos modelos radica en la utilización de una escala de tiempo distinta. En este sentido, la primera variación propuesta es aquella en la que el tiempo a cada evento es medido desde el momento de la incorporación de la observación al seguimiento, mientras que en la segunda variación propuesta se utiliza el tiempo desde el evento previo.

De esta manera, los datos para las dos observaciones hipotéticas quedarían representados según aparece en la Tabla 5.

Tabla 5. Representación de observaciones según el modelo de Prentice, Williams y Peterson (1981)

Observación 1			Observación 2		
Intervalo de Tiempo	Evento	Estrato	Intervalo de Tiempo	Evento	Estrato
(0, 8]	1	1	(0, 9]	1	1
(8, 12]	1	2	(9, 14]	1	2
(12, 27]	1	3			
(27, 29]	0	4			

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del ejemplo propuesto

Estos modelos reciben la denominación de “condicional” debido a que un sujeto no está en riesgo para un evento posterior hasta que el evento previo no ha ocurrido. De esta manera, en el caso de la primera observación hipotética, ésta no está en riesgo para el tercer evento hasta que el segundo evento no se ha producido y no está en riesgo para el cuarto evento hasta que no ha ocurrido el tercer evento. La variable estrato permite seguir el número del evento.

Supuesta cierta la hipótesis de que todas las variables son fijadas al comienzo del estudio, la función de riesgo proporcional para el j -ésimo evento vendría dada por la siguiente expresión

$$h_j(t, x, \beta_j) = h_{0j}(t) \times e^{[x' \beta_j]} \quad (285)$$

La segunda variación del modelo de grupo en riesgo condicional propuesta por Prentice, Williams y Peterson (1981) mide el tiempo de cada evento desde el momento del evento previo. En este caso el tiempo no es medido continuamente desde la entrada al estudio, sino que el reloj es puesto a cero después de cada tiempo de fallo. En el caso de las observaciones hipotéticas del

ejemplo que se está utilizando para ilustrar estas explicaciones, los datos se expresarían tal y como se muestra en la Tabla 6.

Tabla 6. Representación de las observaciones según el modelo de Prentice, Williams y Peterson (1981) basado en el momento del evento previo

Observación 1			Observación 2		
Intervalo de Tiempo	Evento	Estrato	Intervalo de Tiempo	Evento	Estrato
(0, 8]	1	1	(0, 9]	1	1
(0, 4]	1	2	(0, 5]	1	2
(0, 15]	1	3			
(0, 2]	0	4			

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del ejemplo propuesto

De la misma manera que en el modelo anterior, bajo la hipótesis de que todas las variables son fijadas al comienzo del estudio, la función de riesgo proporcional para el j -ésimo evento viene dada por

$$h_j(t, x, \beta_j) = h_{0j}(t - t_{j-1}) \times e^{[x' \beta_j]} \quad (286)$$

donde t_{j-1} muestra el momento de tiempo en el que ocurrió el evento previo.

Una vez analizados los modelos de varianza corregida, se revisará la modificación propuesta por Lin y Wei (1989) del estimador robusto de la varianza propuesto por White (1980, 1982) para el modelo de riesgos proporcionales. Esta modificación es similar al estimador propuesto por Liang y Zeger (1986a, 1986b) para el modelo lineal generalizado con datos correlacionados.

La modificación propuesta por Lin y Wei (1989) para el estimador robusto de la varianza en el modelo proporcional cuando las observaciones son independientes viene recogido mediante la siguiente expresión

$$\hat{R}(\hat{\beta}) = \hat{Var}(\hat{\beta}) [\hat{U}' \hat{U}] \hat{Var}(\hat{\beta}) \quad (287)$$

donde $\hat{U}$ es una matriz de orden $n \times p$ que contiene las puntuaciones eficientes residuales. Cuando las n observaciones no son independientes, se pueden dividir en m grupos independientes ($G_1, G_2, \dots, G_m$), con lo que la matriz varianza- covarianza queda expresada como

$$\hat{R}(\hat{\beta}) = \hat{Var}(\hat{\beta}) [\hat{G}' \hat{G}] \hat{Var}(\hat{\beta}) \quad (288)$$

donde es una matriz de orden $m \times p$ que contiene las puntuaciones eficientes residuales de los grupos. De esta manera, la matriz de covarianzas se obtiene mediante la expresión (287) cuando se especifica la opción "robust" y de acuerdo con la expresión (288) cuando se especifica también la opción "cluster()" en Stata.

4.7.2. MODELOS DE HETEROGENEIDAD INOBSERVADA

Todos los modelos que han sido analizados hasta ahora para describir la distribución del tiempo de supervivencia suponen que la función de riesgo queda especificada de manera completa, dados los valores de las variables explicativas, aceptando implícitamente de manera adicional que todos los factores que influían en la supervivencia estaban contemplados en el modelo.

Una vez analizados los modelos de eventos repetidos siguiendo la aproximación de no incluir en el modelo la asociación entre los tiempos de fallo, a continuación se va a analizar la segunda aproximación a través de los modelos frailty o de heterogeneidad no observada, en los que la asociación entre los tiempos de fallo se modeliza explícitamente mediante un término de efecto aleatorio denominado frailty. De este modo, los frailties o efectos no observados que comparten

todos los miembros de un cluster no son estimados directamente a partir de la información disponible a través de los datos, ya que se asume que siguen una distribución estadística conocida. Así, a menudo se utiliza la distribución gamma con media igual a uno y varianza finita. Muchos de los trabajos existentes sobre el tema han tratado la elección de una distribución estadística apropiada para el frailty, teniendo en cuenta que el riesgo no puede ser negativo.

Básicamente haremos referencia a los denominados respectivamente modelos frailty y shared frailty. El modelo frailty se presenta cuando los datos de tiempo de fallo son multivariantes, es decir, cuando la muestra consiste de un número determinado de clusters y cada uno de ellos contiene varios tiempos de fallo dependientes. Así, los modelos frailty se dan cuando la falta de medición varía dentro de las observaciones de un grupo. En cambio, el modelo shared frailty se utiliza con datos de tiempo de fallo univariantes, con lo que el frailty no observado es compartido entre las observaciones pertenecientes a un mismo grupo.

Entre los primeros trabajos que trataron los modelos frailty, debe mencionarse el de Vaupel, Manton y Stallard (1979) en el contexto de estudios de mortalidad, utilizando el concepto de frailty para describir diferencias en los tiempos de supervivencia de individuos aparentemente similares. Lancaster (1979) también incorporó el concepto de frailty en estudios de duración en desempleo. Hougaard (1984) analizó las distribuciones asumidas para el frailty, como son la distribución gamma o gamma inversa. Así, cuando se considera la distribución gamma para el frailty la variabilidad de dichos frailties entre los supervivientes permanece constante, mientras que bajo el supuesto de una distribución gamma inversa la variabilidad relativa decrece con el paso del tiempo, haciendo a la población de sobrevivientes más homogénea con el transcurso del tiempo. Por otra parte, Klein y Moeschberger (1997) también analizan los modelos frailty.

En cuanto a los modelos shared frailty o de heterogeneidad no observada compartida por las observaciones pertenecientes a un mismo grupo, los primeros trabajos se encuentran en Clayton (1978) y Clayton y Cuzinck (1985) mediante modelos de Cox. También Hougaard examinó estos modelos mediante riesgos individuales de Weibull y Whitmore y Lee (1991) con riesgos individuales exponenciales mediante el modelo shared frailty gaussiano inverso.

En primer lugar, se va a analizar el modelo frailty, en el que T es una variable aleatoria que denota el tiempo de fallo. Así, se considera un modelo de supervivencia paramétrico caracterizado por su función de riesgo $h(t)$. Sin embargo, implícitamente a esta función le afectan algunas variables explicativas que en apartados anteriores se han incluido mediante el modelo de tiempo de fallo acelerado o modelo de riesgos proporcionales. Así, aunque se utilice la notación $h_i(t)$ esta es igual a $h_i(t) = h(t / X_i)$.

Un modelo frailty en el caso univariante introduce un efecto multiplicativo no observable α sobre el riesgo de la siguiente manera

$$h(t / \alpha) = \alpha h(t) \quad (289)$$

donde α es una variable aleatoria positiva con media uno y varianza σ^2 . Así, las observaciones muestrales que tengan $\alpha > 1$ tendrán un riesgo de fallo mayor; en cambio, las observaciones $\alpha < 1$ tendrán una mayor supervivencia.

Por otra parte, dada la relación entre la función de supervivencia y la función de riesgo, la función de supervivencia condicional al frailty viene dada mediante la siguiente expresión

$$S(t / \alpha) = [S(t)]^\alpha \quad (290)$$

siendo $S(t)$ la función de supervivencia del modelo.

Ya que α no es observable se requiere de una función de supervivencia no condicional. Aunque se supone que α tiene una distribución con media uno y varianza desconocida σ^2 , el problema se reduce a la estimación adicional de la varianza σ^2 . En el caso en que la función de probabilidad de α sea $g(\alpha)$, la función de supervivencia no condicional viene dada mediante la siguiente expresión

$$S_{\theta}(t) = \int_0^{\infty} [S(t)]^{\alpha} g(\alpha) d\alpha \quad (291)$$

donde el subíndice de la función de supervivencia no condicional considera la dependencia sobre la varianza del frailty θ . En este sentido, se asumen generalmente dos tipos de distribuciones para α : la distribución gamma y la distribución gaussiana-inversa. En primer lugar, se supone que α se distribuye como una gamma con median uno y varianza θ ,

$$g(\alpha) = \frac{\alpha^{1/\theta-1} \exp(-\alpha/\theta)}{\Gamma(1/\theta) \theta^{1/\theta}} \quad (292)$$

así la función de supervivencia no condicional queda formulada de la siguiente manera

$$S_{\theta}(t) = [1 - \theta \ln[S(t)]]^{-1/\theta} \quad (293)$$

En segundo lugar, se supone que α se distribuye como una gaussiana-inversa mediante la siguiente expresión

$$g(\alpha) = \left(\frac{1}{2\pi\theta\alpha^3}\right)^{1/2} \exp\left[-\frac{1}{2\theta}\left(\alpha - 2 + \frac{1}{\alpha}\right)\right] \quad (294)$$

y la función de supervivencia no condicional mediante la siguiente ecuación

$$S_{\theta}(t) = \exp\left[\frac{1}{\theta} (1 - [1 - 2\theta \ln[S(t)]]^{1/2})\right] \quad (295)$$

Por tanto, la función de riesgo no condicional obtenida viene dada por

$$h_{\theta}(t) = -\frac{d}{dt} S_{\theta}(t) [S_{\theta}(t)]^{-1} \quad (296)$$

Dado lo anterior, el modelo frailty es en realidad un modelo de supervivencia con un parámetro adicional **2**. De esta forma, si en un modelo Weibull se estiman los parámetros p y β , en un modelo de supervivencia Weibull con distribución para el efecto no observable gamma se necesita estimar los parámetros p , β y **2**. Adicionalmente, se debe indicar que cuando **2** es igual a cero, la función de supervivencia no condicional $S_2(t)$ se reduce a la función de supervivencia usual $S(t)$.

En cuanto al logaritmo de la verosimilitud, este viene formado por la combinación de las observaciones censuradas y las observaciones en las que se produjo el evento de interés durante el período de seguimiento, mediante la siguiente expresión

$$\ln L = \ln \prod_{i=1}^n \frac{[S_{\theta i}(t_i)]^{1-d_i} [f_{\theta i}(t_i)]^{d_i}}{S_{\theta i}(t_{0i})} = \quad (297)$$

$$= \sum_{i=1}^n [\ln [S_{\theta i}(t_i)] - \ln [S_{\theta i}(t_{0i})] + d_i h_{\theta i}(t_i)] \quad (298)$$

donde $h_2(t) = h_2(t / X_i)$. Una vez realizada la estimación del modelo mediante una determinada distribución, se puede observar la presencia de heterogeneidad no observada. Sin embargo, se debe ser muy prudente con esta afirmación, ya que en algunos casos esta heterogeneidad puede venir provocada por una distribución inadecuada para la función de riesgo.

A partir de las especificaciones anteriores se pueden realizar predicciones de la forma

habitual, pero en este caso, estas predicciones son ajustadas respecto a la estimación de la varianza del frailty **2**.

También se puede realizar la estimación del modelo mediante riesgos proporcionales. Así, en los modelos tradicionales, la tasa de riesgo se interpretaba como un cambio proporcional en la función de riesgo debido a un cambio unitario en la variable explicativa asociada. Sin embargo, cuando se emplean modelos frailty, las tasas de riesgo tienen la interpretación anterior únicamente si se comparan dos riesgos condicionales sobre un factor $\mathbf{X}$ dado. Si el frailty sigue una distribución gamma, la relación viene dada por la siguiente expresión

$$h_{\theta}(t) = h(t) [1 - \theta \ln[S(t)]]^{-1} \quad (299)$$

Cuando los frailties siguen una distribución gaussina-inversa, la relación viene dada por

$$h_{\theta}(t) = h(t) [1 - 2 \theta \ln[S(t)]]^{-1/2} \quad (300)$$

Existe una extensión del modelo frailty univariante para un modelo de supervivencia multivariante, denominada “shared frailty”. En este caso, la heterogeneidad no observable es compartida entre los miembros del grupo. De esta manera, se supone que se tienen n grupos, con n_i elementos en el i -ésimo grupo

$$h_{ij}(t / \alpha_i) = \alpha_i h_{ij}(t) \quad (301)$$

para $j=1, \dots, n_i$ con $h_{ij}(t) = h(t / X_{ij})$. Así, para los miembros del i -ésimo grupo, la función de riesgo tradicional se multiplica por la variable frailty compartida α_i .

En el caso de un modelo de regresión de riesgos proporcionales Weibull, la función de riesgo condicional para un individuo viene dada mediante la siguiente expresión

$$h_{ij}(t/\alpha_i) = \alpha_i h_{ij}(t) = \alpha_i \exp(\beta' X_{ij}) p t^{p-1} \quad (302)$$

y la función de supervivencia condicional

$$S_{ij}(t/\alpha_i) = [S_{ij}(t)]^{\alpha_i} = \exp[-\alpha_i \exp(\beta' X_{ij}) t^p] \quad (303)$$

La función de verosimilitud viene dada por

$$\begin{aligned} L_{ij}(\alpha_i) &= \frac{S_{ij}(t_{ij}/\alpha_i)}{S_{ij}(t_{0ij}/\alpha_i)} [h_{ij}(t_{ij}/\alpha_i)]^{d_{ij}} = \\ &= \left[\frac{S_{ij}(t_{ij})}{S_{ij}(t_{0ij})} \right]^{\alpha_i} [\alpha_i h_{ij}(t_{ij})]^{d_{ij}} \end{aligned} \quad (304)$$

donde t_{0ij} representa el momento de comienzo, t_{ij} el momento final y d_{ij} un indicador de si la observación es censurada o representa un tiempo de fallo.

En el caso en que se defina

$$D_i = \sum_{j=1}^{n_i} d_{ij} \quad (305)$$

la función de verosimilitud para el grupo i -ésimo viene dada mediante la siguiente expresión

$$L_i(\alpha_i) = \alpha_i^{D_i} \prod_{j=1}^{n_i} \left[\frac{S_{ij}(t_{ij})}{S_{ij}(t_{0ij})} \right]^{\alpha_i} [h_{ij}(t_{ij})]^{d_{ij}} \quad (306)$$

De forma no condicional, se puede obtener la función de verosimilitud para el i -ésimo grupo mediante

$$L_i = \int_0^{\infty} L_i(\alpha_i) g(\alpha_i) d\alpha_i \quad (307)$$

donde $g()$ es la función de densidad de probabilidad del frailty. Así, cuando los frailties siguen una distribución gamma, L_i se puede determinar mediante la siguiente expresión

$$L_i = \left[\prod_{j=1}^{n_i} \{h_{ij}(t_{ij})\}^{d_{ij}} \right] \frac{\Gamma(1/\theta + D_i)}{\Gamma(1/\theta)} \theta^{D_i} \left[1 - \theta \sum_{j=1}^{n_i} \ln \frac{S_{ij}(t_{ij})}{S_{ij}(t_{0ij})} \right]^{-1/\theta - D_i} \quad (308)$$

Cuando los frailties siguen una distribución gaussiana-inversa, la expresión anterior se complica bastante. Dada la funciones de verosimilitud no condicional para los grupos, se pueden estimar los parámetros de la regresión y la varianza del frailty **2** mediante la maximización de el logaritmo de la verosimilitud total

$$L = \sum_{i=1}^n \ln L_i \quad (309)$$

Un aspecto singularmente relevante es la consideración de las principales implicaciones de ignorar la heterogeneidad no observada. En primer lugar, el modelo sobreestima el grado de dependencia de duración negativa en la función de riesgo e infra-estima el grado dependencia de

duración positiva. Por otra parte, la presencia de heterogeneidad no observada atenúa la respuesta proporcional del riesgo a las variaciones de cada regresor en cualquier tiempo de supervivencia. Así, la estimación de un positivo (negativo) β_k derivado de un modelo donde se ignora la heterogeneidad no observada infra-estima (sobreestima) la verdadera estimación. Por último, el efecto proporcional de un regresor dado sobre la tasa de riesgo no es constante e independiente del tiempo de duración. Así, en un modelo de riesgo proporcional no frailty, el efecto proporcional para el regresor X_k es β_k .

4.8. SELECCIÓN DE MODELOS PARAMÉTRICOS Y ANÁLISIS DE RESIDUOS

La modelización de la supervivencia presenta, como ya ha sido analizado, diferentes posibilidades paramétricas, siendo especialmente relevante la elección de la alternativa más adecuada apoyada en criterios establecidos con un mínimo de rigor científico. Por ejemplo, cuando los modelos paramétricos son anidados, el ratio de verosimilitudes o test de Wald puede ser utilizado para llevar a cabo dicha selección, pudiendo seleccionar un modelo paramétrico de Weibull frente a uno exponencial, o gamma frente Weibull o lognormal⁹⁴. Sin embargo, cuando los modelos no son anidados, no es conveniente utilizar este test y resulta más adecuado utilizar la aproximación de Akaike (1974) la cual penaliza el número de parámetros que son estimados en el modelo de la siguiente forma⁹⁵

$$AIC = -2(\log \text{likelihood}) + 2(c + p + 1) \quad (310)$$

donde c es el número de covariables en el modelo de regresión y p representa el número de parámetros auxiliares del modelo. Así, aunque el mejor modelo estimado es aquel que presenta una

⁹⁴ Los modelos anidados son aquellos en los que uno es un caso particular del otro, es decir, un modelo está totalmente incluido dentro del otro. Por lo tanto, los términos del modelo menor están incluidos en el modelo que tiene un mayor número de parámetros.

⁹⁵ Akaike, H., (1974).

mayor verosimilitud, el modelo preferido es el que tiene el menor valor de AIC.

Otro aspecto especialmente relevante es la valoración de la adecuación del modelo, acudiendo en estos casos tradicionalmente a la interpretación de los residuos del modelo. No obstante, la presencia de datos censurados puede dificultar la interpretación de los mismos, los cuales en algunos casos no poseen una expresión general de cálculo. A continuación se describirán los residuos más utilizados así como otros métodos usados para observar las desviaciones entre los valores observados y esperados. Como norma general diremos que los diferentes residuos suelen emplearse para examinar diferentes aspectos del modelo. También, se interpretarán los coeficientes que miden la variabilidad explicada por el modelo así como algunos métodos gráficos. En este sentido, todos estos métodos para medir la bondad del ajuste del modelo se complementan de una u otra manera.

4.8.1. RESIDUOS Y MÉTODOS GRÁFICOS

Estos métodos se centran en la evaluación de la adecuación del modelo a partir de un conjunto de definiciones del concepto de “residuo”, debido a que los diferentes residuos son útiles para examinar diferentes aspectos del modelo. El hecho de que los datos referentes al tiempo que transcurre hasta que ocurre un cierto evento puedan estar censurados y que la estimación del modelo se haya realizado mediante métodos basados en maximizar la verosimilitud parcial hace que la definición de los residuos sea mucho más compleja en los modelos de duración que en otros casos.

Por ello, en los modelos de duración los residuos no tienen una expresión general, ya que no siempre significan diferencias entre valores observados y esperados. Entre los trabajos que estudian los residuos destacan, entre otros, los de Marubini y Valsecchi (1995), Hosmer y Lemeshow (1999) y Collett (1994).

Preliminarmente resulta relevante la identificación de los tiempos observados que son

mayores que los que deberían haber sido previstos u observaciones cuyas variables explicativas tienen un impacto indebido sobre las tasas de riesgos particulares. Algunos de los procedimientos diseñados para comprobar la adecuación del modelo están basados en cantidades conocidas como son los residuos. Estos valores, que pueden ser calculados para cada uno de los elementos muestrales contemplados en el estudio, tienen la característica de que su comportamiento es conocido, al menos aproximadamente, cuando el modelo estimado es adecuado.

A continuación, se analizarán los cuatro residuos denominados de Cox-Snell, de deviance, de martingala y de score. De manera general, los residuos de Cox-Snell son útiles para comprobar la adecuación en conjunto del modelo final; los residuos de “Martingalas” suelen ser útiles para determinar la forma funcional de las covariables que van a ser incluidas en el modelo de regresión y también a veces para valorar la falta de adecuación del modelo; los residuos de “deviance” determinan la precisión del modelo para cada observación e identifican outliers. Finalmente, los residuos “score” se utilizan para comprobar y examinar la suposición de riesgo proporcional, examinando los puntos de influencia e identificando los outliers.

4.8.1.1. RESIDUOS DE COX-SNELL

El residuo de Cox-Snell es el más utilizado en análisis de supervivencia. Su nombre proviene de que es un caso particular de la definición general de residuos dada por Cox y Snell (1968). El residuo de Cox-Snell viene definido para la i -ésima observación $i=1, 2, \dots, n$ como

$$r_{C_i} = e^{\hat{\beta}' x_i} \hat{H}_0(t_i) = \hat{H}_i(t_i) = -\ln(S_i(t_i)) \quad (311)$$

donde $\hat{H}_0(t_i)$ es el estimador de la función de riesgo acumulada de referencia en el tiempo t_i , representando el tiempo de supervivencia observado para el elemento muestral i -ésimo. De esta

forma, la expresión anterior no es más que la estimación del riesgo acumulado para un individuo con valores en las covariables dados por x_i . Estos residuos se derivan de un resultado general obtenido de las estadísticas matemáticas sobre la distribución de una función de una variable aleatoria. De acuerdo con este resultado, si T es la variable aleatoria que recoge el tiempo de supervivencia de los elementos muestrales, y $S(t)$ es la correspondiente función de supervivencia, la variable aleatoria $Y = -\log S(t)$ tiene una distribución exponencial con media uno, sin tener en cuenta la forma de $S(t)$.

De esta forma, la interpretación está basada en la propiedad de que la variable $-\ln S(t)$ tiene una distribución exponencial de parámetro 1, para cualquier variable aleatoria t , independientemente de la forma de t y de $S(t)$. Por ello, si el ajuste del modelo es satisfactorio, los residuos de Cox-Snell definirán aproximadamente una distribución exponencial de parámetro $\theta=1$. En caso contrario, cuando el modelo ajustado no es bueno, las estimaciones de $S(t)$ posiblemente no tendrán la forma correcta, es decir, no serán monótonamente decrecientes, por ejemplo, y los residuos de Cox-Snell no se ajustarán a una distribución exponencial. En este último caso, suele ser relativamente frecuente la presencia de outliers.

Basándose en las propiedades de la distribución exponencial, se pueden construir los gráficos de residuos de Cox-Snell, estos gráficos, denominados también "index plots", se obtienen de la siguiente forma:

1. Se obtiene la función de riesgo acumulada a partir de la estimación de Kaplan y Meier de la función de supervivencia o el estimador de Aalen-Nelson de los residuos de Cox-Snell.
2. En el caso en el que el modelo sea correcto, representando gráficamente en el eje de abscisas el logaritmo neperiano de los residuos y en el eje de ordenadas el logaritmo neperiano de menos el logaritmo de la estimación de la tasa de riesgo acumulada de los residuos debería mostrar una línea recta con pendiente uno. Esto se debe a que los residuos deberían seguir una distribución exponencial de parámetro la unidad.

Baltazar-Aban y Peña (1995) han mostrado que este procedimiento de análisis no proporciona resultados adecuados cuando los tiempos de duración se ajustan a una distribución de Weibull, o también, cuando se utilizan estimaciones no paramétricas del riesgo acumulado.

A modo de conclusión, los residuos de Cox-Snell tienen las siguientes propiedades: no están simétricamente distribuidos en torno al cero, no pueden tomar valores negativos, tienen una fuerte asimetría debido a la suposición de que tienen una distribución exponencial con media y varianza uno, y cuando el tiempo de duración más grande es un tiempo completo, el valor estimado de la función de supervivencia para dicho tiempo es cero por lo que el residuo de Cox-Snell no está definido.

4.8.1.2. RESIDUOS DE “MARTINGALAS”

Estos residuos se denominan así, debido a que pueden ser derivados de métodos de martingalas, Lagakos (1980). En este orden de cosas, Fleming y Harrington (1991) también suministraron un análisis de la aproximación martingalas en el análisis de supervivencia.

Estos residuos son los de Cox-Snell pero con una modificación⁹⁶

$$r_{M_i} = \delta_i - r_{C_i} = \delta_i - \hat{H}_i(t_i) \quad (312)$$

donde δ_i representa un indicador de censura para la observación i -ésima y r_{C_i} los residuos de Cox-Snell. El indicador de censura toma el valor 1 cuando la observación es no censurada y el valor 0 cuando la observación es censurada. Este residuo está definido cuando los datos están censurados por la derecha y todas las covariables han sido obtenidas al comienzo del estudio, siendo una estimación del exceso del número de eventos que aparecen en los datos que no predice el modelo,

⁹⁶ Lagakos, S. W., (1980) y Fleming, T. R. y D. P. Harrington, (1991).

debido a que su valor se obtiene a través de la diferencia entre el número observado de fallos para cada i -ésimo elemento muestral en el intervalo $(0, t_i)$ y el correspondiente número esperado estimado sobre el modelo estimado.

Estos residuos toman valores entre -4 y 1 , siendo los residuos de observaciones censuradas siempre negativos. Por esta razón a veces es difícil su interpretación y son preferidos los residuos de “deviance” para examinar la forma funcional utilizada para las covariables que mejor explican el efecto sobre la supervivencia y la identificación de los outlier.

La suma de los residuos de martingalas para todas las observaciones suministra el valor cero, mientras que para muestras grandes estos residuos constituyen una muestra incorrelada de una población con media cero, aunque no se observa una distribución simétrica de los mismos en torno a tal media.

Estos residuos se representan gráficamente frente al valor de la variable X_i para las observaciones. La curva estimada alisada proporciona un indicador de la función. En el caso en que el gráfico obtenido sea lineal no necesitamos realizar ninguna transformación a la variable, mientras que si se observa la existencia de umbrales, entonces sería recomendable utilizar una versión discretizada de la variable.

4.8.1.3. RESIDUOS DE “DEVIANCE”

Esta definición fue introducida por Therneau, Grambsch y Fleming (1990) para solucionar la falta de simetría alrededor del 0 que muestran los anteriores residuos. Se definen como

$$r_{D_i} = \text{signo}(r_{M_i}) \sqrt{[-2 [r_{M_i} + \delta_i \cdot \text{Ln}(\delta_i - r_{M_i})]]} \quad (313)$$

siendo δ_i el indicador de censura y r_{M_i} los residuos de martingala. Los residuos de deviance tienen

el mismo signo que los de martingala y no tienen necesariamente que sumar cero, estando más simétricamente distribuidos en torno a cero. La finalidad inicial de estos residuos se basaba en que eran los componentes de la deviance, el cual es un estadístico que es utilizado para resumir el alcance de que un modelo estimado se desvíe de un modelo que es una estimación perfecta de los datos. Dicho todo lo anterior, queda claro que las observaciones con un elevado valor del residuo calculado a partir de las mismas no se ajustan de manera adecuada al modelo.

4.8.1.4. RESIDUOS DE “SCORE”

Estos residuos se denominan también residuos de Schoenfeld debido a que fueron propuestos por primera vez por Schoenfeld (1982). Se caracterizan por no depender del tiempo de supervivencia observado, no requiriendo una estimación de la función de riesgo acumulada. Tienen una característica que los diferencia de los anteriores residuos y es que se calculan para cada variable explicativa, es decir, estos residuos no tienen un único valor para cada elemento muestral, sino uno para cada variable explicativa que se introduce en el modelo de regresión de Cox estimado. Su calculo viene recogido mediante la siguiente expresión, donde se muestra la i -ésima puntuación residual para la p -ésima variable explicativa

$$r_{S_{pi}} = \delta_i [x_{pi} - \frac{\sum_{r \in R(t_i)} x_{pr} e^{\beta' x_r}}{\sum_{r \in R(t_i)} e^{\beta' x_r}}] \quad (314)$$

donde x_{pi} es el valor de la p -ésima variable explicativa para la i -ésima observación y $R(t_i)$ es el conjunto de observaciones en riesgo en el tiempo j . La suma de los residuos de Schoenfeld es cero y en muestras grandes el valor esperado del residuo es cero, estando incorrelados entre si.

4.9. CONCLUSIONES

La incorporación en el modelo de regresión de un conjunto de variables que aportan información relevante sobre la distribución de la variable de tiempo de fallo, permite, entre orden de cosas, la clasificación de la población objeto de estudio en diferentes grupos de riesgo, definidos a partir de determinadas combinaciones de valores o rangos de valores de las variables explicativas con comportamiento homogéneo.

No obstante, a la hora de introducir en el modelo estas variables es recomendable que sean científicamente relevantes y con una buena justificación teórica, debido a que la incorporación de variables sin relevancia teórica provoca modelos con escasa fiabilidad y validez.

Por otra parte, la identificación de la naturaleza apropiada de la relación entre la variable tiempo de duración y los regresores se convierte en un problema crucial y de primer orden. Ello no debe hacerse sin obviar otros problemas relevantes con que nos podemos encontrar en la modelización del tiempo de fallo mediante estas técnicas, tales como la incorporación de la censura o la asignación de distribuciones no gaussianas a la perturbación aleatoria en nuestros modelos.

Se han expuesto los modelos más utilizados en el análisis de regresión de datos de duración: el modelo de tiempo de fallo acelerado y el modelo de riesgo proporcional. La diferencia básica entre ambos modelos consiste en la forma de incluir los efectos de las variables independientes. Así, en el modelo de riesgos proporcionales el efecto de las variables explicativas incide sobre la función de riesgo, mientras que en el modelo de tiempo de fallo acelerado el efecto se produce sobre el tiempo de duración. En este sentido, el modelo de riesgos proporcionales tiene una interpretación más directa y sencilla.

En los modelos de regresión de riesgos proporcionales la estimación de los parámetros se puede realizar tanto de forma paramétrica, como de forma semiparamétrica, dando lugar al denominado modelo de regresión de riesgos proporcionales de Cox (Cox, 1972) que es uno de los modelos más utilizados, debido a que los resultados se aproximan, en gran medida, a los del

modelo paramétrico correcto, garantizando la robustez del modelo. Asimismo, permite incorporar con relativa facilidad variables dependientes del tiempo que pueden cambiar durante el transcurso del seguimiento, así como considerar modelos con más de un estado de salida (modelos de riesgos competitivos) o más de un evento para una misma observación (modelos de evento repetido).

También ha sido considerada la heterogeneidad inobservable producida por la omisión de variables explicativas y/o errores de medición en las mismas, así, como las principales implicaciones de ignorarla.

Por último, se ha tratado la adecuación del modelo mediante los métodos que miden la bondad del ajuste . Se han descrito los residuos más utilizados así como otros métodos utilizados para observar las desviaciones entre los valores observados y esperados: residuales de Cox-Snell, de deviance, de martingala y de score.

A continuación, en el siguiente capítulo se analizará la situación en la que se encuentra el sector pesquero y acuícola como consecuencia de los acontecimientos ocurridos en los últimos veinte años y sus repercusiones en el ámbito socio-laboral en aquellas áreas especialmente dependientes de la pesca. Entre otros aspectos, también se analizará la relevancia de los acuerdos internacionales establecidos con terceros países, prestando una atención especial a la evolución de los acuerdos de pesca con Marruecos, ya que han constituido uno de los más relevantes para la flota andaluza de los firmados con terceros países, tanto por el número de embarcaciones afectadas como por su proximidad al litoral andaluz. Finalmente, se analizarán los motivos que provocaron la no renovación del acuerdo de pesca con el Reino Alauita, así como las medidas de apoyo implementadas en el ámbito europeo, nacional y autonómico con el propósito de paliar, dentro de lo posible, las consecuencias negativas de la paralización de la actividad pesquera sobre el colectivo afectado.

CAPÍTULO V

LA FINALIZACIÓN DEL ACUERDO DE PESCA CON MARRUECOS
Y SU IMPACTO SOBRE EL SECTOR PESQUERO:
ESPECIAL REFERENCIA AL CASO ANDALUZ

5.1. INTRODUCCIÓN

La pesca, basada en la explotación de un recurso renovable, constituye una actividad económica estratégica, especialmente para determinadas zonas litorales en las que existen pocas alternativas y la actividad económica gira en gran medida en torno a la pesca y a las actividades vinculadas a la misma como la industria transformadora y conservera, astilleros y varaderos, entre otras.

A pesar de su importancia, tanto desde el punto de vista económico como social, el sector pesquero en la Unión Europea está atravesando una profunda crisis en los últimos años no sólo por las crecientes dificultades de acceso a caladeros de terceros países sino también por el agotamiento paulatino de los recursos pesqueros de los países comunitarios. La Unión Europea se enfrenta, por tanto, a un problema de escasez de recursos pesqueros que le ha llevado desde hace varios años a implementar un conjunto de cambios indispensables en su política con el fin de garantizar la sostenibilidad de la actividad pesquera. El perjuicio que causa la sobreexplotación de los recursos pesqueros además de repercutir de forma negativa en el equilibrio del ecosistema marino, con la consiguiente repercusión sobre las poblaciones de reproductores, también incide negativamente en los pescadores los cuales ven mermar sus ingresos e incluso peligrar sus puestos de trabajo. Asimismo, también se ven afectados los consumidores finales por la existencia de una oferta de productos pesqueros insuficiente. En este sentido, Carl-Christian Schmidt, miembro de la División de Pesquerías de la OCDE afirmó que *“los pescadores tienen buenas razones para ser infelices estos días. Sus recursos están menguando, para comenzar, y además, sus precios están siendo forzados a la baja por la competencia de fuentes de alimento más baratas. Las presiones*

medioambientales para no ser demasiados severos con los mares se están intensificando, en particular, para permitir la recuperación de los stocks de peces y determinadas especies que están en peligro de agotamiento. A esto se le une el creciente problema de la contaminación marina e incluso el calentamiento global, y que, realmente, parece no haber fin a la terrible situación de las comunidades de pescadores⁹⁷".

La reforma de la Política Pesquera Común, en vigor desde enero de 2003, establece entre sus objetivos la protección del medio ambiente e implementa unas medidas sociales y económicas en beneficio de los pescadores destinadas a paliar los efectos de las limitaciones generadas por la disminución de las capturas. En el contexto socio-laboral esta reforma favorece la creación de nuevos tipos de empleos en las zonas dependientes de la pesca mediante el fomento de una acuicultura sostenible y la promoción de nuevos mercados. En consecuencia, la Unión Europea debe lograr que la acuicultura sea una actividad viable y autosuficiente desde el punto de vista económico, que genere puestos de trabajo estables, sobretudo en las zonas rurales y costeras en las que existen pocas alternativas de empleo.

En este contexto, el sector pesquero español también ha mostrado una tendencia regresiva en los últimos años. Según datos extraídos de la Contabilidad Nacional, la actividad pesquera y acuícola ha pasado de representar el 0,34% del valor añadido bruto en 1995 al 0,22% en 2002. Esta tendencia negativa también se evidencia a nivel autonómico al observar los datos de la Contabilidad Regional de España y que muestran que el sector pesquero Andaluz pasó de representar el 0,4% del valor añadido bruto en el año 1995 al 0,28% en 2002.

El objetivo principal de este capítulo es analizar la situación en la que se encuentra el sector pesquero y acuícola como consecuencia de los hechos acaecidos en los últimos veinte años y estudiar las repercusiones en el ámbito socio-laboral en aquellas áreas especialmente dependientes. Concretamente, dadas las crecientes restricciones al acceso de caladeros de países terceros, se llevará a cabo un estudio de las repercusiones socio-económicas de la no renovación del acuerdo de pesca entre la Unión Europea y el Reino de Marruecos.

⁹⁷ Schmidt, C. C., (2002), pág. 1.

También se abordarán las medidas especiales implantadas para lograr la reconversión de los pescadores afectados. En este sentido, cabe destacar que aunque la pesca ha constituido desde la antigüedad una fuente importante de alimentos para la humanidad y generadora de renta y empleo para las personas dedicadas a dicha actividad, el trabajo desarrollado en este sector ha sido considerado frecuentemente en muchos países como un empleo de último recurso debido a la escasa capacitación y formación exigida en la mayoría de los casos, lo cual dificulta la reconversión.

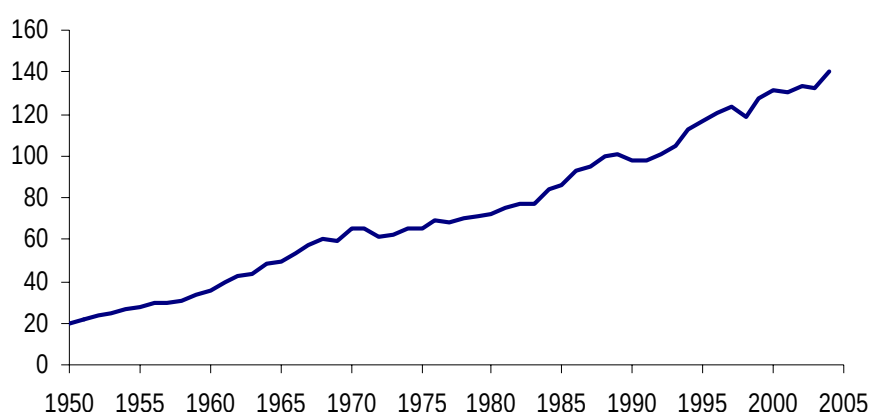
Respecto a la estructura del presente capítulo, en primer lugar se llevará a cabo un análisis acerca de la situación en la que se encuentra el sector pesquero a nivel mundial, europeo y español, prestando una especial atención al ámbito socio-laboral. A continuación se realizará un repaso a la evolución en los últimos años de la actividad pesquera en la Comunidad Autónoma Andaluza la cual se ha visto caracterizada, entre otros aspectos, por un agotamiento progresivo de sus tradicionales caladeros y por la dependencia de la actividad pesquera de convenios con terceros países, siendo relevante la hasta hace poco tiempo importante cooperación en materia de pesca con el Reino de Marruecos, reactivada al menos parcialmente con un reciente acuerdo. En este sentido, se analizará la relevancia de los acuerdos internacionales establecidos con terceros países, prestando una especial atención a la evolución de los acuerdos en materia de pesca con el Reino de Marruecos, ya que ha constituido uno de los más relevantes para la flota andaluza de los firmados con terceros países, tanto por el número de embarcaciones afectadas como por su proximidad al litoral andaluz. Finalmente, se analizarán los motivos que provocaron la no renovación del acuerdo de pesca con Marruecos, así como las medidas de apoyo establecidas en el ámbito europeo, nacional y autonómico para paliar, dentro de lo posible, las consecuencias negativas sobre el colectivo afectado. En este orden de cosas, se analizarán con mayor grado de detalle las poblaciones afectadas y el impacto que estas medidas han tenido con el fin de mitigar, en la medida de lo posible, los perniciosos efectos de la necesaria reestructuración que ha sufrido el sector pesquero andaluz.

5.2. EL ESTADO DE LA PESCA A NIVEL MUNDIAL

Para contextualizar el análisis de los diferentes impactos que en el tejido laboral han tenido las distintas medidas de política económica implementadas en el seno de la política de pesca

comunitaria, se llevará a cabo un breve repaso del estado de la pesca a nivel mundial, europeo y nacional. Ello nos permitirá mostrar la magnitud del problema económico que subyace frente al agotamiento progresivo de los caladeros tradicionales explotados por las potencias pesqueras y el impacto que sobre los mercados está teniendo la aparición de potencias pesqueras emergentes. A todo ello debe sumarse la creciente reticencia de muchos países a la hora de negociar acuerdos de pesca, planteando en muchos casos condiciones no asumibles por muchos países y que ha tenido consecuencias nefastas para el sector. Muchos son los argumentos aportados a favor y en contra del excesivo proteccionismo sobre los recursos pesqueros propios por parte de algunos países ribereños. No obstante, y lo que sin lugar a dudas es una realidad constatable, nos enfrentamos a una crisis sin precedentes y a una reestructuración de la actividad que está teniendo y tendrá graves consecuencias para las poblaciones de pescadores que durante varias décadas han visto en la pesca el único medio de subsistencia.

Figura 21. Producción pesquera mundial (mill. Tm. (1950-2004)



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos suministrados por FAOSTAT

La producción pesquera mundial (considerando pesca extractiva y acuicultura conjuntamente) ha experimentado en los últimos cincuenta años un ritmo de crecimiento considerable. Según datos suministrados por la FAO, dicha producción pesquera ha pasado de un volumen de 19,2 millones de Tm. en el año 1950 a cerca de 140,5 millones de Tm. en el año 2004. La figura 21 muestra cómo dicho crecimiento ha sido constante, no experimentándose repuntes significativos al margen de la tendencia que de manera prácticamente lineal ha mostrado la

producción pesquera mundial. El origen de las 140,5 millones de Tm. de producción pesquera generadas en el año 2004 provenía principalmente de la pesca marítima (74,1%) y en menor volumen de la pesca continental (25,9%). Asimismo, la producción acuícola representaba el 32,4% del total, representando la pesca extractiva el restante 67,6%. La cantidad destinada para el consumo humano en dicho año fue de 105,6 millones de Tm. para una población mundial de 6.378 millones de habitantes, lo que representaba un suministro per cápita de 16,5 kg. De esta manera, el suministro de pescado como alimento por persona experimentaba una variación porcentual del 4,43% en el período que transcurre entre 1998 y 2004. El resto de la producción pesquera no destinada al consumo humano (34,9 millones de Tm.) se dedicaba a la elaboración de productos no destinados directamente a la alimentación, como la elaboración de harina y aceite de pescado.

Tabla 7. Producción pesquera mundial medida en millones de toneladas y su utilización

PRODUCCIÓN	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
CONTINENTAL							
Captura	8,1	8,5	8,7	8,7	8,7	9,0	9,2
Acuicultura	18,5	20,2	21,3	22,5	23,9	25,2	27,2
Continental total	26,6	28,7	30,0	31,2	32,6	34,2	36,4
MARINA							
Captura	79,6	85,2	86,8	84,2	84,5	81,5	85,8
Acuicultura	12,0	13,3	14,2	15,2	15,9	17,1	18,3
Marina total	91,6	98,5	101,0	99,4	100,4	98,6	104,1
Captura total	87,7	93,8	95,5	92,9	93,2	90,2	95,0
Acuicultura total	30,6	33,4	35,5	37,8	39,8	42,3	45,5
Total de la pesca mundial	118,2	127,2	131,0	130,7	133,0	132,5	140,5
Utilización como consumo humano	93,6	95,4	96,8	99,5	100,7	102,7	105,6
Usos no alimentarios	24,6	31,8	34,2	31,1	32,2	29,8	34,9
Población (miles de millones)	5,9	6,0	6,1	6,1	6,2	6,3	6,4
Suministro por persona (kg)	15,8	15,9	15,9	16,2	16,2	16,3	16,5

Fuente: "El Estado mundial de la pesca y la acuicultura 2004" y Estadística de pesca, Departamento de Pesca de la FAO

La producción pesquera mundial correspondiente a las capturas marinas alcanzó un volumen de 85,8 millones de Tm. en el año 2004, lo que supone un decremento de la producción respecto al año 2000 del 1,15% y un incremento respecto al año 2001 del 1,9%. La principal área de pesca mundial es la del Pacífico noroeste que generó un volumen de producción de 21,6 millones de Tm. en 2004; le siguen en importancia las áreas del Pacífico sudeste (15,4 millones de Tm.), Pacífico

centro-oeste (11 millones de Tm.) y Atlántico nordeste (10 millones de Tm.). Respecto a la pesca continental, excluyendo la acuicultura, su producción permaneció estable durante el período que transcurre del año 2000 al 2002, alrededor de las 8,7 millones de Tm⁹⁸. Los principales productores pesqueros mundiales son China y Perú, ocupando la Unión Europea (UE-25) el tercer lugar con 7,3 millones de Tm. Tan sólo China genera cerca del 38% de la producción pesquera total y el 34% del total en el caso de que únicamente se tengan en cuenta la producción de peces, crustáceos y moluscos, ya que las plantas acuáticas suponen el 19% de su producción total.

Tabla 8. Producción pesquera en Tm. para los principales países productores mundiales. Año 2004

	Peces, Crustáceos, Moluscos			Plantas Acuáticas		
	Captura	Acuicultura	Total	Captura	Acuicultura	Total
China	16.892.793	30.614.968	47.507.761	378.570	10.714.610	11.093.180
Perú	9.613.180	22.199	9.635.379	7.418	-	7.418
Estados Unidos	4.959.826	606.549	5.566.375	35.339	-	35.339
Chile	4.935.376	674.979	5.610.355	390.577	19.714	410.291
Indonesia	4.811.320	1.045.051	5.856.371	70.440	410.570	481.010
Japón	4.401.341	776.421	5.177.762	113.836	484.389	598.225
India	3.615.724	2.472.335	6.088.059	-	-	-
Federación Rusa	2.941.533	109.802	3.051.335	58.024	216	58.240
Tailandia	2.845.088	1.172.866	4.017.954	-	-	-
Noruega	2.522.225	637.993	3.160.218	148.322	-	148.322
Total Mundial	95.006.808	45.468.356	140.475.164	1.432.612	13.927.067	15.359.679

Fuente: Elaboración propia, a partir de las estadísticas de pesca del Departamento de Pesca de la FAO

Sin embargo, debido al gran volumen de producción pesquera generada por China y teniendo en cuenta que es el país más poblado, en muchos estudios se suelen comparar los datos de la producción pesquera mundial incluyendo China y sin su inclusión. La tabla 9 muestra la producción pesquera mundial y su utilización una vez excluidos los datos de China. En este caso, la producción generada por la acuicultura representa el 14% del total y la debida a las capturas el 86% restante. De las 88,7 millones de Tm. de producción pesquera provienen de la pesca continental el 15% y de la pesca marítima el 85%.

⁹⁸ Según la FAO, cabe resaltar que las cifras de capturas continentales ofrecidas deben considerarse como indicativas debido a que en muchos países no se declaran en las estadísticas nacionales las capturas continentales realizadas por las principales usuarias del recurso como son las comunidades rurales.

Tabla 9. Producción pesquera mundial y su utilización, excluida China

PRODUCCIÓN	1998	1999	2000	2001	2002
CONTINENTAL					
Captura	5,8	6,2	6,5	6,5	6,5
Acuicultura	5,3	6,0	6,1	6,6	6,9
Continental total	11,1	12,2	12,6	13,1	13,4
MARINA					
Captura	64,7	70,3	72,0	69,8	70,1
Acuicultura	4,4	4,7	4,8	5,1	5,1
Marina total	69,1	75,0	76,8	74,9	75,2
Captura total	70,4	76,5	78,5	76,3	76,6
Acuicultura total	9,8	10,7	10,9	11,7	12,0
Total de la pesca mundial	80,2	87,2	89,4	88,1	88,7
Uso para consumo humano	62,3	62,9	63,7	65,6	65,5
Usos no alimentarios	17,9	24,3	25,7	22,5	23,2
Población (miles de millones)	4,7	4,7	4,8	4,9	5,0
Suministro por persona (kg)	13,3	13,2	13,2	13,4	13,2

Fuente: "El Estado mundial de la pesca y la acuicultura 2004", Departamento de Pesca de la FAO

De la producción pesquera total se destinaron al consumo humano 65,5 millones de Tm. para una población 5.000 millones de habitantes, siendo en este caso el suministro de pescado por persona de 13,2 kg en el año 2002. Este suministro, aunque es menor con la exclusión de China que con su inclusión, se ha mantenido estable desde 1998 hasta el 2002⁹⁹.

En cuanto a la acuicultura, la tabla 10 muestra la evolución de la producción acuícola para los principales productores en diversos años, así como la variación porcentual en el período que abarca de 1950 a 2004. En el primer puesto se encuentra China con el 70% de la producción acuícola mundial para el año 2004, seguida por la India (4,2%), Filipinas (2,9%), Indonesia (2,5%) y Japón (2,1%)¹⁰⁰.

⁹⁹ Las distintas publicaciones de la FAO sobre el estado mundial de la pesca y la acuicultura señalan que debido a la importancia de China tanto en volumen de producción pesquera como en población y a la incertidumbre de las estadísticas de producción, se debería tratar a este país por separado del resto del mundo.

¹⁰⁰ La producción acuícola mundial en el año 2004 fue de 59.395.423 Tm.

Tabla 10. Producción acuícola (Tm.) de los principales productores para diferentes años

Otros productores	1950	1970	1990	2000	2002	2004
China	75.961	1.294.180	7.952.632	32.444.211	36.576.341	41.329.608
India	17.910	121.671	1.017.136	1.942.204	2.187.189	2.472.335
Filipinas	25.649	101.651	671.116	1.100.902	1.338.394	1.717.028
Indonesia	41.866	108.706	599.824	993.727	1.137.151	1.468.612
Japón	72.407	597.310	1.369.680	1.291.705	1.384.666	1.260.810
Tailandia	24.078	80.876	291.719	738.155	954.567	1.172.866
Corea del Sur	2.400	124.058	788.565	667.883	794.340	952.856
Bangladesh	37.855	64.716	192.592	657.120	786.604	914.752
Noruega	0	480	150.583	491.329	550.209	637.993
Estados Unidos	61.883	168.681	315.448	456.045	497.346	606.549
Corea del Norte	661	71.743	900.000	467.700	507.995	507.995

Fuente: Elaboración propia, a partir de Eurostat

Respecto a la contribución de los principales productores acuícolas mundiales, y utilizando datos para el año 2004, debe destacarse que China, a pesar de representar el 70% de la producción acuícola en peso, tan sólo representa el 51,2% en valor, mientras que Japón, que en peso representa tan sólo el 2,1% asume un porcentaje del 6% en valor. En el caso de la India, los porcentajes en peso y valor se mantienen relativamente estables en un 4,2%. La tabla 11 ilustra estos argumentos, mostrando el valor de la producción acuícola, expresado en miles de Euros, para los principales países productores¹⁰¹. Debe indicarse el escaso peso que la producción acuícola europea representa respecto al total, no apareciendo ninguno de los países de la Unión Europea entre los 10 principales productores.

Tabla 11. Producción acuícola (en miles de euros) por países. Principales productores. Año 2004

Países	Valor	Países	Valor
China	28.939.025	Bangladesh	1.095.892
Japón	3.410.097	Corea del Sur	974.147
India	2.360.703	Estados Unidos	729.161
Indonesia	1.738.765	Filipinas	638.887
Tailandia	1.275.525	Corea del Norte	243.277

Fuente: Elaboración propia, a partir de Eurostat

Respecto al número de pescadores y piscicultores en todo el mundo, éste ha experimentado

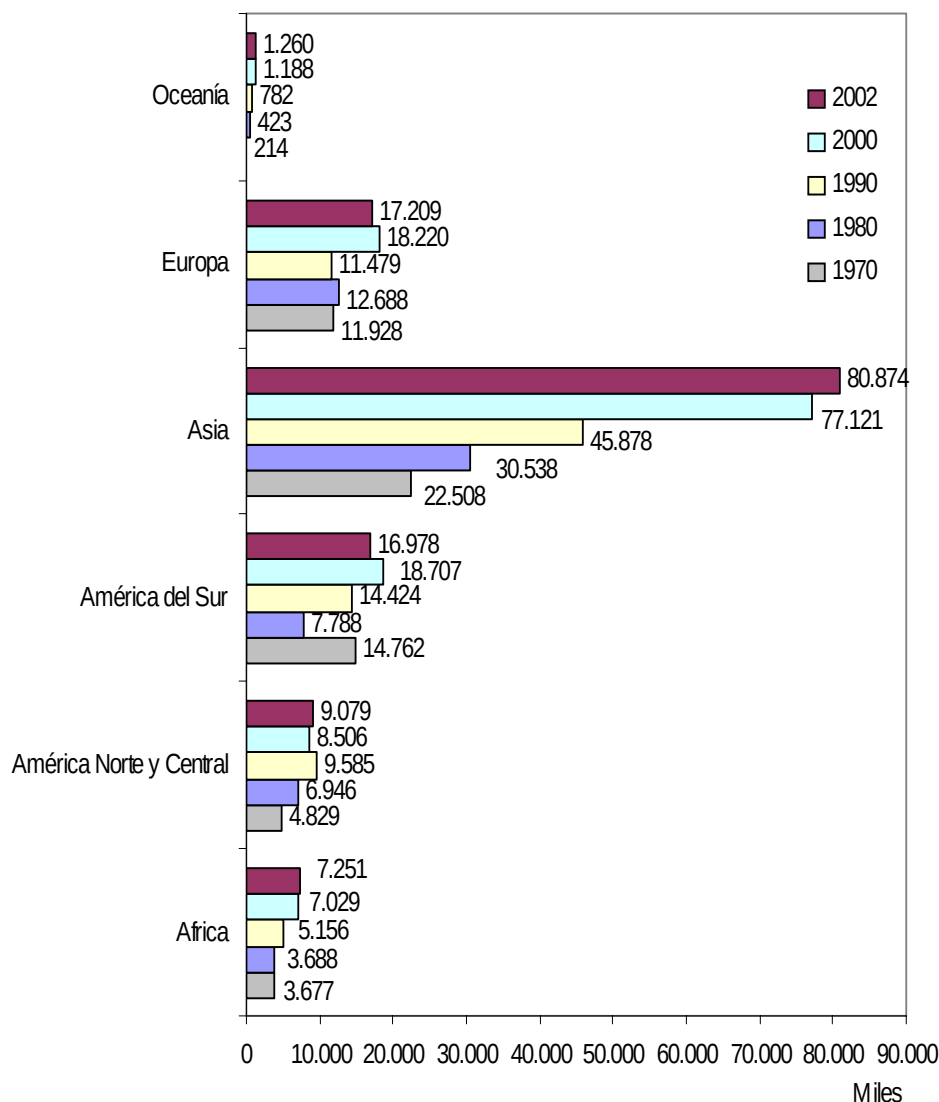
¹⁰¹ El valor de la producción acuícola mundial medido en miles de euros para el año 2004 fue de 56.517.786.

un incremento del 191,4% durante el período que transcurre entre el año 1970 (12.285 miles de pescadores y piscicultores) y el 2002 (35.797 miles). La década en la que se ha producido un mayor crecimiento ha sido la de los años ochenta, en la que se ha pasado de 17.037 miles de pescadores y piscicultores en 1980 a 27.835 en el año 1990, representando este incremento una variación del 63,4%.

Según cifras suministradas por la FAO, el reparto aproximado de los puestos de trabajo generados por la pesca marina y continental es del 75% en el sector pesquero y el 25% restante en la acuicultura. La FAO también incide en que en la pesca marina y continental es frecuente una ocupación a jornada parcial debida tanto a la regulación existente en la actividad pesquera en la que mediante ciertas medidas se limitan o prohíben las capturas de ciertas pesquerías durante determinados períodos de tiempo, así como por la disponibilidad estacional de los recursos pesqueros, entre otras causas. En definitiva, los datos de empleo en el sector pesquero a nivel mundial suministrados por la FAO deben tomarse con cierta cautela, ya que resulta complicado establecer en la práctica el cómputo real del número de trabajadores a tiempo completo, dada la temporalidad y precariedad del empleo en la pesca en muchos países.

Las figuras 22 y 23 muestran la producción pesquera total y el número de pescadores y piscicultores por continentes para los años 1970, 1980, 1990, 2000 y 2002. En ellas se observa que en consonancia con el incremento de la producción pesquera, el número de pescadores y piscicultores en el sector de la pesca y de la acuicultura ha crecido en muchos países. Las cifras más elevadas tanto en volumen de producción pesquera total como en número de empleo generado para el año 2002 se registran en Asia con el 61% de la producción total mundial y el 86,8% de los pescadores y piscicultores; a continuación le siguen Europa (13% de la producción total mundial), América del Sur (12,8%), América del Norte y Central (6,8%), África (5,5%) y Oceanía (0,9%), y en número de pescadores y piscicultores África (6,9%); Europa, América del Sur y América del Norte y Central con alrededor del 2% cada uno, y en último lugar Oceanía con el 0,2%. Estos porcentajes muestran la diferente participación de la población en el sector pesquero y acuícola y la predominancia relativa de la actividad pesquera con uso intensivo de mano de obra en algunos continentes como África y Asia.

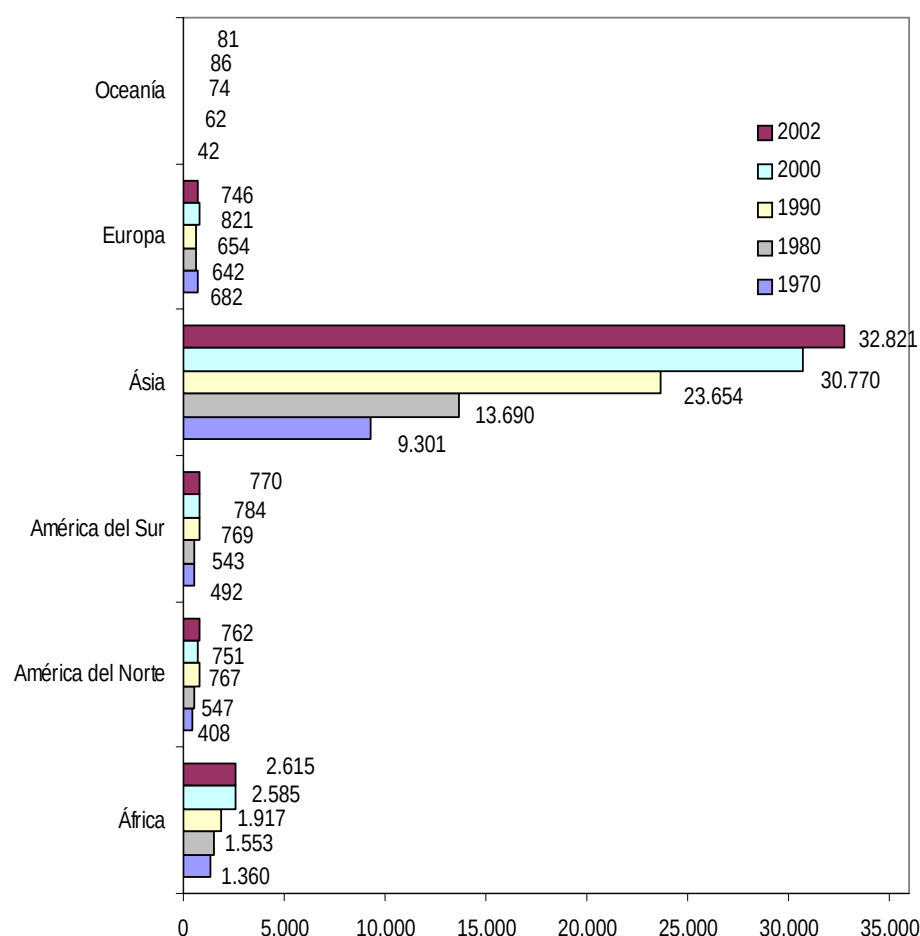
Figura 22. Producción pesquera total por continentes para los años 1970,1980, 1990, 2000 y 2002



Fuente: Elaboración propia, a partir de los datos de FAOSTAT

El número de personas dedicadas a la pesca y la acuicultura está disminuyendo en las economías de uso intensivo en capital, sobre todo en la mayoría de los países europeos y Japón. De hecho, Noruega ha experimentado una reducción en los tres últimos decenios cercana al 50%, mientras que la disminución sufrida por Japón ha sido del 53% y la de España del 55%.

Figura 23. Pescadores y piscicultores en el mundo por continentes.



Fuente: Elaboración propia a partir de las publicaciones sobre el Estado mundial de la pesca y la acuicultura 2002 y 2004, Departamento de Pesca de la FAO

Entre los factores que han provocado en los últimos años el drástico descenso en el número de ocupados en el sector pesquero se deben citar, entre otros, el agotamiento paulatino de los recursos pesqueros, la industrialización de los procesos de producción, la competencia en los mercados de producciones de países subdesarrollados y la creciente importancia de la producción acuícola, así como otros factores que están incidiendo negativamente en la rentabilidad de las explotaciones pesqueras, entre los que destaca la crisis en la producción mundial de hidrocarburos, con el consiguiente incremento sostenidos en el precio del petróleo y que está amenazando seriamente la continuidad del sector pesquero.

Frente a la debilidad manifiesta del sector pesquero extractivo a la hora de generar empleo,

cabe destacar que la acuicultura ofrece cada vez más oportunidades de empleo con un comportamiento dinámico en los últimos años. La siguiente tabla muestra cómo en los últimos tres años (2000- 2002) el número de piscicultores se ha incrementado un 11,24% y el número de pescadores un 3,73%.

Tabla 12. Pescadores (PE) y piscicultores (AC) en determinados países

País	Actividad	1970	1980	1990	1995	2000	2001	2002
Mundo	PE+AC	12.284.678	17.036.307	27.835.441	33.314.345	35.796.679	36.534.194	37.795.203
	PE	...	...	...	...	26.974	27.494	27.980
	AC	...	...	...	...	8.823	9.040	9.815
China	PE+AC	2.300.000	2.950.344	9.092.926	11.428.655	12.233.128	12.944.046	12.337.732
	PE	...	...	7.352.827	8.759.162	8.510.779	9.097.276	8.377.036
	AC	...	...	1.740.099	2.669.493	3.722.349	3.846.770	3.960.696
Indonesia	PE+AC	841.627	2.231.515	3.617.586	4.568.059	5.247.620	5.477.420	5.662.944
	PE	...	...	1.995.290	2.463.237	3.104.861	3.286.500	3.392.780
	AC	...	...	1.622.296	2.104.822	2.142.759	2.190.920	2.270.164
Japón	PE+AC	549.400	457.400	370.600	301.440	260.200	252.320	243.320
Perú	PE+AC	49.824	49.503	43.750	62.930	66.361	66.382	66.502
Noruega	PE+AC	43.018	34.789	27.518	28.269	23.729	22.637	22.105
	PE	...	...	27.518	23.653	20.098	18.955	18.648
	AC	...	...	...	4.616	3.631	3.682	3.457
Islandia	PE	4.895	5.946	6.951	7.000	6.100	6.000	6.000

Fuente: El Estado mundial de la pesca y la acuicultura 2002 y 2004, Departamento de pesca de la FAO

Además, también es importante tener presente que según la información proporcionada por la FAO, la edad media de la fuerza de trabajo en la pesca está aumentando en la mayoría de las economías desarrolladas debido principalmente a que tal y como se encuentra el sector la profesión resulta cada vez menos atractiva para los jóvenes.

Para concluir, cabe destacar que el estancamiento paulatino de la producción pesquera proveniente de las capturas marinas, como consecuencia del agotamiento progresivo de los caladeros tradicionales, hace de la acuicultura una alternativa a la satisfacción de una demanda mundial de productos pesqueros creciente.

5.3. EL ÁMBITO SOCIO-LABORAL DE LA POLÍTICA PESQUERA COMUNITARIA

Una vez realizado un breve repaso del estado de la pesca a nivel mundial, a continuación, se analizará la situación pesquera en el ámbito de la Unión Europea, así como las medidas tomadas por sus Estados Miembros a través de la Política Pesquera Comunitaria para conseguir sus objetivos fundamentales entre los que se encuentran el progreso económico y social y la mejora constante de las condiciones de vida y de trabajo, entre otros¹⁰².

El escaso interés inicial manifestado por parte de los países fundadores de la Comunidad Europea (Francia, Bélgica, Luxemburgo, Países Bajos, Italia y República Federal de Alemania,) por establecer una verdadera Política Pesquera Común (PPC) estaba justificado por la pequeña importancia del sector pesquero tanto desde el punto de vista de su aportación al PIB como al empleo. De hecho, la PPC surge de la mano de la Política Agraria Común, con la que comparte en sus orígenes un mismo texto jurídico. El Tratado constitutivo de la Comunidad Europea, firmado en Roma el 25 de marzo de 1957, establece en su artículo 32.1. referente a la agricultura que *“el mercado común abarcará la agricultura y el comercio de los productos agrícolas”*, entendiendo por productos agrícolas *“los productos de la tierra, de la ganadería y de la pesca, así como los productos de primera transformación directamente relacionados con aquéllos”*. Con la denominación de “productos de la pesca”, a los que se aplicaban los artículos del 33 al 38, ambos inclusive, se pretendía cubrir el amplio abanico de productos pesqueros, considerando especialmente los peces, crustáceos y moluscos.

Así, la política pesquera quedaba incluida desde el principio dentro de la política agraria, con unos objetivos generales, recogidos en el artículo 33, de *“incrementar la productividad, fomentando el progreso técnico, asegurando el desarrollo racional de la producción, así como el empleo óptimo de los factores de producción, en particular, de la mano de obra; garantizar un nivel de vida equitativo a la población del sector; estabilizar los mercados; garantizar la seguridad de los abastecimientos y asegurar al consumidor suministros a precios razonables”*. En lo que respecta al ámbito laboral, se

¹⁰² Objetivos establecidos en el Tratado de Roma, por el que se crea en 1957 la Comunidad Económica Europea (CEE).

establecen por primera vez como objetivos programáticos la utilización óptima de la mano de obra y el establecimiento de medidas que aseguren un nivel de vida equitativo a las personas vinculadas al sector.

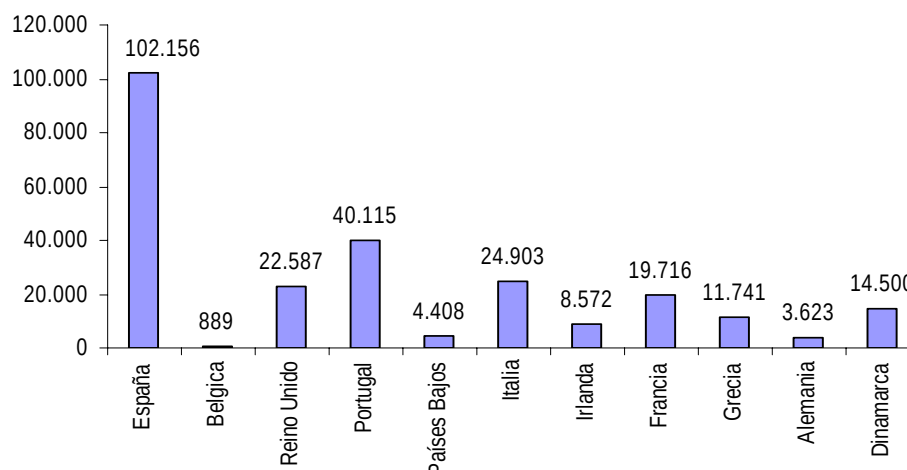
No obstante, dichos objetivos, por otra parte tan amplios, necesitaban unos instrumentos que permitiesen su logro. La Política Agraria Común entró en funcionamiento, de forma efectiva, en 1962, año en el que se estableció el primer sistema de precios comunes para un paquete de determinados productos. Por su parte, en el sector pesquero esto no ocurre hasta 1970, con la promulgación del Reglamento (CEE) nº 2141/70 relativo al establecimiento de una política común de estructuras en el sector de la pesca y el Reglamento (CEE) nº 2142/70 relativo a la Organización Común de Mercado (OCM) en el sector de los productos de la pesca. Estos Reglamentos se elaboraron con el propósito de prevenir los posibles problemas que pudieran suceder ante la inminente adhesión a la Comunidad de otras potencias pesqueras como el Reino Unido, Irlanda y Dinamarca; que se incorporan en enero de 1973.

Posteriormente se incorporaron Grecia en 1981 y España y Portugal en 1986. Cabe señalar que en el momento de las negociaciones de adhesión, el sector pesquero español era considerado como de gran importancia en el conjunto de la economía española y poseía un peso significativo en el conjunto de la pesca mundial. La figura 24 muestra la importancia del número de pescadores en España respecto al resto de países comunitarios en 1983¹⁰³. Para dicho año España y Portugal poseían en conjunto el 56,19% del empleo total, seguidos de Italia, Gran Bretaña y Francia¹⁰⁴.

¹⁰³ El dato de Dinamarca viene referido al año 1982 y el de Italia al año 1980.

¹⁰⁴ Los datos representan el número de personas que trabajan en la pesca comercial y de subsistencia, operando en las aguas internas, salobres y marinas, y en la producción de acuicultura.

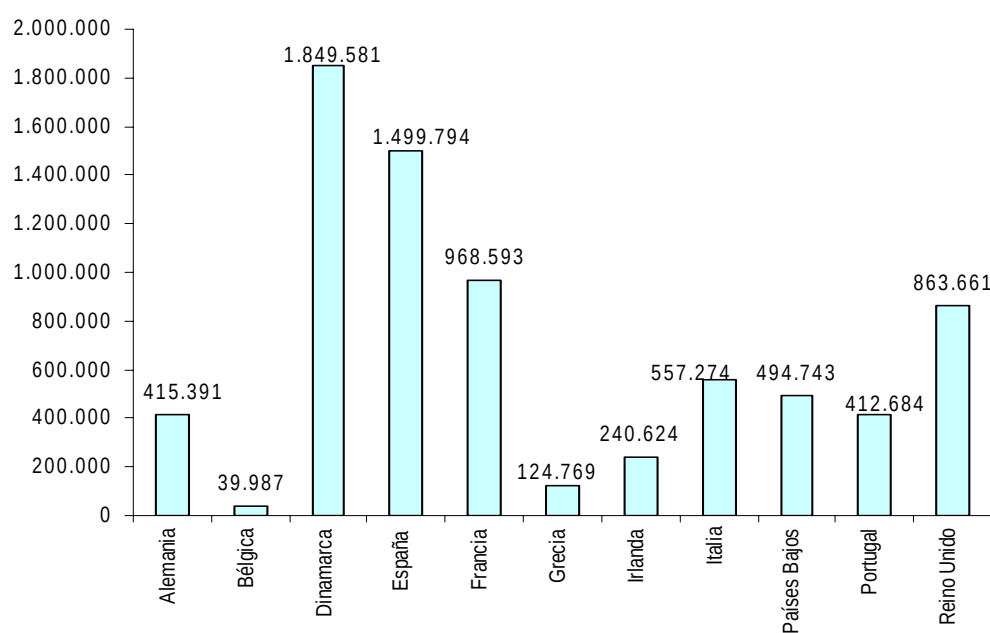
Figura 24. Número de pescadores en España, Portugal y resto de países comunitarios. Año 1983



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos suministrados por Eurostat

La misma relevancia se observa también en cuanto al volumen de producción, medida en Tm. A pesar de que Dinamarca supera a España en producción pesquera, cabe destacar que gran parte de la producción estaba destinada a la elaboración de harina y aceite de pescado.

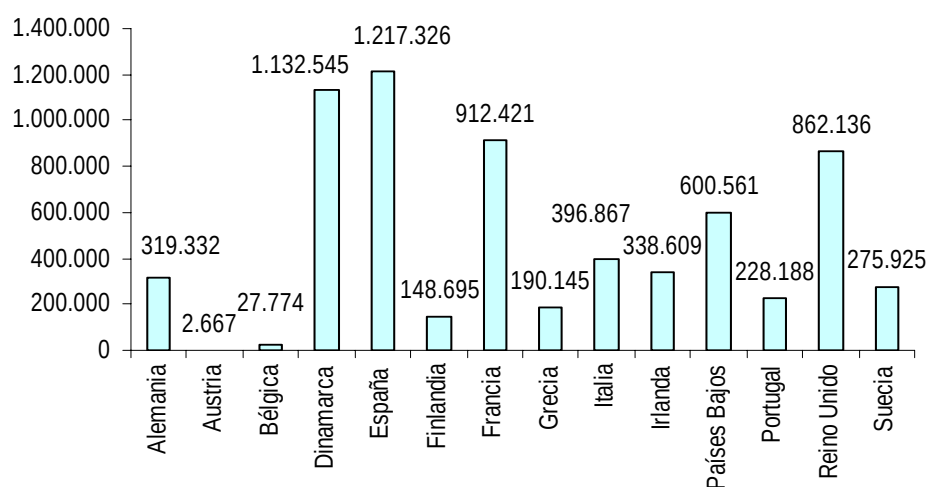
Figura 25. Volumen de producción pesquera (Tm.) en los países comunitarios. Año 1986



Fuente: Elaboración propia a partir de datos suministrados por Eurostat

En la actualidad, después de la ampliación del 1 de mayo de 2004 la Unión Europea cuenta con veinte Estados costeros, entre los que se encuentran Bélgica, Dinamarca, Alemania, Estonia, Grecia, España, Francia, Irlanda, Chipre, Italia, Letonia, Lituania, Malta, Países Bajos, Polonia, Portugal, Eslovenia, Suecia, Finlandia y Reino Unido. De hecho, posee unos 68.000 kilómetros de longitud total de costas y siete capitales de sus Estados están situadas junto al mar (Atenas, La Valletta, Lisboa, Dublín, Copenhague, Estocolmo y Helsinki). Con dicha ampliación, las aguas comunitarias pasaron a ocupar una parte muy significativa del Mar Mediterráneo y del Mar Báltico. Mientras tanto, durante los últimos cincuenta años se ha duplicado el número de personas que habitan en las zonas litorales de la Unión Europea, ascendiendo a 70 millones que representan el 16% de la población total de la UE-25. Ello ha provocado un incremento notable en el consumo de productos de la pesca, siendo notorias las necesidades de estos productos en un mercado cada vez más abierto y competitivo.

Figura 26. Volumen de producción pesquera y acuícola (Tm.) por Estado miembro en la UE-15. Año 2004



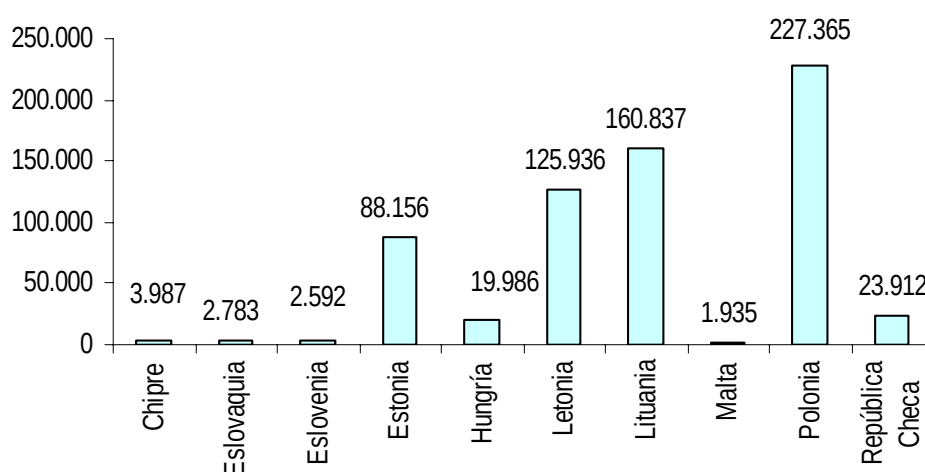
Fuente: Elaboración propia a partir de datos suministrados por EUROSTAT

En el año 2004, la UE-25 produjo unas 7,3 millones de Tm de productos pesqueros, un 20% menos que en 1995, año en el que la producción alcanzó una cifra de 9,2 millones de toneladas. Entre los Estados Miembros con un mayor volumen de producción destacan España (1,22), Dinamarca (1,13 millones de Tm), Francia (0,91) y Reino Unido (0,86). De este modo, estos cuatro

Estados representaban en conjunto aproximadamente el 56% de la producción total de la UE-25 en el año 2004. En las figuras 26 y 27 se muestra el volumen de producción pesquera para el año 2004 de los Estados Miembros pertenecientes a la Unión Europea antes y después de la ampliación del 1 de mayo de 2004. Como ya se dijo con anterioridad, los mayores volúmenes de producción pesquera lo poseen Dinamarca, España, Francia y Reino Unido.

Cabe señalar que en el momento de la ampliación la pesca se encontraba en un momento de reforma de la Política Pesquera Común debido, entre otros motivos, al alarmante estado de numerosas poblaciones de peces, al encontrarse los niveles de biomasa reproductora fuera de los límites de seguridad. Según la FAO, las poblaciones de peces de las distintas pesquerías comerciales se pueden clasificar en función del grado de explotación en poblaciones infraexplotadas, moderadamente explotadas, plenamente explotadas, sobreexplotadas, agotadas y en recuperación. La clasificación anterior se basa en la comparación de los niveles de biomasa y esfuerzo pesquero efectivos de cada población con los niveles de biomasa y esfuerzo pesquero correspondientes al nivel de Rendimiento Máximo Sostenible (RMS).

Figura 27. Volumen de producción pesquera y acuícola (Tm.) por Estado miembro para los países incorporados a la UE-25. Año 2004



Fuente: Elaboración propia a partir de datos suministrados por EUROSTAT

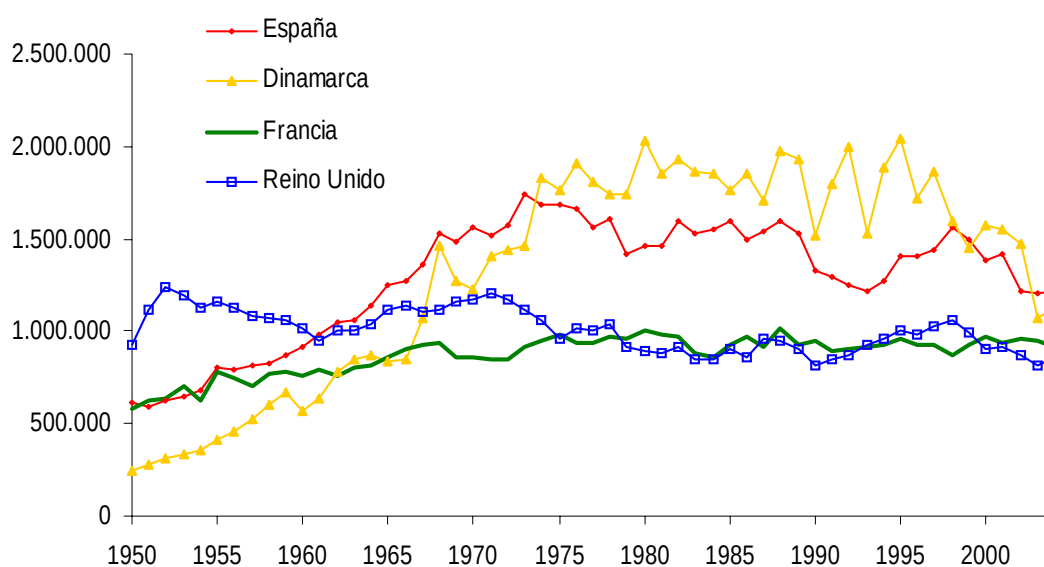
L a

siguiente figura muestra la evolución de la producción pesquera para los Estados Miembros con un mayor volumen de producción el período 1950-2004. En ella se observa cómo la producción crece,

de manera general, hasta mediados de los años setenta, a partir del cual la producción se mantiene más o menos estable, e incluso decrece. Países como Reino Unido y Francia han acusado menos esta disminución, ya que a lo largo del período considerado han mostrado un comportamiento más estable. Sin embargo, el caso español y danés muestra la dramática ralentización del ritmo de crecimiento observado a partir de los años anteriores a la década de los ochenta.

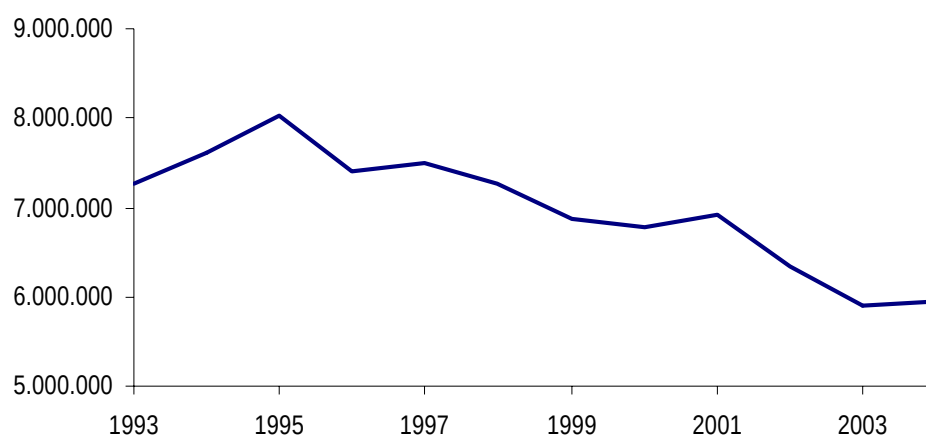
En cuanto a las capturas, éstas representan el 81% de la producción pesquera de la UE-25 en el año 2004. La zona donde se realizaron un mayor volumen de capturas fue la zona del Atlántico noroeste con el 72% del total de la producción de la UE-25 (4,29 millones de Tm). Por su parte, la

Figura 28. Producción pesquera (Tm) para los principales productores de la UE-25 (1950-2004)



zona Atlántico centro-oriental alcanzó el 10% y la zona del Mediterráneo el 8% del total. De hecho, el volumen de capturas totales de la UE-25 ha pasado de 7,27 millones de toneladas en el año 1993 a 5,94 millones de toneladas en 2004, esta variación supone una disminución en tan sólo una década del 18%.

Figura 29. Capturas en la UE-25 (Tm.). Período 1993-2004



Fuente: Elaboración propia a partir de datos suministrados por EUROSTAT

Como se puede evidenciar en la tabla 13, las capturas totales en la mayoría de los Estados de la Unión Europea están experimentando un notable descenso como consecuencia de la necesaria reestructuración del sector ante el notable agotamiento de los recursos pesqueros propios, la crisis de rentabilidad que atraviesan las empresas pesqueras y las crecientes restricciones al acceso de recursos de países terceros.

Respecto a la flota pesquera, se observa un descenso generalizado en el número de embarcaciones que componen la flota pesquera comunitaria, el cual trata de equilibrar en cierta medida, el desajuste existente entre las flotas y los recursos pesqueros y evitar, por tanto, que la presión ejercida por dichas unidades no supere la capacidad de pesca disponible. Los nuevos adelantos tecnológicos, como los sistemas de posicionamiento geográfico (GPS), el radar, ecosondas, y la existencia de embarcaciones más potentes incrementan constantemente la capacidad de las embarcaciones para explotar más intensamente un mayor volumen de recursos vivos, lo cual puede agravar el problema de la sobreexplotación. A todo ello debe sumarse el incumplimiento generalizado de cuotas de pesca y el escaso celo en el cumplimiento de las reglamentaciones pesqueras. Ante todo ello, y teniendo en cuenta las recomendaciones de la Comisión Europea, el sector comienza a sufrir los necesarios recortes en la actividad que en muchos casos superarán el 50% de la flota.

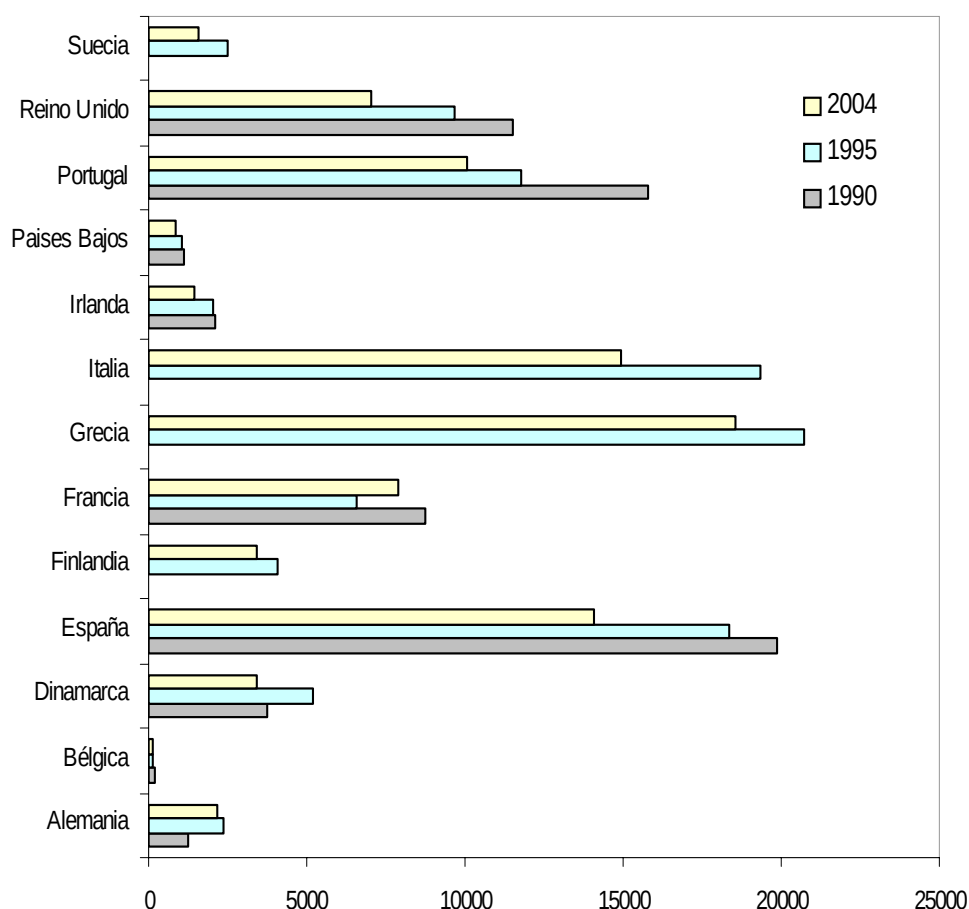
Tabla 13. Capturas totales (Tm) en los Estados Miembros de la UE-25 para los años 1950, 1970, 1990 y 2004

Estados Miembros	1950	1970	1980	1990	2004
Alemania	587.300	916.154	534.540	326.316	262.099
Austria	950	2.330	1.100	533	400
Bélgica	58.400	53.000	45.619	41.470	26.574
Chipre	500	1.363	1.308	2.584	1.562
Dinamarca	242.300	1.217.186	2.010.618	1.475.716	1.090.293
Eslovaquia	:	:	:	:	1.603
Eslovenia	:	:	:	:	1.023
España	613.503	1.405.966	1.261.842	1.126.318	854.145
Estonia	:	:	:	131.178	87.904
Finlandia	34.200	80.700	149.492	123.024	135.874
Francia	478.456	749.873	795.663	689.662	668.514
Grecia	52.000	85.029	105.651	132.381	93.077
Hungría	2.950	6.500	11.163	16.234	7.242
Irlanda	16.100	75.200	149.283	215.485	280.250
Italia	187.395	387.117	427.686	371.873	279.081
Letonia	:	:	:	162.827	125.391
Lituania	:	:	:	137.598	155.246
Malta	1.000	1.212	1.078	787	1.067
Países Bajos	201.200	214.700	340.425	404.816	521.636
Polonia	78.500	459.628	630.783	448.292	192.107
Portugal	317.384	477.581	269.851	324.776	221.488
Reino Unido	931.800	1.172.523	893.120	766.904	654.933
República Checa	:	:	:	:	4.528
Suecia	175.000	285.669	232.733	250.985	269.936

Fuente: Elaboración propia, a partir de Eurostat

La flota pesquera en la UE-15 ha pasado de 103.633 buques en el año 1995 a 85.480 buques en 2004, representando una disminución en la flota pesquera del 17% en un período de nueve años. Los Estados Miembros de la UE-15 que poseían en el año 2004 una flota pesquera compuesta por un mayor número de buques eran Grecia (18.545 buques), Italia (14.909), España (14.057) y Portugal (10.068), los cuales representaban en conjunto el 67% del número total de buques de pesca de la UE-15.

Figura 30. Flota pesquera por Estado miembro de la UE-15 para los años 1990, 1995 y 2004



Fuente: Elaboración propia, a partir de Eurostat

En relación a la acuicultura, ésta desempeña un papel importante a la hora de paliar el problema del agotamiento de los recursos pesqueros, debido a que es una actividad que se encuentra en plena expansión, que ofrece importantes perspectivas de creación de empleo y además responde a una demanda real de los consumidores. Entre sus objetivos deben encontrarse la calidad y seguridad alimentaria para el consumidor, la creación de puestos de trabajo estables y la conservación del medio ambiente. Como bien señala la Comisión Europea *“la acuicultura no está destinada a sustituir a la pesca, sino a satisfacer las nuevas demandas del mercado. Su evolución se debe basar en el cumplimiento de los requisitos de calidad, diversidad y respeto al medio ambiente. Si se cumple esta condición, la acuicultura constituirá una aportación positiva, tanto para el sector y las regiones donde se pone en práctica, como para el conjunto de consumidores*

européos¹⁰⁵”

Afortunadamente, el incremento de la producción de productos pesqueros a través de la acuicultura ha compensado, en parte, la disminución experimentada de las capturas en el mar. En el año 2004 el volumen de producción acuícola de la UE-25 se cifraba en 1,37 millones de Tm, representando esta cantidad el 18,76% de la producción total de la Unión Europea. En los últimos años, se ha producido un incremento relevante en la producción acuícola, pasando de suponer el 11,78% de la producción pesquera total en 1993 al 18,76% en 2004.

Tabla 14. Producción pesquera total, Capturas y Producción acuícola (Tm.) y porcentaje de la producción acuícola respecto a la producción pesquera en la UE-25 para el período 1993-2002

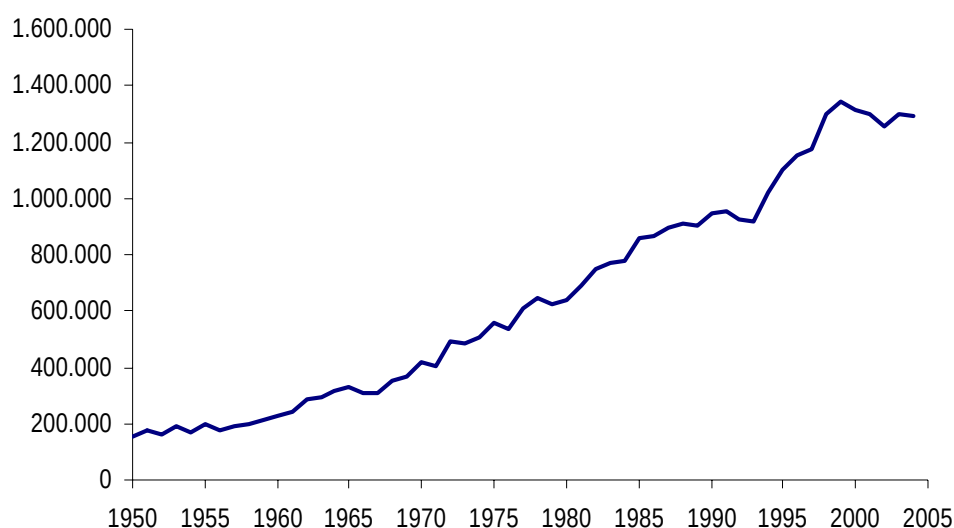
Año	Producción pesquera	Capturas	Producción Acuícola	Acuicultura (%)
1993	8.235.842	7.265.675	970.167	11,78
1994	8.681.335	7.603.049	1.078.286	12,42
1995	9.193.489	8.034.291	1.159.198	12,61
1996	8.620.618	7.408.883	1.211.735	14,06
1997	8.742.718	7.505.080	1.237.638	14,16
1998	8.621.444	7.257.367	1.364.077	15,82
1999	8.276.819	6.861.859	1.414.960	17,10
2000	8.168.181	6.779.811	1.388.370	17,00
2001	8.296.463	6.921.210	1.375.253	16,58
2002	7.676.123	6.347.590	1.328.533	17,31
2003	7.287.240	5.913.034	1.374.206	18,86
2004	7.310.682	5.938.869	1.371.813	18,76

Fuente: Elaboración propia, a partir de Eurostat

Para ilustrar el crecimiento de la producción acuícola en la Unión Europea, en la siguiente figura se muestra el comportamiento del volumen de producción acuícola en la UE-15 para el período comprendido entre 1950 y 2004, ambos inclusive. En estos cinco decenios la producción acuícola ha experimentado una variación porcentual abrumadora del 746,72%. Aunque este último dato debe tomarse con cautela, ya que para los primeros años del período considerado la fiabilidad de los datos es cuestionable, sí resulta una realidad constatable el crecimiento exponencial que muestra la producción acuícola, a pesar del breve retroceso que muestra el dato de 2002.

¹⁰⁵ “La Pesca europea” nº 24 Diciembre 2004, pág.3..

Figura 31. Producción acuícola de la UE-15 (Tm.) para el período 1950-2004



Fuente: EUROSTAT

N o

obstante, la importancia de la acuicultura no es homogénea en toda la UE. En algunos Estados Miembros la acuicultura representa una parte importante de su producción total, ya que el volumen de los productos pesqueros procedentes de la acuicultura supera al volumen de capturas desembarcadas. Entre dichos Estados nos encontramos en el año 2004 Austria (Acuicultura 2.267 Tm y Capturas 400 Tm), Chipre (Acuicultura 2.425 Tm y Capturas 1.562 Tm), Eslovenia (Acuicultura 1.569 Tm y Capturas 1.023), Grecia (Acuicultura 97.068 Tm y Capturas 7.242 Tm), Hungría (Acuicultura 12.744 Tm y Capturas 7.242 Tm) y República Checa (Acuicultura 19.384 Tm y Capturas 4.528 Tm).

De los veinticinco Estados los que presentaron un mayor volumen de producción acuícola en el año 2004 fueron España (363.181 Tm), Francia (243.907 Tm), Reino Unido (207.203 Tm) e Italia (117.786 Tm). Estos cuatro Estados generan conjuntamente el 67,20% de la producción acuícola total de la UE-25 para el año 2004.

Tabla 15. Producción acuícola (Tm) en los Estados Miembros de la UE-25. Año 2004

Estado Miembro	Acuicultura (Tm)	%	Estado Miembro	Acuicultura (Tm)	%
Alemania	57.233	4,17	Irlanda	58359	4,25
Austria	2.267	0,17	Italia	117786	8,59
Bélgica	1.200	0,09	Letonia	545	0,04
Chipre	2.425	0,18	Lituania	2.697	0,2
Dinamarca	42.252	3,08	Luxemburgo	-	-
Eslovaquia	1.180	0,09	Malta	868	0,06
Eslovenia	1.569	0,11	Países Bajos	78.925	5,75
España	363.181	26,47	Polonia	35.258	2,57
Estonia	252	0,02	Portugal	6.700	0,49
Finlandia	12.821	0,93	Reino Unido	207.203	15,1
Francia	243.907	17,78	República Checa	19.384	1,41
Grecia	97.068	7,08	Suecia	5.989	0,44
Hungría	12.744	0,93	UE-25	1.371.813	100

Fuente: Elaboración propia, a partir de Eurostat

La acuicultura representa el 30% del valor total de la producción pesquera de la Unión Europea. España es el Estado miembro con un mayor volumen de producción acuícola ocupando en el año 2004 el tercer lugar en cuanto a valor total de su producción acuícola. En el primer puesto se encuentra Francia, seguida de Reino Unido, España y Grecia, los cuales representan en conjunto el 62,75% del valor total de la producción acuícola de la UE-25.

Tabla 16. Producción acuícola (valor en miles de euros) en los Estados Miembros de la UE-25. Año 2004

Estado Miembro	Producción acuícola (miles de euros)	%	Estado Miembro	Producción acuícola (miles de euros)	%
Alemania	137.691	5,25	Irlanda	97503	3,72
Austria	8.175	0,31	Italia	293765	11,21
Bélgica	2.774	0,11	Letonia	435	0,02
Chipre	15.112	0,58	Lituania	3.952	0,15
Dinamarca	104.288	3,98	Luxemburgo	-	-
Eslovaquia	2.075	0,08	Malta	5.087	0,19
Eslovenia	4.092	0,16	Países Bajos	95.078	3,63
España	347.287	13,25	Polonia	64.230	2,45
Estonia	603	0,02	Portugal	29.814	1,14
Finlandia	40.692	1,55	Reino Unido	476.967	18,2
Francia	526.668	20,09	República Checa	31.621	1,21
Grecia	293.883	11,21	Suecia	15.756	0,6
Hungría	23.539	0,9	UE-25	2.621.088	100

Fuente: Elaboración propia, a partir de Eurostat

Los principales productos procedentes de la acuicultura en la Unión Europea son los peces (trucha, lubina, dorada y salmón) y los moluscos (mejillones, almejas y otras). Aunque la producción procedente de la acuicultura europea representa tan sólo el 3% de la producción acuícola mundial, es líder mundial en algunas especies como la trucha, dorada, rodaballo y mejillones.

Desde la Unión Europea se sostiene que el aumento de la producción acuícola debe llevarse a cabo, entre otras formas, a través de una diversificación, ya que en los últimos años se ha producido, en determinados momentos, un exceso en la oferta de algunas especies como el salmón, la lubina o la dorada, provocando una excesiva presión en los precios de las mismas. Por este motivo, desde la Unión Europea se recomienda una diversificación a través de nuevas especies, nuevas recetas, presentaciones y procedimientos de embalaje, entre otros. De acuerdo con ello, se ha propuesto dar preferencia a aquellos proyectos orientados a especies susceptibles de ampliar la oferta en el mercado y que puedan ser una alternativa a aquellas especies marinas que no se encuentran en unos niveles biológicos seguros y que son muy solicitadas por los consumidores, como es el caso del bacalao, el fletán, el pulpo y el lenguado, entre otras.

En este sentido, la Unión Europea ha financiado quince proyectos de desarrollo de nuevas especies mediante 3,7 millones de euros durante el período 1998-2002, en el contexto de los Cuarto y Quinto Programas Marco de Investigación. Asimismo, con el Sexto Programa Marco (2002-2006) se establecen ciertas medidas específicas de financiación a las pequeñas y medianas empresas, con el propósito de perfeccionar los métodos de cultivo para que éstos consigan una producción acuícola rentable desde el punto de vista económico.

Centrándonos en el número de pescadores y piscicultores de la UE-15, en la siguiente figura se observa un descenso generalizado para la mayoría de los Estados Miembros durante las tres décadas analizadas. Como afirma González Laxe (2003) el *“desajuste entre las flotas y los recursos pesqueros, junto a las menores opciones de pesca, supone para una parte del sector pesquero afrontar una situación de fragilidad económica que se manifiesta en una pérdida de las rentabilidades*

económicas y una disminución del empleo generado¹⁰⁶”.

Tabla 17. Número de pescadores y piscicultores en el sector pesquero para los Estados Miembros de la UE-15.

Años 1970, 1980, 1990 y 2000

Países	1970	1980	1990	2000
Alemania	9.369	7.625	4.812	4.358
Austria	3.050	2.360	2.500	2.300
Belgica	1.264	894	845	691
Dinamarca	15.457	14.909	6.945	5.436
España	124.027	109.258	87.351	64.900
Finlandia	8.844	8.446	6.335	5.711
Francia	35.799	22.019	32.622	29.672
Grecia	8.822	10.116	20.152	19.847
Italia	65.000	24.903	49.429	48.770
Irlanda	5.861	8.824	7.910	8.478
Países Bajos	5.500	3.842	4.298	3.435
Portugal	33.594	35.000	38.700	25.021
Reino Unido	21.443	23.309	21.582	14.894
Suecia	6.996	5.500	3.473	2.782

Fuente: Elaboración propia, a partir de Eurostat

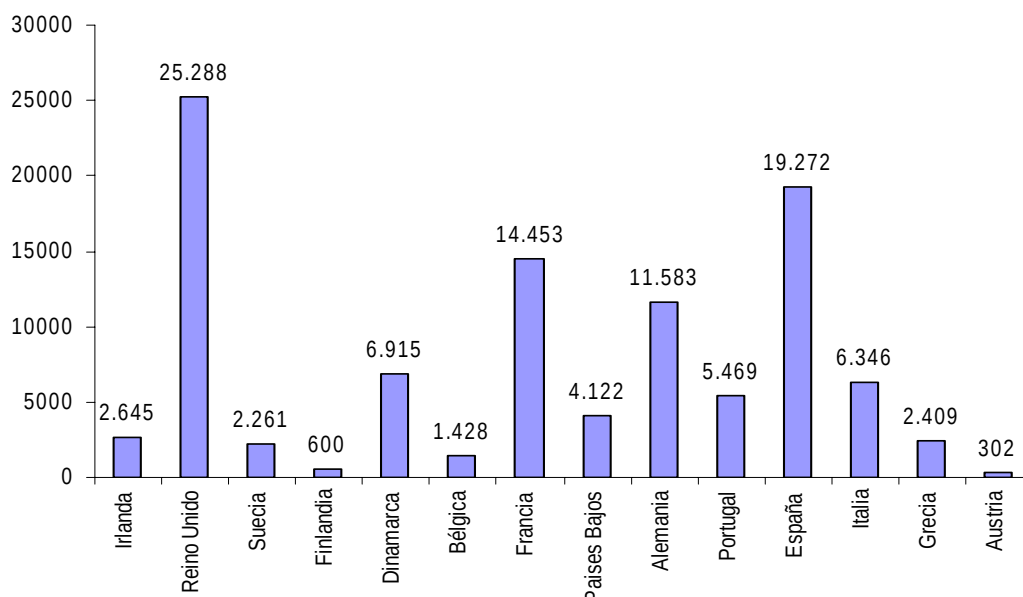
Pero además, el número de personas empleadas en el sector pesquero no se limita únicamente al número de pescadores y piscicultores, ya que los sectores de transformación, comercialización, distribución y construcción naval también generan muchos puestos de trabajo. En este sentido, la Comisión Europea señala que el número de personas empleadas en el sector de transformación de productos pesqueros representa aproximadamente el 35% del empleo en el sector de capturas y acuicultura; así, como que el valor de los productos pesqueros elaborados por el sector de transformación de la Unión Europea representa casi el doble del correspondiente a los desembarques y la producción acuícola.

Estas empresas del sector de la transformación de productos pesqueros son normalmente pequeñas y cuentan con un tamaño medio en torno a veinte empleados e incluso menos. Los productos que elaboran son preparados y conservas de pescados, moluscos y crustáceos, así como

¹⁰⁶ González Laxe, F., (2003), pág. 197.

productos congelados, ahumados o refrigerados, entre otros.

Figura 32. Número de personas empleadas en el sector de transformación de productos pesqueros para los Estados Miembros de la UE-15. Año 2001¹⁰⁷

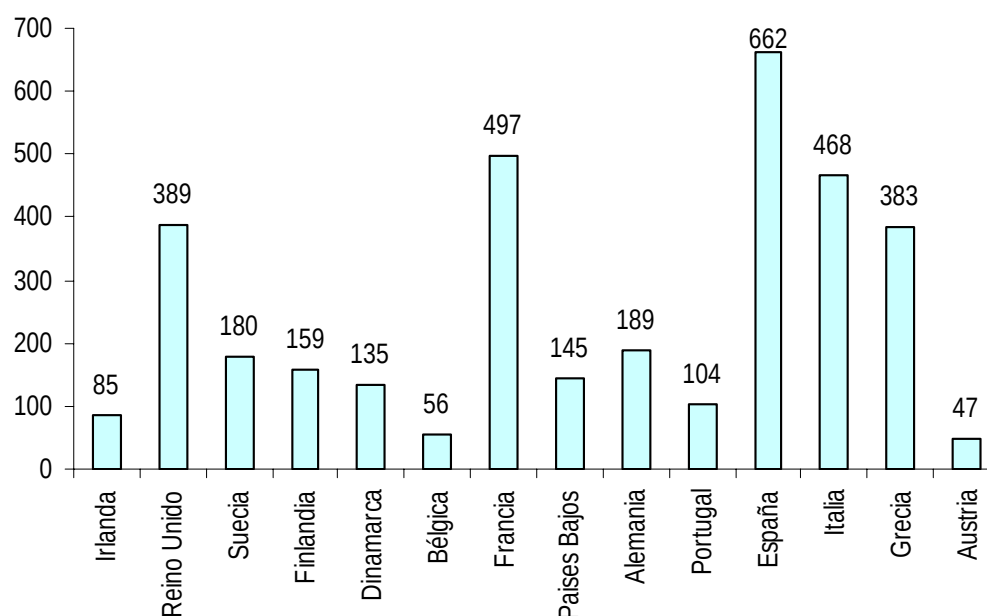


Fuente. Elaboración propia, a partir de Eurostat; Comisión Europea, Dirección General de Pesca, Estudios socioeconómicos (2000); Comisión Europea, Dirección General de Pesca, Informe sobre las empresas principales del sector de productos pesqueros y acuícolas (2001)

En relación al empleo procedente de la acuicultura, la Comisión Europea señala que *“la acuicultura europea da empleo a más de 55.000 personas (equivalente dedicación plena). En numerosas regiones, constituye un eje real de desarrollo socioeconómico. En Galicia, principal centro de cultivo de mejillones y rodaballos de Europa, trabajan en el sector de la acuicultura alrededor de 13.500 personas, sin contar los empleos indirectos. En Francia la ostricultura da empleo a cerca de 4.700 personas en Charente-Maritime y a más de 3.000 en Bretaña. El crecimiento de la piscicultura marina ha supuesto la creación, en los últimos veinte años, de miles de puestos de trabajo en Escocia e Irlanda, e incluso en Grecia. El crecimiento del sector augura, incluso la creación de más puestos de trabajo, especialmente en los países que se han incorporado recientemente a la Unión Europea, incluidas las regiones rurales no costeras¹⁰⁸”*.

¹⁰⁷ Las cifras de Irlanda y Austria corresponden a 1999 y de Grecia a 1997.

¹⁰⁸ “La Pesca Europea” nº 24 Diciembre 2004, pág.4.

Figura 33. Número total de empresas transformadoras por Estado miembro de la UE-15. Año 2001¹⁰⁹

Fuente: Elaboración propia, a partir de Eurostat; Comisión Europea, Dirección General de Pesca, Estudios socioeconómicos (2000); Comisión Europea, Dirección General de Pesca, Informa sobre las empresas principales del sector de productos pesqueros y acuícolas (2001)

Por otra parte, el consumo per cápita de productos pesqueros en la UE-15 ha experimentado un incremento generalizado debido a que dichos productos son alimentos que contienen un alto porcentaje de proteínas, ácidos grasos poliinsaturados, fósforo, hierro, selenio, yodo, y vitaminas A y D. Otro de los motivos es el incremento de la población mundial y del nivel de renta. Además, también se observa que el consumo varía mucho entre los Estados Miembros analizados, oscilando de un máximo de 56,5 Kg anuales per cápita en Portugal hasta un mínimo de 11,7 Kg anuales per cápita en Austria para el año 2001. El consumo medio comunitario es de 24,8 Kg anuales per cápita, valor superior al consumo medio mundial de 16,3 Kg anuales per cápita. Entre los países mundiales con un consumo per cápita mayor se encuentran Islandia (91,3 Kg anuales per cápita), Japón (64,8 Kg) y Noruega (52,2 Kg)¹¹⁰.

¹⁰⁹ Las cifras de Irlanda corresponden al año 1999 y los de Grecia a 1996/1997.

¹¹⁰ El dato de Japón corresponde al año 1999.

Tabla 18. Consumo per cápita de productos pesqueros por Estado miembro de la UE-15 en los años 1970, 1980, 1990, 2000 y 2001

Estado miembro	1970	1980	1990	2000	2001
Alemania	11,8	11,3	13,1	11,8	12,3
Austria	7,6	5,7	9	10,1	11,7
Bélgica-Luxemburgo	16,6	18,4	18,8	21,1	20,4
Dinamarca	21,2	20,6	22,5	23,3	23,2
España	31,1	32,7	35,1	43,3	45
Finlandia	22,3	28,1	32,8	30	30,5
Francia	20,6	23,1	30,4	29,3	29,9
Grecia	14,7	15,9	20,2	22,1	23,1
Irlanda	11,2	16,7	16,9	13,9	17,6
Italia	13,4	14,7	21,5	22,6	24,6
Países Bajos	13,3	9,8	10,9	22,3	23,8
Portugal	66,1	28,8	58,8	54,5	56,5
Suecia	28,7	27,8	27,2	25,3	27,7
Reino Unido	21,3	16,2	19,3	19,7	21,1

Fuente: Elaboración propia a partir de Eurostat

En realidad, la Unión Europea importa más productos pesqueros que los que produce. No obstante, el valor y volumen de sus exportaciones son muy considerables. En definitiva, el futuro de la pesca y por consiguiente de las personas empleadas en el sector pesquero están condicionados, en gran medida, por la disponibilidad de recursos pesqueros. El excesivo número de buques y la sobreexplotación de los stocks hacen que la cantidad de pescado adulto sea insuficiente para reproducir y reconstituir las reservas pesqueras. Este hecho ha originado que la Política Pesquera Común establezca entre sus objetivos fundamentales la adaptación de la flota pesquera comunitaria a los recursos disponibles. De hecho, las medidas seguidas por la PPC han ido cambiando, pasando del apoyo al desarrollo de la flota a la financiación para su reducción con el propósito de contribuir a la constitución de una flota pesquera adaptada a las disponibilidades de captura previsibles a medio plazo, tanto en aguas comunitarias como fuera de ellas.

Tabla 19. Exportaciones e importaciones totales de los Estados Miembros de la UE-25. Año 2003

Estado Miembro	Exportaciones (Tm)	Exportaciones (miles de euros)	Importaciones (Tm)	Importaciones (miles de euros)
Alemania	513.843	1.047.389	1.050.549	2.350.898
Austria	10.114	29.736	63.812	216.269
Bélgica	147.003	681.912	290.533	1.235.674
Dinamarca	1.198.150	2.798.530	1.617.945	1.929.305
Chipre	566	3.954	17.506	32.574
España	883.250	2.040.963	1.656.976	4.451.499
Eslovenia	2.237	6.820	13.639	33.829
Eslovaquia	920	2.896	26.737	33.198
Estonia	118.863	112.154	44.159	45.648
Finlandia	10.540	11.633	93.214	161.788
Francia	482.643	1.190.378	1.062.575	3.374.824
Grecia	85.822	282.781	207.572	402.202
Hungría	4.928	9.207	43.912	50.116
Irlanda	261.800	383.854	64.247	108.621
Italia	121.996	403.504	910.600	3.160.939
Letonia	108.653	66.260	35.057	28.458
Lituania	67.208	83.042	72.921	83.829
Luxemburgo	2.627	19.622	9.895	68.462
Malta	3.395	31.980	31.031	28.305
Países Bajos	956.615	2.057.182	836.394	1.586.550
Polonia	110.893	270.660	251.478	343.566
Portugal	116.897	336.055	371.407	1.008.693
Reino Unido	500.638	1.304.484	897.413	2.244.731
República Checa	13.891	40.176	62.166	88.376
Suecia	310.624	628.215	288.439	931.005

Fuente: Elaboración propia, a partir de Eurostat

Dado que los programas de reducción y adaptación de la flota pesquera europea no habían logrado su objetivo de disminuir el número de unidades y su potencia, la reforma de la PPC de 2002 otorga mayores competencias a los Estados Miembros. En este sentido, para cada uno de los Estados Miembros se establece un nivel de referencia de su flota en base a los niveles de los Programas de Orientación Plurianual (POP). Dichos niveles disminuirán cada vez que se elimine capacidad de flota con ayudas públicas. El propósito de esta medida se basa en que las ayudas públicas no se utilicen para financiar la construcción de nuevas unidades de pesca.

Por tanto, los Estados Miembros deben establecer conjuntamente una política pesquera que garantice unos recursos suficientes que permitan la reproducción de las distintas especies, asegure

la continuidad de la pesca marítima, y consecuentemente, garantice un empleo estable en el sector pesquero. El agotamiento progresivo de los recursos pesqueros está provocando una disminución en las capturas por barco y una merma en los ingresos de los pescadores que puede llegar a originar, incluso, la no rentabilidad de la actividad.

En definitiva, la Unión Europea se enfrenta a un doble dilema, ya que debe encontrar un equilibrio entre la capacidad de pesca y los recursos disponibles, teniendo en cuenta los intereses socioeconómicos de las personas que viven del mar y de sus productos. La FAO define la capacidad de pesca como *“la cantidad de peces que puede ser producida en un período de tiempo por un barco o una flota a utilización completa, esto es, si el esfuerzo y la captura no son restringidos por ninguna medida de gestión”¹¹¹*.

En concreto, el objetivo de la UE es lograr un sector pesquero sostenible desde el punto de vista biológico, económico y medioambiental. Con este fin, la legislación comunitaria establecía una revisión de la Política Pesquera Común durante el transcurso de 2002. De hecho, el Consejo debía determinar, con anterioridad al 31 de diciembre de dicho año, los ajustes necesarios que debían ser realizados, en particular, sobre el acceso a determinadas aguas comunitarias. El texto jurídico venía recogido en el artículo 14 del Reglamento (CEE) nº 3760/92 del Consejo, de 20 de diciembre de 1992, por el que se establecía un régimen comunitario de la pesca y la acuicultura; y se determinaba en su apartado 2, que *“a más tardar el 31 de diciembre de 2001, la Comisión presentará al Parlamento Europeo y al Consejo un informe sobre la situación económica y social de las regiones costeras, el estado de los recursos y su desarrollo previsto y la aplicación del presente Reglamento. Basándose en dicho informe, el Consejo, con arreglo al procedimiento del artículo 43 del Tratado, y antes del 31 de diciembre de 2002, decidirá sobre toda adaptación que deba realizarse, en particular, en lo que se refiere al artículo 7 y sobre las disposiciones que podrían establecerse tras las medidas a que se refiere el artículo 6”¹¹²*.

Por este motivo, el 20 de marzo de 2001 la Comisión Europea presentó el Libro Verde sobre

¹¹¹ Cunningham, S. y D. Greboval, (2001), pág. 18.

¹¹² Diario Oficial nº L 389 de 31/12/1992, págs. 1-14.

el futuro de la Política Pesquera Común, en el que se analizaba la situación del sector, proponiéndose nuevas ideas, y ponía en marcha un amplio debate entre los protagonistas del mismo, con el objetivo de que participaran en el proceso de reforma de la PPC. Esta iniciativa constituye un hecho inédito, ya que ofrecía la oportunidad a todas las personas interesadas por el futuro de la pesca en la Unión Europea, de poder expresar su opinión y contribuir en la mejora de la Política Pesquera Común¹¹³.

En junio de 2001, se celebró en Bruselas una sesión pública en la que se recibieron más de trescientos comentarios acerca del Libro Verde procedentes de los distintos Estados Miembros; de las Administraciones regionales y locales; de los organismos públicos, de los sectores de la pesca, la transformación y la acuicultura; de los trabajadores del sector pesquero; de los pescadores deportivos; de las organizaciones no gubernamentales encargadas de las políticas medioambiental y de desarrollo; y de otras partes interesadas.

Más tarde, en enero de 2002, el Parlamento Europeo aprobó una resolución en la que reclamaba *“una política de pesca basada en una gestión racional y responsable de los recursos cuyo fundamento sea la protección de las poblaciones de peces y el mantenimiento de las formas de vida de las personas que han dependido tradicionalmente del mar y que salvaguarde el principio fundamental que se deriva de estos objetivos, en particular la estabilidad relativa; esta política ha de facilitar un régimen justo y equitativo para el reparto de los recursos pesqueros, adaptado a las necesidades específicas de las zonas dependientes de la pesca, y ser imparcial, estable, aplicable y estar bajo control comunitario”*.

Finalmente, a comienzos de 2003 se realiza una reforma global de la Política Pesquera Común, debido a que la anterior no resultaba eficaz para conservar las reservas pesqueras, proteger el entorno marino, adecuar las dimensiones de la flota a la oferta y proporcionar a los consumidores un pescado de calidad a precios razonables. Esta reforma establece unas medidas sociales y económicas destinadas a paliar los efectos derivados de las limitaciones en cuanto las capturas, y fomenta el establecimiento de la acuicultura sostenible y la promoción de nuevos mercados, con el propósito de favorecer la creación de empleo en las zonas dependientes de la pesca.

¹¹³ Véase el Libro Verde sobre el futuro de la Política Pesquera Común. COM (2001) 135 final de 20/3/2001.

Como señala la Comisión acerca de la reforma de la Política Pesquera Común *“además de unos recursos menguantes y el exceso de capacidad de la flota, la mayor parte del sector comunitario de la pesca se enfrenta a la fragilidad económica, una rentabilidad financiera escasa y un empleo que se reduce de manera continua. En el período 1990-1998, se perdieron 66.000 puestos de trabajo en el sector de las capturas, lo que representa un descenso del 22%. En ese mismo período, el empleo en el sector de la transformación se redujo un 14%¹¹⁴”*.

La reforma de la Política Pesquera Común debe contribuir al desarrollo sostenible del sector desde el punto de vista medioambiental, económico y social. Para ello, se deben establecer medidas para conseguir unas actividades pesqueras y acuícolas responsables y sostenibles, que contribuyan a lograr unos ecosistemas marinos en equilibrio; un sector industrial de la pesca y la acuicultura económicamente viable y competitivo que beneficie al consumidor; y un nivel de vida justo para quienes dependen de las actividades pesqueras.

Respecto a las medidas establecidas para conseguir una actividad pesquera responsable y sostenible se debe hacer referencia a la *Declaración de Scheveningen*, de 19 de julio de 2004, por parte de varios Estados Miembros de la Unión Europea costeros del mar del Norte (Alemania, Bélgica, Dinamarca, Francia, Países Bajos, Reino Unido y Suecia) que se comprometían a aumentar la cooperación en relación al control de las actividades pesqueras, mediante un sistema uniforme de inspecciones en el mar del Norte.

Centrándonos en el aspecto social de la Política Pesquera Común, cabe destacar que aunque las medidas estructurales persiguen una necesaria sostenibilidad tanto medioambiental, como económica y social de la pesca a largo plazo, estas medidas también provocan efectos negativos en el sector pesquero a corto plazo, y por consiguiente, en la economía de diversas zonas costeras dependientes de la pesca.

Sin embargo, la cuantificación de los efectos socioeconómicos ocasionados por la limitación del esfuerzo pesquero de la flota comunitaria es muy difícil de determinar, debido a que la pérdida

¹¹⁴ Véase la Comunicación de la Comisión sobre la reforma de la política pesquera común (“Guía”). COM (2002) 181 final de 28/5/2002, pág. 3.

de puestos de trabajo dependen, entre otros factores, del “calado y la amplitud de los planes de gestión y los regímenes de limitación del esfuerzo pesquero adoptados finalmente por el Consejo, y de las decisiones que tomen los Estados Miembros sobre la distribución de las limitaciones del esfuerzo pesquero entre diferentes grupos de buques pesqueros” y de “las oportunidades de empleo alternativo en el sector pesquero, las cuales varían de región a región, y en algunas zonas los pescadores que pierdan su puesto de trabajo en un buque no tendrán dificultades para encontrar otro en un buque diferente, ya que, en los últimos años, el sector ha padecido problemas graves de contratación¹¹⁵”.

Acontecimientos previos, como el proceso de reestructuración de las flotas pesqueras españolas y portuguesas afectadas por la finalización del acuerdo de pesca con Marruecos, han mostrado la pérdida de un puesto de trabajo por cada diez toneladas de capacidad pesquera desguazada. En consecuencia, la Comisión estima que las medidas relativas a la limitación del esfuerzo pesquero podrían afectar a un máximo de 28.000 pescadores, los cuales representan aproximadamente una pérdida de, aproximadamente, un 11% del empleo en la pesca marítima.

Para paliar esa reducción en el empleo, la Comisión llevará a cabo una serie de medidas, entre las que se encuentran la celebración de consultas bilaterales con los Estados Miembros para evaluar los efectos socioeconómicos de las limitaciones en el esfuerzo; la elaboración de un plan de actuación para contrarrestar dichos efectos; la reprogramación de los Fondos Estructurales; la elaboración de una estrategia a largo plazo de desarrollo integrado de las zonas costeras dependientes de la pesca; la incentivación del diálogo sectorial y la evaluación de las condiciones laborales y de seguridad en la pesca y la transformación pesquera.

Mediante estas Consultas bilaterales con los Estados Miembros se persigue el debate de cuestiones tan importantes como los posibles efectos laborales de la limitación del esfuerzo pesquero y la reducción del número de buques a la luz de los planes de reconversión propuestos; la determinación de las regiones en las que los pescadores necesitan ayuda especial para encontrar nuevos puestos de trabajo y las posibilidades de adaptación de los regímenes de ayuda comunitarios existentes (Instrumento Financiero de Orientación de la Pesca, IFOP; Fondo Europeo de Desarrollo

¹¹⁵ Ibid, pág. 21.

Regional, FEDER; y Fondo Social Europeo, FSE), con el propósito de mejorar la eficacia de la ayuda destinada a facilitar el traspaso de trabajadores pesqueros a otros sectores y generar nuevas oportunidades de trabajo, prestando una especial atención a las regiones ultraperiféricas.

Una vez consultados los distintos Estados Miembros por parte de la Comisión, se realizará un plan de actuación con el propósito de contrarrestar las consecuencias sociales, económicas y regionales de la reestructuración pesquera. Asimismo, la Comisión solicitará la cooperación de los distintos Estados Miembros y de las regiones en cuestión para revisar las necesidades de una nueva programación de los Fondos Estructurales y, en caso necesario, la subvencionabilidad de las zonas del objetivo nº 2.

De todas maneras, la Comunidad tiene establecidos instrumentos de política estructural que pueden ayudar a solucionar los problemas de los pescadores afectados por la reestructuración del sector. El Instrumento Financiero de Orientación de la Pesca (IFOP) permite favorecer algunas medidas socioeconómicas como la jubilación anticipada, bien para armadores que deseen reducir su esfuerzo pesquero o para la tripulación; pagos compensatorios individuales (importes globales) a los pescadores empleados a bordo de buques que hayan paralizado sus actividades de manera permanente; pagos compensatorios individuales no renovables para la ayuda a los pescadores en su reconversión profesional; y pagos compensatorios individuales no renovables para ayudar a los pescadores a diversificar sus actividades.

Los demás Fondos Estructurales, como el FEDER o el FSE también pueden contribuir a la reestructuración del sector pesquero. En este sentido, se están llevando a cabo medidas en favor del sector de la pesca tanto en el marco de los objetivos 1, 2 y 3 como dentro de iniciativas comunitarias como INTERREG III, EQUAL o LEADER+. Desafortunadamente, estos fondos e iniciativas no pueden aumentar su presupuesto, lo que conlleva a que cualquier iniciativa que se emprenda en una zona dependiente de la pesca se llevará a cabo a expensas de otras posibles acciones.

Otra de las medidas adoptadas por la Comisión, para paliar la reducción de las posibilidades de empleo, consiste en la determinación de una estrategia de desarrollo integrado de las zonas

costeras dependientes de la pesca. Los objetivos de la estrategia consistirían, en primer lugar, en el descubrimiento de la función desempeñada por los pescadores y otras partes interesadas del sector pesquero tanto en la conservación del patrimonio social y cultural de las zonas costeras, como en el mantenimiento de la población en zonas remotas donde escasean las actividades económicas; y en la proporción de ventajas para el desarrollo de actividades alternativas, como el turismo. Asimismo, también incentivaría la creación de actividades costeras complementarias, con el propósito de ofrecer empleo alternativo a la población costera dependiente de la pesca.

Por otra parte, la Comisión también estimulará el diálogo social. En este sentido, el Comité de diálogo sectorial en la pesca marítima analizará las medidas dirigidas a la mejora de las condiciones de vida y trabajo en el sector pesquero, con el propósito de mejorar la imagen del sector, y atraer a los jóvenes. También, se potenciará la función de las mujeres en el sector de la pesca. Con el propósito de mejorar las condiciones de vida y trabajo en el sector de la pesca, la Comisión llevará a cabo una evaluación acerca de la aplicación de las normas comunitarias sobre las condiciones de seguridad y laborales aplicables a los pescadores y trabajadores del sector pesquero.

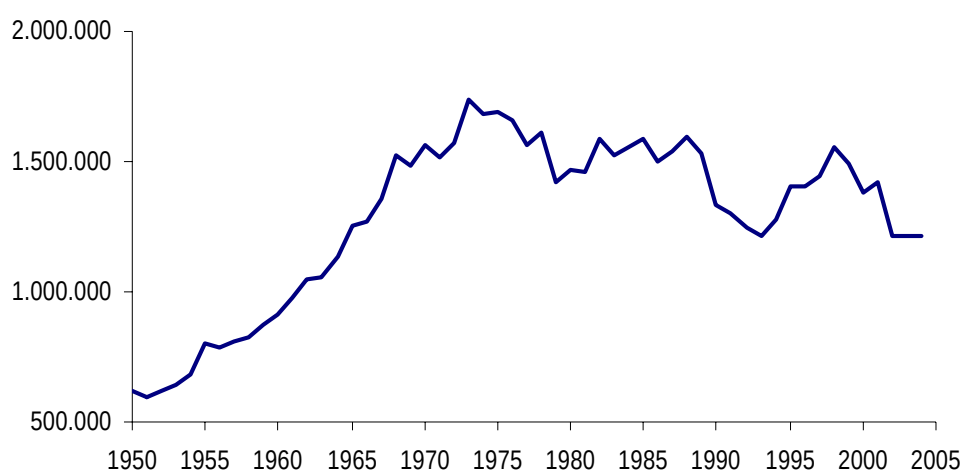
Para concluir este apartado, cabe resaltar que el futuro de la pesca en la UE-25 depende fundamentalmente de la gestión racional y responsable que se haga de los recursos pesqueros. Por ello, la Unión Europea debe encontrar un equilibrio entre la capacidad de pesca y los recursos disponibles, teniendo en cuenta los intereses socioeconómicos de las personas que dependen de la misma.

5.4. EVOLUCIÓN PASADA Y SITUACIÓN ACTUAL DEL SECTOR PESQUERO ESPAÑOL

Una vez realizada una breve revisión al estado de la pesca y la acuicultura en la Unión Europea, a continuación analizaremos la situación en la que se encuentra el sector pesquero y acuícola en España. De hecho, la pesca constituye una actividad relevante en el conjunto de la economía española no sólo por su contribución a la formación del producto regional bruto de las provincias costeras sino también por su importancia social en cuanto a la generación de empleo en las zonas periféricas costeras donde existen pocas alternativas a la pesca.

La figura 34 representa la evolución de la producción pesquera española en Tm (incluida la acuicultura) para el período que transcurre entre 1950 y 2004, mostrando un comportamiento alcista hasta la década de los años setenta, fecha en la que la producción se estabiliza y comienza a decrecer posteriormente.

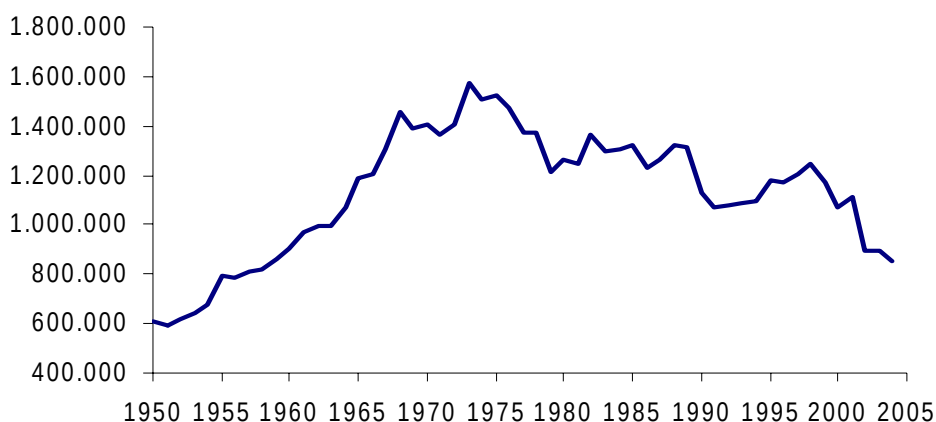
Figura 34. Producción pesquera en España (Tm.) para el período 1950-2004



Fuente: Elaboración propia a partir de datos suministrados por EUROSTAT

No obstante, como se puede apreciar en las dos figuras siguientes el descenso en las capturas totales españolas a partir de la década de los años setenta se ha visto compensado, en parte, por el volumen de producción generada por la acuicultura y esto ha ayudado a que la producción pesquera total no decrezca notablemente.

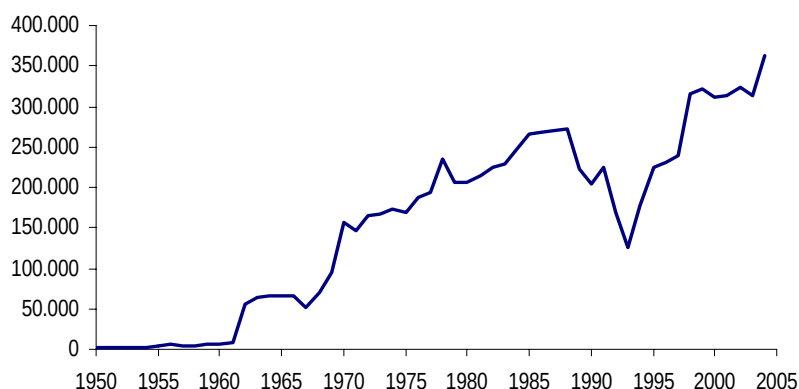
Figura 35. Capturas en España para el período 1950-2004



Fuente: Elaboración propia a partir de datos suministrados por EUROSTAT

La producción acuícola española se ha disparado en las últimas décadas, pasando de un volumen de 2.100 Tm en el año 1950 a 363.181 Tm en 2004. Debemos señalar que los datos correspondientes a los años cincuenta deben ser considerados con cautela debido a que la fiabilidad de los mismo es cuestionable. Lo que sí es cierto es que a partir de la década de los sesenta cuando la producción acuícola presenta un notable auge, incorporándose numerosas explotaciones en muy pocos años. Tan sólo a partir de los años noventa dicho crecimiento se ralentiza, debido a las presiones de los mercados internacionales, mostrando no obstante síntomas de madurez.

Figura 36. Producción acuícola en España (Tm) para el período 1950-2004



Fuente: Elaboración propia a partir de datos suministrados por EUROSTAT

El tamaño de la flota pesquera española ha experimentado un notable retroceso en los últimos años en contraposición con el auge de la acuicultura. De hecho, se ha producido una caída en el número de buques de aproximadamente el 29% en el período 1990-2004, que ha provocado una disminución en la capacidad de pesca de aproximadamente el 34%, en la potencia del 42% y en las capturas totales del 24%¹¹⁶.

Tabla 20. Evolución del número de buques, Arqueo medido en GT y Potencia (Kw) para el período 1990-2004

Año	Número de buques	Arqueo (GT)	Potencia (Kw)
1990	19.852	745.085	1.975.036
1991	19.507	732.407	1.917.974
1992	19.142	706.433	1.852.311
1993	18.918	666.930	1.759.903
1994	18.917	644.226	1.714.490
1995	18.385	607.493	1.631.154
1996	18.151	573.385	1.539.862
1997	17.978	550.336	1.470.596
1998	17.978	550.340	1.470.597
1999	17.321	533.331	1.381.730
2000	16.678	521.838	1.332.708
2001	15.436	525.847	1.301.073
2002	14.924	519.539	1.260.178
2003	14.398	487.137	1.177.218
2004	14.057	491.194	1.152.007

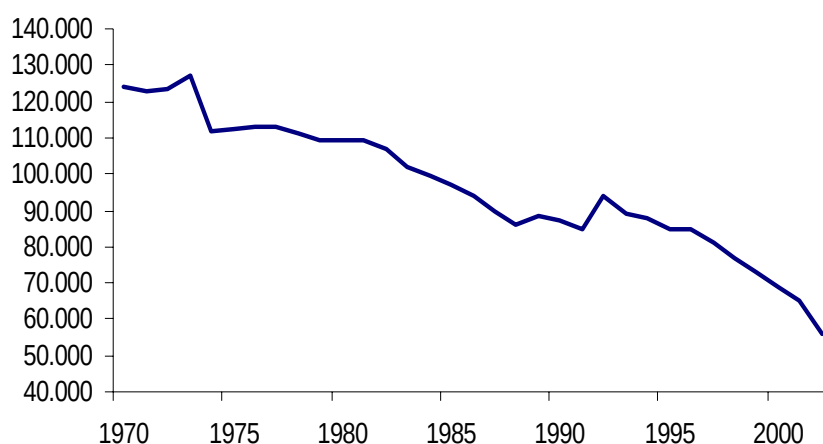
Fuente: Eurostat

La evolución del número de pescadores en España para el período 1970-2002 viene representada en la Figura 37, en la que se observa una comportamiento descendente en la serie. Cabe destacar que estos datos han sido suministrados por Eurostat y compilados por la FAO a partir de la información suministrada por las autoridades nacionales. Asimismo, dichos datos deben ser utilizados con cautela a la hora de realizar comparaciones entre países debido a la posibilidad de diferencias significativas en las definiciones utilizadas por las distintas autoridades nacionales. En definitiva, el número de pescadores hace referencia a las *“personas que trabajan en la pesca*

¹¹⁶ Suele utilizarse el arqueo medido en GT de los buques de la flota como variable proxy de la capacidad pesquera de la misma.

comercial y de subsistencia, que operan en las aguas internas, salobres y marinas, y en la producción de acuicultura¹¹⁷. Se ha incluido también a los pescadores empleados en embarcaciones pesqueras nacionales que realizan desembarques en puertos extranjeros, así como a aquellos pescadores empleados en los buques pesqueros-factoría, buques-nodriz de las expediciones de pesca, y en los barcos auxiliares, como son los que recogen la pesca de los pesqueros y las embarcaciones destinadas al transporte del pescado.

Figura 37. Evolución del número de pescadores en España



Fuente: Elaboración propia a partir de datos suministrados por EUROSTAT

Debido a la existencia de algunas lagunas en la serie, ha sido necesario el uso de la interpolación en los años 1984, 1985, 1997, 1998, 1999 y 2000. El elevado número de personas empleadas en el sector pesquero a comienzos del período analizado viene motivado, en gran medida, por la extraordinaria expansión que tuvo la flota pesquera de altura y gran altura, tanto en el número de embarcaciones como en el tamaño de las mismas, como consecuencia de la promulgación de la Ley de Protección y Renovación de la Flota Pesquera en diciembre de 1961. Otro de los factores que originaron la expansión de la flota pesquera fue la creciente demanda interna de dichos productos. Cabe destacar que en el año 1975 España ocupaba el tercer lugar del ranking mundial respecto a la flota pesquera industrial, superada únicamente por la Unión Soviética y Japón.

¹¹⁷ Circular de Pesca Nº 929 de la Comisión Europea.

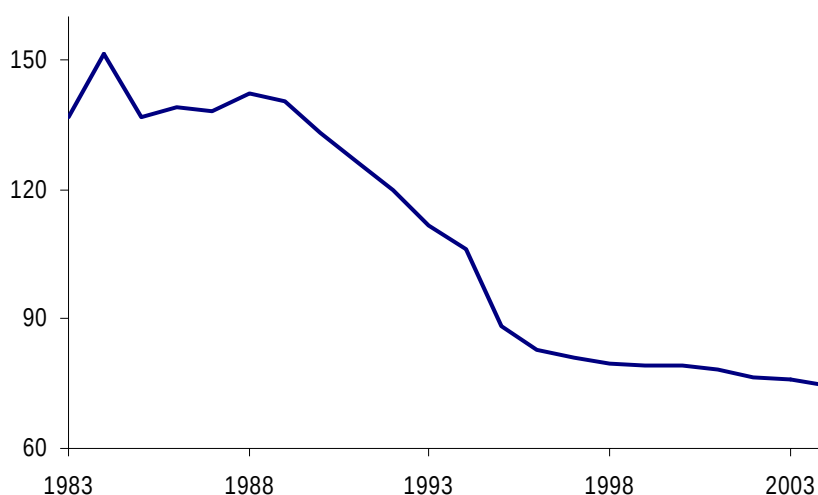
Los mayores descensos en el número de pescadores se produjeron en los períodos que abarcan de 1977 a 1988, con una disminución global aproximada de 26.600, pasando de 112.902 pescadores a 86.299, lo que representa un descenso del 24%; y el período de 1990 a 2003, en el que el descenso es de aproximadamente unos 31.550 pescadores, pasando de 87.351 a 55.800, lo que representa un descenso global del 36%. Uno de los motivos de esta reducción tan traumática en el número de pescadores lo encontramos en el establecimiento de Zonas Económicas Exclusivas (ZEE). En efecto, la introducción de las ZEE supuso la pérdida de caladeros situados en terceros países, limitando los procesos expansionistas de las flotas industriales de larga distancia que operaron durante bastantes años sin apenas control y restricción. Otro de los motivos de esta reducción en el número de pescadores lo constituye la mayor productividad alcanzada como consecuencia del progreso técnico, los programas destinados a la disminución de la capacidad de pesca y el descenso continuado en las capturas a partir de la década de los años setenta (figura 35). Asimismo, las menores posibilidades de acceso a los caladeros marroquíes derivadas de los sucesivos acuerdos de pesca entre la Unión Europea y el Reino Alauita y, finalmente, la finalización el 30 de noviembre de 1999 de las relaciones en materia de pesca con dicho país han contribuido a este descenso tan abrumador.

Con el propósito de hacer frente a estos difíciles momentos, la Administración española adoptó una serie de medidas, entre las que se encontraban el establecimiento de una serie de acuerdos bilaterales de pesca con terceros países, los cuales serán revisados en los apartados siguientes; la adhesión a las Organizaciones Multilaterales destinadas a la vigilancia y preservación de los recursos pesqueros y la creación de empresas pesqueras conjuntas. Así, el Real Decreto 2.517 de 8 de octubre de 1976 sobre empresas pesqueras conjuntas se promulga con la finalidad de regular el régimen de las inversiones pesqueras españolas en el extranjero y fomentar la exportación de las unidades que podían quedar inactivas por la falta de caladeros.

A continuación se muestra la evolución del número de trabajadores españoles afiliados al Régimen Especial del Mar de la Seguridad Social que registra el Instituto Social de la Marina (Secretaría de Estado de la Seguridad Social), expresados en miles de individuos, para el período 1983-2004. La serie analizada comienza en 1983 debido a que el dato del total de afiliaciones por regímenes se publica a partir de entonces. También se debe matizar que el número de afiliados no

se corresponde necesariamente con el de trabajadores, sino con el de situaciones que generan obligación de cotizar. La afiliación al Sistema de la Seguridad Social es obligatoria para todas las personas incluidas en el campo de aplicación de la Seguridad Social y única para toda la vida del trabajador y para todo el Sistema, sin perjuicio de las bajas, altas, y demás variaciones que con posterioridad a la afiliación puedan producirse.

Figura 38. Número de afiliados al Régimen especial del mar (miles)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos suministrados por el Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales. Anuario de Estadísticas Laborales

Como se puede apreciar en la figura 38, el número de trabajadores afiliados en alta laboral al régimen especial del mar ha seguido un movimiento descendente a partir del año 1989 que continúa en la actualidad. No obstante, debe tenerse en cuenta que en el Régimen especial de trabajadores del mar se ha producido, en el mes de abril de 1995, un cambio en el criterio aplicado para obtener el dato estadístico de afiliados en situación de alta laboral, como consecuencia de la integración de los datos del Régimen Especial del Mar en el proceso informático que se aplica al Régimen General, en el cual el criterio es más restrictivo que el que se venía utilizando en el Régimen Especial del Mar. Este cambio supuso una disminución en el número de afiliados al Régimen Especial del Mar de unos 16.000 trabajadores. No obstante, cabe destacar que debido a la propia naturaleza del sector pesquero resulta problemático realizar un recuento de las personas que verdaderamente se dedican a la actividad, y en cierta medida, se piensa que en realidad estos

datos están subestimados.

A continuación, realizaremos un repaso de la evolución pasada y actual de la actividad pesquera para la Comunidad Autónoma Andaluza, debido a la transcendencia económica que dicha actividad tiene para muchas de las localidades costeras del litoral andaluz. Como se podrá comprobar, la relevancia de la actividad pesquera en Andalucía viene dada, no tanto por su contribución al Valor Añadido Bruto regional, sino por su aportación al empleo, superando en un 75% al español. La evolución de la actividad pesquera ha venido marcada por la alternancia de etapas de auge con otras de auténtica decadencia. Los acontecimientos más relevantes que marcaron cambios notorios en el sector pesquero andaluz han sido, entre otros, la Ley de Protección y Renovación de la Flota Pesquera de 1961 y el establecimiento generalizado de las Zonas Económicas Exclusivas en 1977. Asimismo, la excesiva dependencia de la flota pesquera andaluza a los caladeros de terceros países, entre los que cabe destacar Marruecos, y los continuos recortes en las posibilidades de pesca realizados a través de los acuerdos pesqueros entre la UE y el Reino Alauita han marcado la evolución de la actividad pesquera en Andalucía.

5.5. EL SECTOR PESQUERO ANDALUZ

La relevancia socioeconómica que la actividad pesquera tiene para muchas localidades del litoral andaluz justifica sobradamente la realización de un análisis de la evolución de la actividad pesquera y acuícola andaluza, así como del empleo que genera. La pesca tiene un significado bastante importante en el conjunto de la economía española, y especialmente en la Comunidad Autónoma Andaluza que cuenta con unos 871 kilómetros de costa, comprendidos en las provincias de Huelva, Cádiz, Málaga, Granada y Almería y una de las flotas más importantes de nuestro país.

Su litoral puede dividirse en dos áreas claramente diferenciadas tanto por la extensión de su plataforma continental, como el tipo de fondo que posee. Una de ellas es la Región Suratlántica que está incluida en la Región IXa) de la clasificación estadística del ICES (CIEM¹¹⁸) y que se

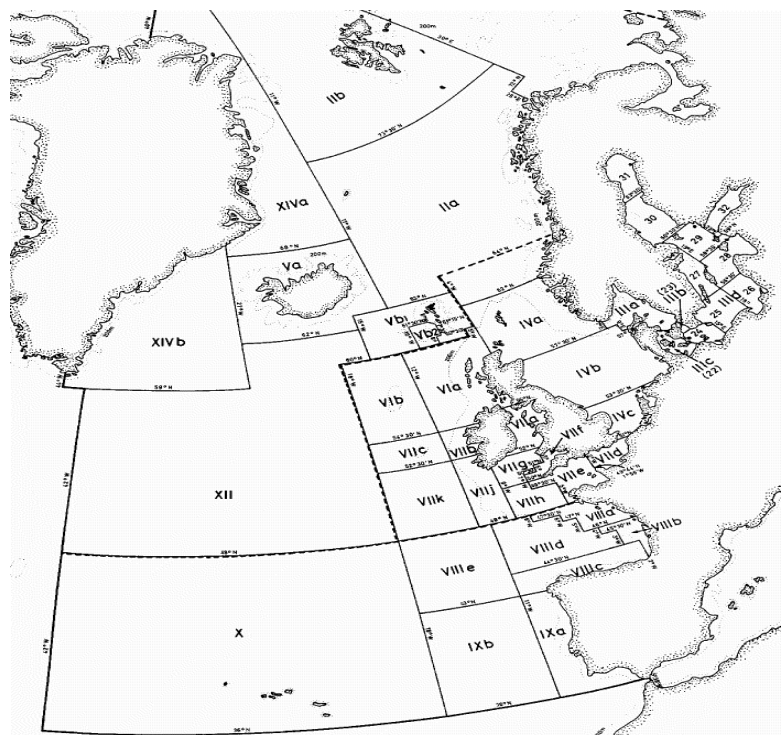
¹¹⁸ Consejo Internacional para la Explotación del Mar (CIEM), con sede en Copenhague.

extiende desde la desembocadura del río Guadiana en la provincia de Huelva hasta la Punta de Tarifa en la provincia de Cádiz. El litoral suratlántico andaluz se caracteriza por la extensa amplitud de su plataforma continental y por la existencia de extensas playas arenosas. En esta región marítima destacan los puertos de Algeciras, Huelva y Cádiz por sus mayores movimientos, seguidos por los puertos de Barbate, Isla Cristina y Ayamonte. La otra región es la Surmediterránea la cual se caracteriza por su estrecha plataforma continental. Se incluyen los puertos situados entre Estepona en la provincia de Málaga y el cabo de Gata en la provincia de Almería. En esta región destacan los puertos de Málaga, Almería, Ceuta, Melilla y Estepona.

La importancia de la actividad pesquera en el contexto de la economía andaluza viene dada, más bien por su aportación al empleo, superando en un 75% al español, que por su contribución a la generación de Valor Añadido Bruto regional. Este aspecto se magnifica por el hecho de que la economía andaluza presenta una tasa de desempleo diez puntos superior a la española y es una de las regiones con más altas tasas de paro de la Unión Europea. La actividad pesquera ha sido una de las actividades fundamentales de la economía del litoral andaluz. Su importancia y dependencia en algunas comarcas, que han ejercido desde tiempos remotos dicha actividad, constituyendo su medio de subsistencia, hace que el sector pesquero siga teniendo un importante papel.

La evolución de la flota pesquera andaluza en los últimos años ha venido marcada por la alternancia de etapas de auge con otras de auténtica decadencia. Uno de los acontecimientos más relevantes que marcaron cambios notorios en el sector pesquero andaluz han sido, entre otros, la introducción a finales del siglo XIX de los primeros “trawlers” ingleses en el Golfo de Cádiz destinados a la pesca de arrastre.

Figura 39. Mapa de subzonas CIEM



Fuente: CIEM

Otro hecho destacado supuso la implantación de la Ley de Protección y Renovación de la Flota Pesquera de 1961 que permitió la renovación de la mayor parte de las embarcaciones obsoletas que databan, en su mayor parte, de los años previos a la Guerra Civil. Esta Ley provocó una considerable expansión de la flota pesquera andaluza de altura y gran altura, que situó a España en el año 1975 en el tercer puesto del "ranking" mundial en cuanto a flota pesquera industrial, después de la Unión Soviética y Japón.

Posteriormente, el establecimiento generalizado en 1977 de las Zonas Económicas Exclusivas (ZEE) por parte de la mayoría de los Estados ribereños en la que se establecían derechos soberanos sobre los recursos vivos y no vivos del mar, de su lecho y subsuelo entre las 12 y las 200 millas náuticas ha tenido consecuencias desfavorables para la flota pesquera andaluza de altura al ser paulatinamente expulsada de los caladeros en los que habían faenado tradicionalmente.

La Tabla 21 muestra la disminución experimentada de más del 80% tanto en el número de

embarcaciones, toneladas de registro bruto y tripulantes en la flota de altura y gran altura en el período de 1975 a 2000. Las provincias andaluzas que se han visto más castigadas son las de Cádiz y Huelva, ya que eran las que poseían un mayor número de embarcaciones en el caladero de Marruecos, las cuales se vieron afectadas por la no renovación del acuerdo de pesca entre la Unión Europea y el Reino Alauita. Asimismo, la instauración de Zonas Económicas Exclusivas originó la difícil situación que atravesó la pesca industrial española, fundamentalmente a partir de la mitad de la década de los años setenta. La única modalidad de pesca que experimentó un ligero crecimiento del 16% en el número de embarcaciones en el período considerado fue la artesanal mientras su tripulación disminuyó en un 22%.

Tabla 21. Composición de la Flota Pesquera Andaluza en 1975 y 2000

Segmento	1975				2000			
	Nº	TRB	CV	Tripul.	Nº	TRB	CV	Tripul.
Pesca Artesanal	1.464	8.346	56.764	6.838	1.695	9.757	92.150	5.321
Pesca Costera	649	37.322	133.707	9.230	467	21.455	123.087	4.936
Pesca de Altura y Gran Altura	465	122.203	329.986	8.521	77	23.062	80.530	1.240
Total	2.578	142.179	404.010	24.108	2.239	54.274	295.767	11.497

Fuente: Informe Económico y Financiero de Andalucía 2002, a partir del SGPM, ISM, "Anuario de pesca Marítima, 1975", "Censo de Flota Pesquera Operativa, 2000"

Durante los últimos años la flota pesquera andaluza ha experimentado un considerable recorte en el conjunto del sector pesquero español, pasando de representar el 21% del arqueo total durante toda la década de los años setenta y principios de los ochenta, a situarse en el 17% en 1990 y el 13% en 2000. El peso de las capturas en el total nacional también ha sufrido una disminución del 18% en 1975 a algo menos del 9% en 2002. Este hecho ha sido consecuencia directa de la excesiva dependencia de la flota pesquera andaluza a los caladeros de terceros países, y del agotamiento progresivo de sus propios caladeros debido a la excesiva capacidad de su flota en relación al stock de recursos pesqueros disponibles.

El seguimiento de la evolución de la flota pesquera refleja un incremento del 25% desde comienzo de los años setenta hasta 1990. No obstante, cabe destacar que el crecimiento sostenido que se observa en los primeros años no se corresponde con un verdadero crecimiento de la flota,

sino que es el resultado de los procesos de mejora de la información estadística, que se consigue gracias a la actualización del censo de flota realizada por la Dirección General de Pesca de la Junta de Andalucía, la cual cataloga gran número de pequeñas embarcaciones de entre 1 y 10 TRB que con anterioridad no eran registradas. Más ajustados a la evolución real de la flota pesquera son los datos relativos al Tonelaje de Registro Bruto, en el que se produce una constante reducción a partir del año 1975. Así, entre 1970 y 1990 el descenso es del 13%. Este hecho viene originado por la progresiva adaptación de la capacidad extractiva de la flota andaluza a los cada vez más escasos recursos disponibles.

Tabla 22. Evolución de la Flota Pesquera dotada de motor¹¹⁹

Año	Región Suratlántica			Región Surmediterránea			Total Andalucía		
	Nº	TRB	Tripul.	Nº	TRB	Tripul.	Nº	TRB	Tripul.
1920	82	3.309	s/d	10	259	s/d	92	3.568	s/d
1930	568	24.019	6.944	235	4.892	1.767	803	28.911	8.711
1940	490	22.140	8.474	239	2.946	4.953	729	25.086	13.427
1950	682	21.425	17.830	590	8.939	12.769	1.272	30.364	30.599
1960	971	32.174	26.402	890	17.753	11.514	1.861	49.927	37.916
1970	1.640	119.737	17.951	694	17.509	6.190	2.334	137.246	24.141
1980	1.817	139.406	17.687	827	17.871	5.939	2.644	157.277	23.626
1990	1.872	101.656	12.062	1.040	17.225	4.835	2.912	118.880	16.897
2000	1.346	38.943	7.281	893	15.332	4.216	2.239	54.274	11.497

Fuente: Informe Económico y Financiero de Andalucía, 2002

Asimismo, también se observa en la tabla anterior una drástica reducción tanto en el número de embarcaciones como en el del TRB en el último año, consecuencia tanto de los problemas de acceso a los caladeros de terceros países con la finalización del Acuerdo en materia de pesca con el Reino de Marruecos el 30 de noviembre de 1999, como por el agotamiento de sus propios

¹¹⁹ La evolución de la flota pesquera en Andalucía hasta el año 2000 trata de poner de manifiesto la considerable reducción del número de embarcaciones que se produce como consecuencia de la finalización del Acuerdo de pesca con Marruecos a finales de 1999. De hecho, para los años sucesivos la reducción no ha sido tan dramática, así según datos proporcionados por el Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación el número de embarcaciones en Andalucía a 31 de marzo de 2004 fue de 2.172.

caladeros.

En cuanto a los tripulantes, se ha producido una disminución en dicho número debido a que tradicionalmente se paliaba la ausencia de tecnologías adecuadas con el elevado número de individuos a bordo. En la flota pesquera dotada de motor se observa una reducción del número de tripulantes por embarcación de casi el 80%, pasando de más de una veintena de pescadores a apenas 5 tripulantes en un período de 50 años.

Un análisis más desagregado refleja que la provincia andaluza que ha experimentado una mayor disminución, durante el período considerado de 1990 al 2000, tanto en el número de embarcaciones, como en arqueo, potencia y tripulantes es la de Huelva. La única provincia que experimenta un aumento en el TRB es la de Málaga, con un incremento aproximado del 12%.

Tabla 23. Composición de la Flota Pesquera Andaluza en 1990 y 2000

Conceptos	1990				2000				Variación (%)			
	Nº	TRB	CV	Trip.	Nº	TRB	CV	Trip.	Nº	TRB	CV	Trip.
Provincia												
Almería	392	9.777	60.321	2.493	348	7.771	49.384	2.076	-11	-21	-18	-17
Cádiz	1.124	42.196	183.979	6.170	839	21.279	108.176	4.032	-25	-50	-41	-35
Granada	87	2.230	11.795	495	66	1.645	8.752	377	-24	-26	-26	-24
Huelva	739	57.516	241.061	5.735	430	16.516	93.237	2.787	-42	-71	-61	-51
Málaga	561	5.218	37.279	1.847	474	5.838	33.331	1.571	-16	11,9	-11	-15
Modalidad												
Arrastre	881	92.043	374.586	8.904	510	31.141	160.680	4.309	-42	-66	-57	-52
Cerco	329	15.466	86.660	3.273	250	14.116	68.420	2.526	-24	-8,7	-21	-23
Palangre	105	1.993	12.793	572	155	3.456	21.405	971	47,6	73,4	67,3	69,8
Otras	1.588	7.433	60.396	3.991	1.242	4.336	42.375	3.037	-22	-42	-30	-24
Total	2.903	116.936	534.435	16.740	2.157	53.049	292.880	10.843	-26	-55	-45	-35

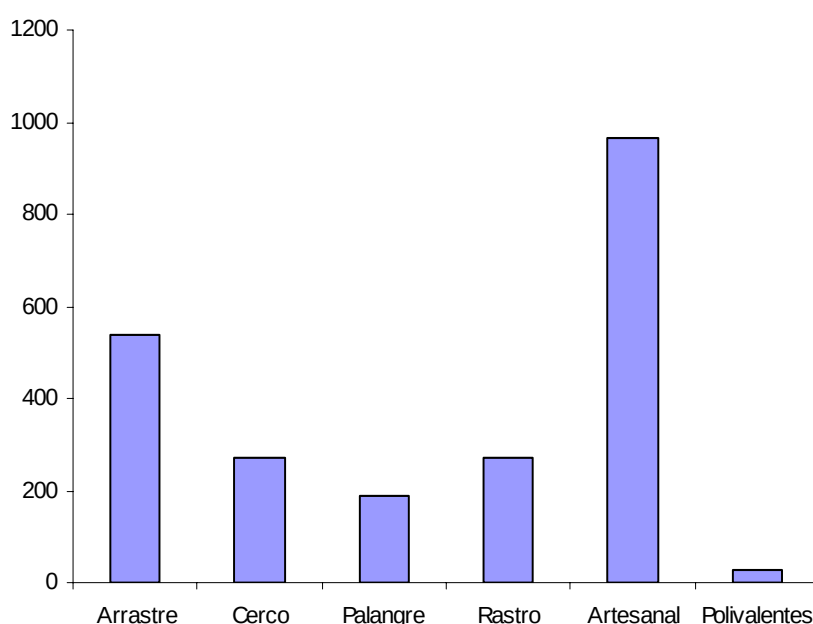
Fuente: Informe Económico y Financiero de Andalucía, 2002

En cuanto a las modalidades de pesca, la tabla anterior muestra un recorte tanto en el número de embarcaciones, TRB, potencia y tripulantes en el período que transcurre desde el año

1990 al 2000 para todas las modalidades con la excepción de la flota de palangre, la cual sufre un incremento considerado. Esta última afirmación hace referencia al denominado “empleo directo”, apreciándose con más crudeza el enorme recorte en el empleo si tenemos en cuenta que por cada empleo en embarcaciones se generan cinco empleos en tierra (astilleros y varaderos, talleres, efectos navales, industria de transformación y comercialización, servicios de restauración, etc.).

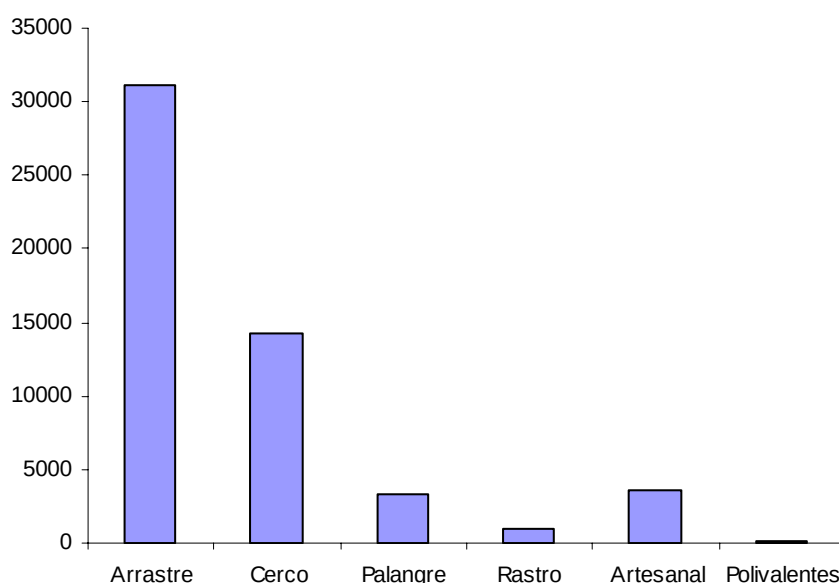
Por otra parte, también cabe destacar, como se muestra en la figura 40 que la flota artesanal es la que presenta un mayor número de embarcaciones, con el 43% de los buques totales en el año 2002. Le siguen en número, la flota de arrastre con el 24% del total, y las flotas de cerco y rastro con un porcentaje de embarcaciones similar del 12%. No obstante, como cabría esperar, la flota que presenta un mayor arqueo total es la de arrastre con el 58% del TRB total, seguida por la flota de cerco con el 27% del total.

Figura 40. Número de barcos según modalidad de pesca en Andalucía. Año 2002



Fuente: Elaboración propia, a partir del Anuario Estadístico de Andalucía, 2003

Figura 41. TRB según modalidad de pesca en Andalucía. Año 2002



El análisis de la distribución de la flota pesquera andaluza por modalidad y caladero para el año 2000 muestra para la flota de arrastre un elevado grado de dependencia de caladeros de terceros países (excluidos los sujetos al acuerdo de pesca con Marruecos) en los que operaban el 11% de los buques arrastreros. Asimismo, tenían una condición de inactividad como consecuencia del amarre forzoso por la finalización del acuerdo de pesca con Marruecos un 20%. Respecto a la flota de cerco y palangre la mayor parte faena en el caladero nacional, concretamente el 97% y 81%, respectivamente. Por otra parte, también destaca el importante número de tripulantes empleados en buques que operaban en terceros países o en buques que permanecían inactivos como consecuencia de la ruptura del acuerdo de pesca con Marruecos.

La finalización del acuerdo pesquero con Marruecos ha provocado la desaparición de actividades en tierra que se centraban en torno a la pesca y algunas empresas de comercialización, transformación, suministro, prestación de servicios se han visto obligadas al cierre. Todo ello ha tenido una repercusión negativa en la actividad económica de los puertos andaluces de Almería, Málaga, Huelva, y especialmente en los de Algeciras y Barbate. Las pérdidas de actividad en el primer trimestre del año 2000 han sido cifradas en más de 13 millones de euros respecto al mismo período del años anterior, lo que supone un descenso medio de los volúmenes comercializados del 66%. No obstante, el descenso de actividad varía considerablemente entre los puertos, ya que

mientras en el puerto de Huelva se ha experimentado un descenso del 42%, estos son mucho más pronunciados en los puertos de Algeciras y Barbate con descensos del 84 y 64%, respectivamente.

Tabla 24. Distribución de la flota pesquera andaluza de arrastre, cerco y palangre por caladero en 2000

Conceptos ¹²⁰	Región Suratlántica				Región Surmediterránea				Total Andalucía			
	Nº	TRB	CV	Trip	Nº	TRB	CV	Trip	Nº	TRB	CV	Trip
Arrastre												
Terceros países	56	10.876	45.388	855					56	10.876	45.388	855
Inactivos	63	6.639	27.923	696	39	2.407	14.024	396	102	9.046	41.947	1.092
Caladero nacional	205	5.442	44.113	1.244	147	5.777	29.232	1.118	352	11.219	73.345	2.362
Total	324	22.957	117.424	2.795	186	8.184	43.256	1.514	510	31.141	160.680	4.309
Cerco												
Terceros países	3	2.857	11.800	79	1	1.829	4.194	30	4	5.686	15.994	109
Inactivos	3	3.017	8.380	79	1	30	190	14	4	3.048	8.570	93
Caladero nacional	126	3.113	24.170	1.417	116	2.269	19.686	907	242	5.382	43.856	2.324
Total	132	9.987	44.350	1.575	118	4.128	24.070	951	250	14.116	68.420	2.526
Palangre												
Terceros países	1	46	286	8					1	46	286	8
Inactivos	29	1.058	5.170	274					29	1.058	5.170	274
Caladero nacional	7	355	1.882	62	118	1.996	14.067	627	125	2.351	15.949	689
Total	37	1.459	7.338	344	118	1.996	14.067	627	155	3.456	21.405	971

Fuente: Informe Económico y Financiero de Andalucía 2002, a partir del "Censo de Flota pesquera Operativa, 2000" de la SGPM y los listados del ISM

La fuerte reducción en la actividad económica de los puertos ha afectado directamente a las empresas comercializadoras y de servicios auxiliares del sector pesquero, es decir al empleo indirecto. La figura 42 muestra la evolución de la producción pesquera para los puertos pesqueros de Algeciras y Barbate en el período 1985-2002, en la que se puede apreciar una disminución considerable en dichos puertos en el año 2000 como consecuencia de la no renovación del acuerdo de pesca con Marruecos¹²¹.

¹²⁰ Los buques inactivos corresponden a los que operaban en el caladero de Marruecos.

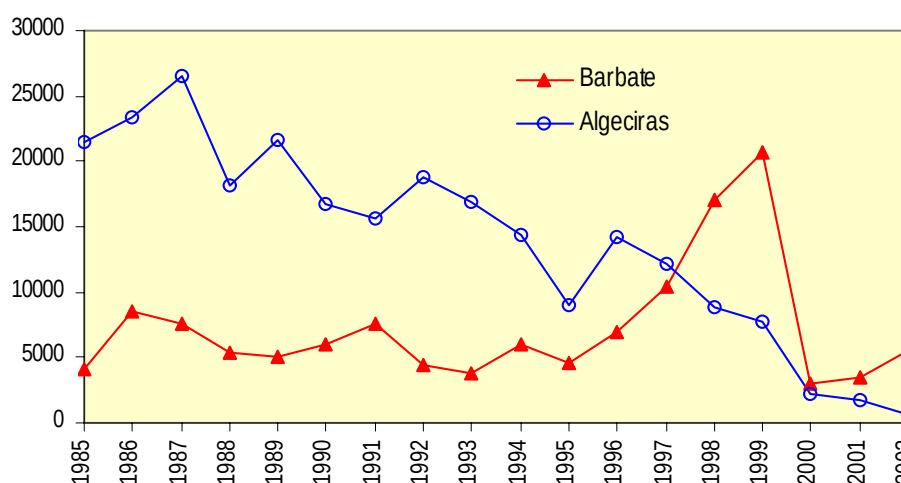
¹²¹ "Ruta Pesquera", Julio/Agosto 2000 nº 21 Año IV, pág. 33.

Tabla 25: Comparativa de la actividad económica de los puertos afectados

Puertos	Actividad (1º Trimestre 1999)		Actividad (1º Trimestre 2000)		Variación (absoluta)		Variación (%)	
	Tm.	Euros	Tm.	Euros	Tm.	Euros	Tm.	€
Almería	1.999	3.978.676	1.512	2.867.791	-487	-1.110.885	-24%	-28%
Málaga	3.788	3.539.446	2.088	2.795.481	-1.700	-743.966	-45%	-21%
Algeciras	10.090	11.903.221	1.603	4.900.009	-8.488	-7.003.213	-84%	-59%
Barbate	8.712	6.972.330	3.125	3.499.541	-5.588	-3.472.789	-64%	-50%
Huelva	3.118	4.149.761	1.821	3.096.286	-1.297	-1.053.474	-42%	-25%
Total	27.709	30.543.435	10.149	17.159.108	-17.560	-13.384.327	-66%	-44%

Fuente: "Ruta Pesquera", Julio/Agosto 2000, nº 21 Año IV, pág. 33.

Figura 42. Evolución de la producción pesquera para los puertos pesqueros de Algeciras y Barbate en el período 1985-2002



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos proporcionados por la publicación de la Junta de Andalucía sobre "Producción Pesquera Andaluza. Año 2002"

En definitiva, los datos disponibles indican que el sector pesquero andaluz, al igual que sucede en otras regiones europeas, atraviesa actualmente por una difícil situación. El escenario más probable, lejos de permitir el incremento de las producciones, se caracteriza por las crecientes dificultades de acceso a los recursos, tanto propios como de terceros países. La existencia de un desequilibrio entre las flotas del litoral y los recursos disponibles ha originado el deterioro de los caladeros regionales. Las flotas de cerco y arrastre que faenaban en el Golfo de Cádiz han tenido que llevar a cabo una serie de paradas biológicas en los últimos años como consecuencia de tal deterioro. Otro de los motivos de esta difícil situación es debido al descenso en el valor real de las

capturas como consecuencia, entre otras causas, del proceso de liberalización e internacionalización de los mercados. No obstante, cabe señalar que la importancia y dependencia de la pesca en algunas comarcas del litoral andaluz, las cuales han ejercido desde tiempos remotos dicha actividad constituyendo su medio de subsistencia por la escasez de alternativas económicas, hace que el sector pesquero siga teniendo un importante papel en el futuro.

Asimismo, el sector pesquero andaluz está experimentando un proceso de artesanalización que aunque comenzó en los años ochenta, se ha visto acelerado como consecuencia de las dificultades de acceso a los caladeros de terceros países y la reubicación de los mismos en caladeros nacionales que ha provocado en las pesquerías situaciones de sobreexplotación y sobrecapacidad. Esta artesanalización del sector también se ha producido debido a los incentivos de la Política Pesquera Comunitaria que favorecen el abandono definitivo de la actividad y la exportación de los buques a terceros países, García del Hoyo et. al (2001).

5.6. ACUERDOS PESQUEROS INTERNACIONALES

El establecimiento generalizado en 1977 de las Zonas Económicas Exclusivas (ZEE) por parte de la mayoría de los Estados ribereños, en la que se otorgaban derechos soberanos sobre los recursos vivos y no vivos del mar, de su lecho y subsuelo entre las 12 y las 200 millas náuticas, y consecuentemente, sobre los recursos pesqueros, ha tenido consecuencias desfavorables para la flota pesquera española de altura, al verse paulatinamente expulsada de los caladeros en los que había faenado tradicionalmente. Los acuerdos bilaterales de pesca han supuesto hasta fechas recientes un importante alivio para las flotas de la Unión Europea debido a que aunque las zonas económicas exclusivas ocupan solamente el 35% de la superficie total de los mares y océanos, en ellas se localizan el 90% de los recursos pesqueros mundiales.

De hecho, una parte importante de la flota europea depende del acceso a los recursos pesqueros no comunitarios. Por este motivo, los Estados Miembros decidieron transferir a la Comunidad la competencia para firmar acuerdos de pesca a través de la Resolución del Consejo de 3 de noviembre de 1973. Según el informe de síntesis sobre la evaluación de los acuerdos de pesca

celebrados por la Comunidad Europea¹²² *“el acta oficial de nacimiento de los acuerdos de pesca comunitarios lo constituye la resolución del Consejo de 3 de noviembre de 1976 por la que se crea en la Comunidad una zona de pesca de 200 millas frente a las costas del Atlántico Norte y del mar del Norte”*¹²³. La Comisión Europea es la encargada, a partir de entonces, de negociar acuerdos bilaterales de pesca con terceros países.

En otro orden de cosas, el objetivo general de la Política Pesquera Común es asegurar una gestión sostenible de los recursos pesqueros desde los puntos de vista económico, social y medioambiental tanto en aguas comunitarias como no comunitarias. Como se indicaba en la Comunicación sobre la reforma de la PPC, la Comisión consideraba de especial importancia la introducción de mejoras en la política de acuerdos pesqueros¹²⁴.

Como señala el Comunicado de la Comisión sobre el marco integrado para la celebración de acuerdos de asociación pesqueros con terceros países, en la Cumbre Mundial sobre el desarrollo sostenible de Johannesburgo, la Comunidad dio su apoyo para *“mantener o restaurar los recursos a niveles que puedan producir el rendimiento máximo sostenible, con el fin de alcanzar tales metas con carácter urgente para las poblaciones sobreexplotadas, a más tardar en 2015, siempre que fuese posible”*¹²⁵.

En los acuerdos bilaterales de pesca se establece el marco general para el acceso de las flotas comunitarias a las aguas de estos países. En el marco de estos acuerdos se establecen protocolos de pesca que especifican las condiciones (técnicas, financieras, tipo de recursos, etc.) de aplicación del acuerdo. Según Meseguer (1984) *“la clasificación de los convenios bilaterales de pesca es tan variada como distintos son los criterios sobre los que se fundamenta dicha clasificación; tradicionalmente se han utilizado criterios espaciales, de conservación, de retirada progresiva (phasing-out), de vecindad, de reciprocidad y de cooperación en sus distintas variedades de*

¹²² DOC 105 DE 7.5.1981.

¹²³ IFREMER (1999).

¹²⁴ Véase la Comunicación de la Comisión sobre la reforma de la política pesquera común (“Guía”). COM (2002) 181 final de 28/5/2002.

¹²⁵ Comunicación de la Comisión sobre el marco integrado para la celebración de acuerdos de asociación pesqueros con terceros países. COM(2002) 637 final de 23/12/2002.

cooperación económica, técnica o científica¹²⁶”.

La naturaleza de los acuerdos de pesca varía en función del país. Así, en el caso de países que disponen de medios necesarios para la explotación plena de sus recursos, suelen llevarse a cabo acuerdos de reciprocidad, en los que la Comunidad y estos países intercambian posibilidades de pesca en sus respectivas aguas (países del Norte de Europa). Estos acuerdos también se denominan “pesca-pesca”, y en principio, ambas obtienen ventajas equivalentes.

Tabla 26. Acuerdos de pesca más relevantes firmados por España antes de la entrada en la CEE y número de embarcaciones implicadas. Años 1983 y 1984

País (caladero)	Número de buques
Marruecos	1.200
CEE	1.000
Portugal	480
ICSEAF (Namibia)	106
Senegal	105
Angola	90
Estados Unidos	80
Guinea Ecuatorial	74
NAFO (Off Canadá)	60

Fuente: Vázquez Martínez, G. y otros (1996a), pág. 51

Por otra parte, otros países, como son los africanos, del Océano Índico y Groenlandia, tienen recursos pesqueros que aún no explotan plenamente. En este caso, la Comunidad paga una compensación financiera y pacta con ellos unas medidas específicas destinadas a fomentar el desarrollo del sector pesquero y contribuir a una pesca sostenible, a cambio del acceso a sus zonas de pesca. Asimismo, los armadores que desean faenar en el marco de estos acuerdos pagan un canon por ello. De hecho, en el período transcurrido entre 1993 y 1997, los acuerdos bilaterales han generado una media aproximada de 41.000 empleos, de los cuales más del 82% correspondieron a acuerdos del “Sur”, es decir con países africanos¹²⁷.

¹²⁶ Meseguer, J. L., (1984), pág. 12.

¹²⁷ http://europa.eu.int/comm/fisheries/doc_et_publ/factsheets/facts/es/pcp4_2.htm.

Con anterioridad al establecimiento de las Zonas Económicas Exclusivas, España había firmado ya algunos acuerdos bilaterales con ciertos países como Mauritania (14 de febrero de 1964), Francia (20 de marzo de 1976), Marruecos (4 de enero de 1969), Portugal (9 de diciembre de 1969) y Senegal (1 de junio de 1972). En los años anteriores a la Adhesión de España a la Comunidad, 1983 y 1984, España tenía faenando cerca de 4.000 embarcaciones en caladeros exteriores. Los acuerdos más importantes, en cuanto al número de buques implicados, se encuentran recogidos en la tabla 26 en la que se puede observar que los acuerdos con Marruecos, CEE y Portugal representaban casi el 70% de la flota española total que faenaba en los caladeros exteriores. Según Vázquez Martínez, G. y otros (1996a), con anterioridad a la adhesión de España en la Comunidad Europea, España tenía en vigor acuerdos bilaterales con varios países, cuya clasificación viene recogida en la siguiente tabla:

Tabla 27. Tipología de los Acuerdos bilaterales suscritos por España y en vigor con anterioridad a la adhesión de ésta en la Comunidad Europea

Tipología del Acuerdo bilateral	Países
Reciprocidad ¹²⁸	- Noruega (22 de junio de 1977) - Portugal (Renovado el 14 de mayo de 1979) - CEE (23 de septiembre de 1978, renovado el 15 de abril de 1980)
Existencia de stocks excedentarios en los caladeros	- Estados Unidos (16 de febrero de 1977, renovado el 29 de julio de 1982) - Chile (7 de julio de 1977)
Concesión de facilidades comerciales	- Canadá (9 de junio de 1976)
Concesión de compensaciones financieras o "Acuerdos de cooperación"	- Mauritania (Renovado el 26/10/1977 y el 6 de abril de 1982) - Marruecos (Renovado el 17/10/1977 y el 1 de agosto de 1983)¹²⁹ - Senegal (Renovado el 16/05/1975 y el 16 de febrero de 1982) - Angola (2 de noviembre de 1981) - Cabo Verde (25 de septiembre de 1981) - Guinea Ecuatorial (31 de octubre de 1979) - Guinea Conakry (30 de abril de 1984) - Mozambique (1 de enero de 1982) - Seychelles (28 de octubre de 1983) - Sudáfrica (14 de agosto de 1979)

Fuente: Elaboración propia, a partir de Vázquez Martínez, G. y otros (1996a), págs. 49-50

¹²⁸ Los acuerdos basados en el principio de reciprocidad se fundamentan en el permiso mutuo de acceso a las aguas respectivas, con una serie de restricciones respecto al número de barcos y capturas.

¹²⁹ Cabe destacar que también se otorgaron ciertas facilidades comerciales de importación de productos pesqueros, como es el caso de las conservas de sardinas marroquíes.

De acuerdo con el artículo 167 del Tratado de Adhesión, cuando España ingresó en la Comunidad Económica Europea, los acuerdos que tenían en vigor con terceros países continuaron válidos, y a su caducidad, los nuevos acuerdos fueron suscritos por la Comunidad. Dentro de la misma es el Consejo el encargado de todo el proceso desde los primeros contactos hasta la elaboración del protocolo. El proyecto de acuerdo resultante de las negociaciones se presenta al Parlamento y es finalmente el Consejo quien adopta el acuerdo. Con posterioridad, la Comisión se ocupa de la gestión administrativa, financiera y técnica del acuerdo en cooperación con las administraciones de los Estados Miembros y actúa de interfaz con los terceros países.

Los acuerdos de pesca comunitarios han ido sustituyendo progresivamente a los acuerdos de pesca bilaterales firmados por los Estados Miembros con terceros países a raíz de su adhesión a la Comunidad. La situación en la que se encuentran los acuerdos bilaterales de pesca firmados por la Comunidad con terceros países viene recogida en la Tabla 1 del Anexo en el que se muestra las fechas de validez del protocolo en vigor, las contrapartidas financieras y el porcentaje correspondiente a las acciones dirigidas a la conservación y desarrollo sostenible. En cuanto a las contrapartidas financieras comunitarias, éstas oscilan desde los 350.250 €/año para Comoras hasta los 86 millones de €/año para Mauritania. Asimismo, el porcentaje de acciones dirigidas a la conservación y desarrollo sostenible en los distintos acuerdos oscila entre el 5% para Mauritania y el 100% para Mozambique.

En la actualidad se están produciendo cambios notorios en la pesca mundial debido, entre otros motivos, al progreso técnico, al surgimiento de nuevas potencias en el sector y a las aspiraciones de los países en desarrollo de poseer una industria pesquera propia. De esta manera, la escasez de los recursos pesqueros y el aumento de la competencia han originado una dificultad por parte de la Unión Europea para firmar acuerdos de pesca bilaterales con otros países en circunstancias ventajosas para la flota comunitaria.

Por otra parte, la reforma de la Política Pesquera Común establece que *“las actuaciones comunitarias en el ámbito de la pesca internacional deberán estar encaminadas a fomentar y potenciar la cooperación internacional y garantizar una pesca sostenible y responsable fuera de las aguas comunitarias adquiriendo los mismos compromisos que los contraídos en sus propias aguas. La Comunidad procurará garantizar una explotación sostenible de los recursos pesqueros tanto cuando se trate de sus propias actividades pesqueras exteriores como del comercio internacional de*

productos de la pesca¹³⁰". En definitiva, el acceso a las aguas de terceros países se limitará a las poblaciones excedentarias tal y como contempla el artículo 62 de la Convención de las Naciones Unidas sobre el Derecho del Mar.

A continuación, se muestra el valor de la producción bajo acuerdos pesqueros por los Estados Miembros tanto en la zona sur como en la zona norte de la Unión Europea en el período 1993-1997. En lo que respecta a España se observa un valor de producción mayor en la zona sur con 399,64 millones de euros, mientras en la zona norte el valor de la producción es de 4,87 millones de euros.

Tabla 28. Valor de la producción bajo acuerdos pesqueros por Estado miembro (mill. de euros). Período 1993-97

ESTADO MIEMBRO	PROMEDIO ZONA NORTE	% ZONA NORTE	PROMEDIO ZONA SUR	% ZONA SUR
Alemania	30,84	24,8		
Bélgica	1,31	1,1		
Dinamarca	41,64	33,5		
España	4,87	3,9	399,64	82,48
Finlandia	1,21	0,2		
Francia	6,42	5,2	34,8	7,18
Grecia			0,66	0,14
Irlanda	1,19	0,8		
Italia			6,72	1,39
Países Bajos	3,21	0,5	8,72	1,8
Portugal	5,46	4,4	33,72	6,96
Reino Unido	27,4	22,1	0,25	0,05
Suecia	7,4	3,6		
Total	130,95	100	484,51	100

Fuente: IFREMER (1999), "Evaluación de los acuerdos pesqueros celebrados por la CE"

Los países con una mayor participación en la explotación de caladeros de países de la denominada zona norte son, por orden de importancia Dinamarca, Alemania y Reino Unido, mientras que los intereses pesqueros españoles en dicha zona suponen tan sólo el 3,9% del reparto total de posibilidades de pesca en la zona norte. Esta escasa participación por parte de España es obvia, dada la lejanía de dichos caladeros y la presencia más que notable en ellos de otros países más

¹³⁰ Véase la Comunicación de la Comisión sobre la reforma de la política pesquera común ("Guía"). COM (2002) 181 final de 28/5/2002.

próximos. Por otra parte, la presencia de la flota española en acuerdos pesqueros con países de la zona sur es predominante, ya que nuestro país absorbe el 82,48% de las posibilidades de pesca, muy lejos del 7,18% de la flota francesa. Esta notable presencia en dichos acuerdos se hace más relevante si tenemos en cuenta que para el período considerado, el reparto de posibilidades de pesca en la zona norte se basaba en un montante total valorado en 130,95 millones de Euros, mientras que para los acuerdos con la zona sur dicha suma era de 484,51 millones de Euros¹³¹.

La tabla 29 permite analizar la importancia, en términos relativos, del valor de las capturas sujetas a acuerdo de pesca en los diferentes países ribereños de la zona sur. Evidentemente, y como cabría esperar, para el período 1993-1997 Marruecos absorbe el 54,47% del valor de los desembarcos, seguido a mucha distancia por Mauritania con el 20,12%. El resto de países africanos absorben porcentajes mucho menores, siendo los más relevantes Guinea Bissau, Senegal y Angola.

Tabla 29. Valor de la producción bajo acuerdos pesqueros (zona sur) de los Estados Miembros en los terceros países (millones de euros) celebrados por la CE. Período 1993-97

TERCEROS PAÍSES	PROMEDIO ZONA SUR	% ZONA SUR
Angola	24,42	5,04%
Cabo Verde	0,94	0,19%
Comores	1,36	0,28%
Costa de Marfil	9,21	1,9%
Gambia	0,12	0,02%
Guinea	3,59	0,74%
Guinea Bissau	32,34	6,67%
Guinea Ecuatorial	2,42	0,5%
Madagascar	3,24	0,67%
Marruecos	259,07	54,47%
Mauricio	0,45	0,09%
Mauritania	97,46	20,12%
Mozambique	0,26	0,05%
Santo Tomé	0,92	0,19%
Senegal	24,2	5%
Seychelles	24,52	5,06%
Total	484,51	100%

Fuente: IFREMER (1999), "Evaluación de los Acuerdos Pesqueros celebrados por la CE"

¹³¹ Por posibilidades de pesca se entiende a los recursos pesqueros potencialmente extraíbles de una zona determinada.

En la actualidad, de los países terceros que tienen suscritos acuerdos de pesca con la Comunidad Europea cabe señalar a Mauritania en cuanto a las posibilidades de pesca que ofrece a la flota española: crustáceos (excepto langosta) 4.364 TRB, Merluza senegalesa 8.500 TRB, especies demersales (excepto la merluza senegalesa y el arte de pesca de arrastre) 1.300 TRB, especies demersales (arrastreros) 4.000 TRB, cefalópodos 50 buques, atuneros cerqueros 18 buques, palangreros de superficie/cañeros 20 buques.

No obstante, la reforma de la política pesquera común pretende ser más ambiciosa ya que establece que los acuerdos pesqueros que se firmen con terceros países se basen en el fomento de una pesca sostenible en dichos países terceros. Como señala la Comisión Europea *“se ha elaborado una nueva estrategia en el marco de la reforma de la política pesquera común con el fin de ayudar a los países del Sur que legítimamente desean desarrollar su propia pesca, ya que el aumento de las capturas no puede ser ilimitado. Así, la Comisión ha propuesto al Consejo, que se modifique la naturaleza de los acuerdos pesqueros, de manera que pasen de ser acuerdos basados únicamente en el acceso a los recursos a ser acuerdos de asociación destinados a fomentar también el desarrollo de una pesca sostenible en las aguas de los países terceros afectados. Los acuerdos bilaterales firmados recientemente entre la UE y otros países contienen programas y acciones con medidas específicas, por ejemplo, relativas al fomento de la investigación científica para mejorar el conocimiento de la evolución de las existencias y permitir una gestión responsable de las mismas. Asimismo, establecen medios de supervisión y vigilancia, como la puesta en marcha de un sistema de control de buques por satélite (VMS) para luchar contra las capturas ilegales, así como el apoyo a las instituciones encargadas de la gestión pesquera de esos países. Por consiguiente, la tendencia general consiste en pasar de una actitud “pasiva” (acceso a los recursos a cambio de una compensación financiera) a otra “activa”, en la cual todos los socios tienen asegurado un desarrollo económico sostenible¹³²”*.

En definitiva, los acuerdos pesqueros internacionales permiten el establecimiento de las relaciones en materia de pesca con diversos Estados ribereños. Concretamente en la Comunidad Europea, el Consejo es el órgano encargado de todo el proceso que transcurre desde los primeros contactos hasta la elaboración del protocolo. La importancia de estos acuerdos se centra en su contribución a la economía de la Comunidad Europea tanto por su aportación al valor añadido,

¹³² “La Pesca europea” nº 23 Septiembre de 2004.

empleo y abastecimiento del mercado comunitario, entre otros. Sin embargo, en los últimos años se ha visto dificultada la firma de acuerdos de pesca bilaterales por parte de la Comunidad Europea con algunos Estados ribereños. En este sentido, cabe destacar la no renovación del último de los acuerdos de pesca con el Reino Alauita que concluyó el 30 de noviembre de 1999 y que obligó al paro forzoso de la flota comunitaria que faenaba en sus aguas jurisdiccionales y a su reubicación en otros caladeros.

Una vez comentada la importancia de los acuerdos pesquero con terceros países, a continuación se realizará una evolución de los distintos acuerdos de pesca con Marruecos, ya que constituye uno de los acuerdos con terceros países más relevantes tanto por el número de embarcaciones afectadas como por su proximidad al litoral español.

5.7. EVOLUCIÓN DE LOS DISTINTOS ACUERDOS DE PESCA CON MARRUECOS

Las relaciones hispano-marroquíes en materia de pesca han pasado por diversas etapas, algunas de las cuales han resultado ser delicadas y no exentas de conflictividad. Las reivindicaciones territoriales, en el marco de la política exterior marroquí, han tenido y siguen teniendo hoy día una importante repercusión internacional. De hecho, la independencia de Marruecos el 2 de marzo de 1956, no significó el comienzo de una etapa de armonía y buen entendimiento en las relaciones con España, ya que desde entonces Marruecos apelaba por el deseo expansionista. En diciembre de 1965 la Resolución 2072 de Naciones Unidas *“requiere urgentemente al gobierno de España, como potencia administradora, para que tome todas las medidas pertinentes para la liberación de los territorios de Ifni y del Sáhara Occidental de la dominación colonial”*, y el 14 de noviembre de 1975 se firma el Acuerdo Tripartito de Madrid, entre Marruecos, Mauritania y España, en los que España ratificaba su resolución, reiteradamente manifestada ante la ONU, de descolonizar el territorio del Sahara Occidental poniendo término a las responsabilidades y poderes que tenía sobre dicho territorio como Potencia Administradora. En definitiva, España ponía fin a su presencia y a los poderes que detentaba sobre el territorio del Sahara Occidental y entregaba la administración a las autoridades marroquíes y mauritanas¹³³.

¹³³ La firma del Pacto Tripartito de Madrid fue forzada por la marcha pacífica de 350.000 marroquíes sobre el Sahara convocada por Hassan II.

Respecto al ámbito que nos ocupa de la pesca, las tres delegaciones acordaban el *“reconocimiento conjunto por Marruecos y Mauritania de derechos de pesca en las aguas del Sahara a favor de 800 barcos españoles, por una duración de 20 años y en las mismas condiciones actuales, salvo el canon a ser abonado a partir del sexto año. Durante los cinco primeros años, los barcos de pesca españoles quedarán exentos de todo canon. Para los quince años siguientes abonarán un canon que será el más favorable posible concedido a cualquier país tercero con una rebaja convenida. Antes del comienzo del sexto año, una Comisión Mixta de las tres partes se reunirá para fijar dicho canon”¹³⁴*.

No obstante, cabe señalar que el hecho de que el Acuerdo Tripartito no hiciera mención al concepto de soberanía, ha originado un conflicto por el Sahara que parece ser inacabable, ya que aunque en agosto de 1979 Mauritania renuncia al territorio y firma la paz con el Frente Polisario de liberación, Marruecos aprovecha este hecho para invadir el resto del Sahara Occidental y aprovecharse de sus recursos mediante la firma de acuerdos de pesca que incluye sus aguas.

Aunque los primeros acuerdos pesqueros fueron establecidos entre España y el Reino de Marruecos, a partir de la incorporación de España a la Comunidad Económica (CE) en 1986, la competencia de los acuerdos de pesca con terceros países quedó asumida por la Comunidad.

El primer acuerdo oficial en materia de pesca entre España y Marruecos tuvo lugar en el 4 de enero de 1969 mediante el Convenio hispano-marroquí sobre Pesca Marítima, firmado en Fez que fue ratificado el 30 de abril de dicho año y publicado posteriormente en el Boletín Oficial del Estado nº 134, el 5 de junio de 1969. Aunque en un principio se establecía que transcurrido un período de diez años a partir de la fecha de entrada en vigor del presente Convenio, cada una de las Partes podía solicitar de la otra la apertura de negociaciones para proceder a la eventual revisión del régimen de pesca establecido, las partes deciden concluirlo el 31 de diciembre de 1972.

Este convenio permitía a cada una de las partes ejercer la pesca dentro de las aguas jurisdiccionales de la otra, considerada ésta como la zona de mar adyacente a la costa que alcanzaba hasta una línea paralela y distante doce millas de la línea base. Asimismo, se establecía

¹³⁴ Anejo I del Acta de las conversaciones mantenidas, de una parte, entre las delegaciones del reino de marruecos y la República Islámica de Mauritania, y de otra, de España, a propósito de los aspectos económicos derivados de la transferencia de la administración del Sáhara.

que la línea de base normal para medir la anchura de las respectivas aguas jurisdiccionales era en principio la de bajamar escorada a lo largo de la costa, tal y como aparecía marcada en las cartas a gran escala reconocidas oficialmente por el Estado ribereño. No obstante, el Artículo 5 señalaba que se podían trazar líneas de base recta en los lugares de la costa en que por su especial configuración el Derecho Internacional lo permitiera, pero éstas no deberían apartarse de manera apreciable de la dirección general de la costa ni podrían trazarse desde o hacia elevaciones que emergen en bajamar.

El ejercicio de la pesca dentro de las aguas jurisdiccionales de cada Parte, se realizaba mediante el establecimiento de una zonas en las que se permitía la pesca con determinadas artes. De esta manera, una primera franja de pesca quedaba delimitada entre la línea base y las siguientes 3 millas. En esta zona se autorizaba la pesca únicamente con palangres de fondo y flotantes, y la pesca de cerco (limitada exclusivamente a la del boquerón, practicada con sus artes específicas). La segunda franja de pesca quedaba delimitada mediante la zona comprendida entre las 3 y 6 millas desde la línea base. En esta zona se permitía la pesca de cerco y de arrastre, limitándose en Marruecos esta última modalidad a un Tonelaje Total de Registro Bruto (T.R.B.) de 50.000. Finalmente, la última franja quedaba entre las 6 y 12 millas, en la que se permitía el ejercicio de la pesca conforme a lo que el Derecho Internacional entiende por “Derechos Históricos” en esta materia, con toda clase de artes y de acuerdo con las normas establecidas por cada una de las Partes¹³⁵.

Para llevar a cabo un control sobre el número de embarcaciones que desarrollaban la pesca en aguas jurisdiccionales de la otra Parte, las autoridades marítimas competentes facilitaban unas licencias o autorizaciones a los Capitanes o Patrones de embarcaciones que la solicitaban. Asimismo, se requería que las embarcaciones de pesca estuvieran abanderadas o matriculadas en una de las dos Partes, y que sus propietarios, armadores, capitanes y demás personal titulado poseyeran una de las dos nacionalidades o, si la legislación de una de las Partes así lo exigiese, la nacionalidad del pabellón de la embarcación. Cuando el propietario o armador fuese una sociedad, se exigía que el control de al menos el 50% correspondiese a nacionales de una de las partes. Por último, también se requería que la tripulación de marineros tuviese una de las dos nacionalidades, con la excepción de aceptar a súbditos de terceros países avecindados en España o Marruecos, sin

¹³⁵ La Administración española se encarga de la elaboración anual de una lista de las embarcaciones autorizada a la pesca en la modalidad de arrastre.

que su número pudiese exceder de la quinta parte de la tripulación.

En definitiva, este convenio obligaba a desarrollar una cooperación hispano-marroquí en materia de pesca, y particularmente el fomento de la constitución de empresas mixtas. En concreto, se desarrollaba una promoción de sociedades mixtas pesqueras que pudiesen ejercer todo tipo de pesca tanto en las aguas jurisdiccionales de ambas partes como en alta mar; una promoción de sociedades mixtas para la comercialización de los productos de pesca, ya fuese en Marruecos o en España, ya fuese en el extranjero; y una promoción de industrias transformadoras de productos de pesca en España y en Marruecos.

Con la expiración del Acuerdo de Fez de 1969, en 1972, y la extensión de la zona exclusiva a 70 millas en 1973, las relaciones bilaterales entre Marruecos y España se tensaron como consecuencia del conflicto que existía por el Sahara Occidental. Con este clima, el siguiente Acuerdo de Cooperación en materia de pesca marítima, de 2 de enero de 1974 no llegó a aplicarse ya que se exigía, entre otros requisitos, que los buques españoles que pretendían faenar en aguas marroquíes subscribiesen un contrato de arrendamiento con sociedades marroquíes, ya fuese de capital mixto hispano-marroquí o de capital exclusivamente marroquí. Asimismo, el arrendamiento se limitaba únicamente a 200 buques españoles¹³⁶.

Tras los Acuerdos Tripartitos de Madrid de 1975, los dos países decidieron en 1977 abrir negociaciones para encontrar una solución a los problemas pendientes, y aquellos que habían surgido tras la entrega de la administración del Sahara a Marruecos y Mauritania. Si embargo, el Acuerdo de Cooperación en materia de pesca de 17 de febrero de 1977, fue ratificado únicamente por España y no por Marruecos. Este acuerdo abarcaba desde el 31 de diciembre de 1972, fecha en la que concluyó el Convenio de pesca de 1969, hasta el 1º Protocolo Transitorio de Cooperación en materia de pesca marítima de 29 de junio de 1979. Una característica de este acuerdo venía dada por el fomento de la constitución de sociedades de capital mixto tanto para la actividad pesquera como la construcción naval, transformación y comercialización de productos provenientes del mar.

Además, los buques españoles que querían ejercer la pesca en aguas bajo la jurisdicción marroquí debían establecer un contrato de fletamiento con sociedades marroquíes, con capital mixto

¹³⁶ Meseguer, J. L., (1974), Convenios bilaterales de pesca, en la obra colectiva "La actual revisión del derecho del mar. Una perspectiva española". Madrid. Pág. 145-151.

hispano-marroquí o con capital marroquí. Los barcos españoles fletados por las sociedades marroquíes podían desembarcar libremente sus capturas en puertos españoles, así como componer su tripulación con marineros españoles.

En cuanto a la cooperación en el campo de la investigación científica y técnica, ésta se llevaba a cabo mediante el intercambio de información de los recursos pesqueros, esfuerzos de pesca, capturas técnicas de pesca, métodos de conservación y procesamiento de pescado, comercialización, programas de investigación, etc. En este sentido, se instauró la constitución de una Comisión Mixta, la cual se encargaba de los programas de cooperación y del cumplimiento del Acuerdo. También, se llevó a cabo una cooperación financiera por parte del gobierno de España al Marroquí, mediante la concesión de un crédito de 3.525 millones de pesetas a un interés anual del 4,5%, 10 anualidades iguales y 2 años de gracia. Este crédito iba destinado a financiar en Marruecos infraestructuras de pesca, instalaciones portuarias y la construcción de una Escuela Marítima en Marruecos, así como la construcción de barcos en España.

Llegado el año 1979, aún el Parlamento marroquí no había ratificado el Acuerdo de 1977, por lo que se firma un acuerdo transitorio. El motivo era debido a la lucha de Marruecos por la soberanía del Sahara. Conscientes de la necesidad de una actuación en común para la explotación racional, conservación y preservación de los recursos pesqueros en las aguas bajo jurisdicción marroquí se suscribe en Rabat entre España y Marruecos el Protocolo de Acuerdo Transitorio en materia de pesca marítima de 29 de junio de 1979. Éste entró en vigor el 1 de julio de 1979 por un período de tres meses a partir de dicha fecha, renovado por uno nuevo de tres meses, que concluía el 31 de diciembre de 1979, pudiéndose realizar una prórroga eventual del mismo.

De este modo, la flota española era autorizada para la pesca en aguas bajo la jurisdicción marroquí bajo el compromiso de respeto de las estipulaciones del Anejo I del Acuerdo de Cooperación en materia de pesca marítima entre España y Marruecos de 17 de febrero de 1977, así como las cartas anejas al mismo. En él se establecía el pago de cánones por Tonelada de Registro Bruto de periodicidad trimestral, que junto con el coste de las licencias debían ser pagados al tesoro marroquí. Además, el gobierno de España se comprometía a facilitar al gobierno del Reino de Marruecos, en el plazo de 15 días, la lista completa de buques pesqueros españoles deseosos de ejercer su actividad en aguas bajo la jurisdicción marroquí.

Con la finalidad de estrechar los lazos de cooperación entre los dos países se llevó a cabo tanto una cooperación científica para el estudio de los stocks y su acondicionamiento en las aguas atlánticas y mediterráneas marroquíes, como una cooperación en el campo de la formación profesional de mandos intermedios marroquíes de pesca. Respecto a este último aspecto, se concedieron 14 becas para que nacionales marroquíes efectuasen estudios superiores en las escuelas españolas de formación náutico-pesqueras; se proporcionó una asistencia técnica a la Escuela de Formación Profesional Marítima de Alhucemas, y se organizaron períodos de formación de instructores marroquíes.

Respecto a las condiciones del ejercicio de la pesca en el protocolo, se establecía una diferenciación tanto a la zona como a la modalidad de pesca. El mayor tonelaje de registro bruto autorizado era para la modalidad de arrastre, seguida por la de cefalópodos y palangre; y los mayores cánones exigidos eran para los buques cefalopoderos congeladores.

Tabla 30. Tonelajes autorizados y cánones por zona y modalidad de pesca

Zona de pesca	Modalidad de pesca	Tonelajes autorizados y cánones
Norte del Cabo Noun	Arrastre	• Tonelaje de registro bruto máximo de 32.500 TRB • Canon anual de 70 dólares USA por TRB para los buques inferiores a 100 TRB y 120 dólares USA por TRB para los buques superiores a 100 TRB
	Cerco y otras artes	• Tonelaje de registro bruto máximo de 3.500 TRB para los buques de cerco y 7.554 TRB para los palangreros y buques de otras artes • Canon anual de 70 dólares USA por TRB para los buques inferiores a 100 TRB y 120 dólares USA por TRB para los buques superiores a 100 TRB
Sur del Cabo Noun	Sardina	• Tonelaje de registro bruto máximo de 7.240 TRB • Canon anual de 80 dólares USA por TRB
	Artesanal	• Tonelaje de registro bruto máximo de 5.000 TRB • Canon anual de 50 dólares USA por TRB
	Cefalópodos	• Tonelaje de registro bruto máximo de 18.341 TRB • Canon anual de 110 dólares USA por TRB para los buques cefalopoderos de pesca fresca y 150 dólares USA por TRB para los buques cefalopoderos congeladores

Fuente: Protocolo de Acuerdo transitorio de 29 de junio de 1979, BOE 253 de 22/10/1979

Seguidamente, el Canje de Cartas de 31 de diciembre de 1982, constitutivo de Acuerdos, prorroga por un período de seis meses a partir de 1 de enero de 1983 el Protocolo de Acuerdo Transitorio en materia de pesca de 1 de abril de 1981, y el canje de cartas de 31 de marzo de 1982 que prorrogaba, a su vez, por un período de nueve meses a partir del 1 de abril de 1982, el protocolo transitorio de cooperación en materia de pesca, firmado en Madrid el 1 de abril de 1981. De este modo, el Canje de Cartas de 31 de diciembre de 1982 comprometía a la parte española a pagar 309 millones de pesetas al Reino Marroquí en el marco de cooperación de Estado a Estado en materia de pesca marítima. Asimismo, se producía un incremento de un 14% en los cánones que desde ese momento serían pagados en dólares.

El último de los Acuerdos de Cooperación sobre pesca marítima entre España y el Reino de Marruecos fue el de 1 de agosto de 1983. Este Acuerdo tenía vida propia ya que no complementaba ni modificaba ninguno de los acuerdos anteriores. Tenía una vigencia de 4 años y supuso el último de los acuerdos en materia de pesca suscrito por nuestro país.

Respecto al ejercicio de la pesca por los barcos españoles, se exigía que hubiesen disfrutado de licencia de pesca en aguas marroquíes durante los dos años anteriores a la fecha de su entrada en vigor, o que fuesen barcos del mismo tipo a condición de que el número de unidades no aumentase en ningún caso. Asimismo, en el anejo II se establecían las condiciones del ejercicio de la pesca en las aguas bajo jurisdicción marroquí; y en el anejo I del acuerdo se establecía el tonelaje autorizado de registro bruto, el tonelaje efectivo de registro bruto, y el reparto por modalidades de pesca diferenciando por zona y año de la flota española como se muestra en la siguiente tabla¹³⁷:

¹³⁷ El Tonelaje de registro bruto autorizado es aquel por el que la parte española puede obtener licencias de pesca y está autorizada a pagar cánones, sin que el tonelaje de barcos españoles presentes en las aguas bajo jurisdicción marroquí en un momento dado sobrepase el tonelaje de registro bruto efectivo.

Tabla 31. Toneladas Autorizada (A) y Efectivas (E) de barcos españoles que operaban en Marruecos por modalidad de pesca

		Porcentajes de disminución del TRB					
			5%	15%	10%	5%	5%
		31 julio 1983	1 agosto 1983	1 enero 1984	1 enero 1985	1 enero 1986	1 agosto 1986
Norte cabo Noun							
Arrastre	A	32.500	30.875	26.000	22.750	21.125	19.500
	E	31.176	29.617	24.941	21.823	20.264	18.706
Cercos anchoa	A	3.500	3.325	2.800	2.450	2.275	2.100
	E	3.500	3.325	2.800	2.450	2.275	2.100
Palangres y otros artes	A	7.554	7.176	6.043	5.288	4.910	4.532
	E	7.522	7.146	6.018	5.265	4.889	4.513
Sur cabo Noun							
Cercos sardinales	A	7.548	7.171	6.038	5.284	4.906	4.529
	E	6.820	6.479	5.456	4.774	4.433	4.092
Artesanales	A	6.500	6.175	5.200	4.550	4.225	3.900
	E	6.500	6.175	5.200	4.550	4.225	3.900
Cefalópodos frescos	A	8.736	8.299	6.989	6.115	5.678	5.242
	E	6.912	6.566	5.530	4.838	4.493	4.147
Cefalópodos congelados	A	61.264	58.201	49.012	42.884	39.822	36.758
	E	48.438	46.016	38.750	33.907	31.485	29.063
Merluza negra	A	9.000	8.550	7.200	6.300	5.850	5.400
	E	7.391	7.021	5.912	5.174	4.804	4.434
Total	A	136.602	129.772	109.282	95.621	88.791	81.961
	E	118.259	112.345	94.607	82.781	76.868	70.955

Fuente: Acuerdo de 1 de agosto de 1983

Como se puede comprobar en la tabla anterior, la modalidad de pesca con un mayor tonelaje de registro bruto autorizado y efectivo en la zona Norte del Cabo Noun es la de arrastre, mientras que en la zona Sur del Cabo Noun es la modalidad de Cefalópodos congelados. También, se muestra el calendario anual fijado para la reducción de la flota española que operaba en las aguas bajo la jurisdicción marroquí. En ella se observa que el 1 de agosto de 1983 se producía una reducción en las toneladas autorizadas y efectivas del 5%, el 1 de enero de 1984 del 15%, el 1 de enero de 1985 del 10%, el 1 de enero de 1986 del 5%, y por último el 1 de agosto de ese mismo año se producía otra reducción de otro 5%.

En definitiva, los barcos españoles que poseían una licencia de pesca debían además abonar unos cánones anuales expresados en unidades de cuenta DEG (Derechos Especiales de Giro) pagaderos trimestralmente en divisas convertibles en función del tonelaje del barco y de la modalidad de pesca ejercida; en el anejo III se recogían los cánones aplicables durante la vigencia del acuerdo. Además, España tenía que abonar al Reino marroquí una suma global trimestral correspondiente al 40% del montante global de los cánones abonados por los barcos españoles.

Tabla 32. Tarifas de cánones aplicables durante la vigencia del Acuerdo

Porcentaje de aumento						
	Actual		25%	40%	55%	70%
	\$	DEG	1 agosto 83 DEG	1 julio 84 DEG	1 enero 85 DEG	1 enero 86 DEG
Norte de Cabo Noun						
-100 TRB	65,48	62,24	77,8	87,14	96,48	105,82
+100 TRB	112,1	106,5	133,16	149,14	165,12	181,1
Sur de Cabo Noun						
Cerco sardinal	74,56	70,87	88,59	99,22	109,85	120,48
P. artesanal	46,72	44,41	55,51	62,17	68,83	75,49
Cefalópodo congelado	140	133	166,28	186,23	206,18	226,13
Cefalópodo fresco	102,4	97,37	121,73	136,33	150,93	165,53
Merluza negra	53	50,38	62,97	70,53	78,09	85,65

Fuente: Anejo III de Acuerdo de 1 de agosto de 1983. BOE nº 243 de 11/10/1983

Por otra parte, también se obligaba a España a enviar a Marruecos, regularmente y en un plazo de sesenta días a partir de la fecha de cada desembarco, las estadísticas de pesca de cada uno de los barcos autorizados a la pesca en aguas bajo jurisdicción marroquí. Dichas estadísticas debían indicar las cantidades pescadas por especie y las zonas de pesca, así como los datos biológicos obtenidos a partir de los muestreos.

Respecto al título III correspondiente al desarrollo de la pesca marroquí, la parte española se comprometía a tomar a su cargo la formación de técnicos marroquíes en España, mediante la concesión de 30 becas anuales. En el marco de la formación práctica, cada año podían embarcar 40 becarios marroquíes durante un período de 6 meses como mínimo a bordo de los barcos

españoles de altura. Igualmente, se comprometía a embarcar a dos marineros marroquíes a bordo de cada barco español autorizado a pescar en las zonas bajo jurisdicción marroquí en el caso en que el TRB fuese superior a 150 toneladas y un solo marinero en el caso de que dicho TRB fuese superior a 100 toneladas.

Asimismo, para el desarrollo de la pesca marroquí se concedían líneas de crédito de 400 millones de dólares USA para la adquisición de bienes y servicios españoles y un crédito de Gobierno a Gobierno de 150 millones de dólares USA de una duración de 25 años, con 8 años de gracia y un tipo de interés anual del 4%, destinado a la financiación de infraestructura y de obras públicas en Marruecos que fuesen adjudicadas a Empresas españolas.

El siguiente Acuerdo de Cooperación sobre pesca marítima tuvo lugar entre la Comunidad Europea y el Reino de Marruecos. Este acuerdo constituyó un importante hecho en la evolución de la política pesquera de la Comunidad, debido a que, aunque con anterioridad se había firmado un acuerdo de cooperación con Marruecos el 27 de agosto de 1976, nunca se había establecido un acuerdo pesquero con este país.

Cuando concluye el Acuerdo de Cooperación sobre pesca marítima entre España y el Reino de Marruecos, de 1 de agosto de 1983, la Comunidad negoció directamente con el Reino Alauita el mantenimiento de un régimen preliminar aplicable desde el 1 de agosto hasta el 31 de diciembre de 1987, en espera del establecimiento de un nuevo acuerdo de pesca. No obstante, tras la finalización del plazo de vigencia del régimen preliminar, las negociaciones llevadas a cabo entre la Comunidad y Marruecos no habían finalizado y el Reino marroquí decreta la salida inmediata de sus aguas de todos los buques comunitarios.

España se vio gravemente afectada con el amarre forzoso de unos 700 barcos. Con el propósito de paliar las terribles consecuencias que implican el amarre por la falta de un nuevo acuerdo con Marruecos, la Comunidad Económica Europea establece una *Indemnización de espera* de tres millones de ECUs, a los pescadores afectados¹³⁸.

Afortunadamente, el 25 de febrero de 1988 la Comunidad y el Reino de Marruecos negocian

¹³⁸ Manteca Valdelande, V., (1990), pág. 194.

y rubrican en Bruselas un nuevo Acuerdo sobre las relaciones en materia de pesca, que ofrecía a los pescadores de la Comunidad posibilidades de pesca en las aguas sometidas bajo la soberanía o la jurisdicción del Reino de Marruecos y que implicaba una contraprestación por parte de la Comunidad que comprendía, entre otras, una concesión arancelaria en el marco del régimen de intercambios establecido por el Acuerdo de cooperación entre la Comunidad Económica Europea y el Reino de Marruecos. La firma del Acuerdo tuvo lugar en Rabat el 26 de mayo de 1988 y quedó publicado por la Comunidad mediante el Reglamento (CEE) nº 2054/88 del Consejo, de 23 de junio de 1988. Este Acuerdo tenía un período de vigencia de 4 años, que transcurría desde el 1 de marzo de 1988 hasta el 29 de febrero de 1992, y prorrogado hasta el 30 de abril del mismo año.

El Acuerdo se remitía al Convenio de Naciones Unidas sobre Derecho del Mar en el que Marruecos establecía una zona económica exclusiva, que se extendía hasta las 200 millas náuticas contadas desde las líneas de base a partir de las cuales se mide la anchura del mar territorial, ejerciendo allí sus derechos de soberanía para los fines de explotación, conservación y administración de los recursos naturales de dicha zona.

Respecto a las licencias, el Acuerdo establecía que las autoridades de la CEE presentarían trimestralmente a las autoridades de la Parte marroquí la lista de barcos que habían solicitado el ejercicio de la actividad pesquera dentro de los límites establecidos para cada categoría de barco, según los Protocolos anexos del Acuerdo, al menos 20 días antes del comienzo del período de validez. En la lista se proporcionaba, por modalidades de pesca y por zonas, el TRB, la cuantía de la licencia y el de los cánones. Asimismo, para una mejor identificación junto con la primera solicitud de licencia de cada año se adjuntaba una copia del acta de nacionalidad y una fotografía del barco.

Los niveles de los cánones aplicables a los buques pesqueros según la zona, modalidad de pesca y período vienen recogidos en la tabla siguiente, en la que se muestra un aumento de los cánones a lo largo de la vigencia del acuerdo¹³⁹:

¹³⁹ Los cánones aplicables a los buques que pescaban especies muy migratorias era de 20 ECUs por tonelada pescada en la zona pesquera de Marruecos.

Tabla 33. Importe de los Cánones aplicables (ECUS por TRB) según tipo de pesca y período

Tipo de pesca	Períodos							
	1/3/1998-28/2/1989		1/3/1989-28/2/1990		1/3/1990-28/2/1991		1/3/1991-29/2/1992	
	Trim.	Año	Trim.	Año	Trim.	Año	Trim.	Año
Zona norte								
Arrastre < 100 TRB	29	116	30,45	121,8	31,97	127,88	33,57	134,28
Arrastre \$100 TRB	50	200	52,5	210	55,12	220,48	57,88	231,52
Cercos	34	136	35,7	142,8	37,48	149,92	39,35	157,4
Palangres y otros artes selectivos	30	120	31,5	126	33,07	132,28	34,72	138,88
Barcos de pesca de esponjas	25	100	26,25	105	27,56	110,24	28,94	115,76
Zona sur								
Cercos	34	136	35,7	142,8	37,48	149,92	39,35	157,4
Artesanales	20	80	21	84	22,05	88,2	23,15	92,6
Cefalópodos								
- Frescos	46	184	48,3	193,2	50,71	202,84	53,25	213
- Congelados	63	252	66,15	264,6	69,46	277,84	72,93	291,72
Merluza negra	24	96	25,2	100,8	26,46	105,84	27,78	111,12
Arrastre demersal	40	160	42	168	44,1	176,4	46,3	185,2
Arrastre pelágica	34	136	35,7	142,8	37,48	149,96	39,35	157,4
Palangres y otros artes selectivos	30	120	31,5	126	33,07	132,28	34,72	138,88
Pesca experimental:								
Langosteros con nasas	33	132	34,65	138,6	36,38	145,52	38,2	152,8
Barcos camaroneros y que pesquen otras especies	33	132	34,65	138,6	36,38	145,52	38,2	152,8

Fuente: Reglamento (CEE) nº 2054/1988 del Consejo, de 23 de junio de 1988

Respecto a las posibilidades mensuales de pesca vienen recogidas en la Tabla 2 del Anexo del presente capítulo. Éstas permanecieron estables a lo largo de los cuatro años de vigencia del acuerdo y variaban dependiendo de la modalidad de pesca.

Otro punto que merece destacarse es respecto al control de la actividad, ya que el Acuerdo establecía un sistema que trataba de implicar la cooperación de todos los interesados, incorporando medidas que afectaban tanto a Marruecos como a la Comunidad Europea y a los patrones de los

buques. En ese sentido, se establecía la obligación de someter los buques a una revisión técnica anual que se realizaba en puertos marroquíes a solicitud de sus autoridades. Asimismo, se reconocía el derecho de visita e inspección de las autoridades de Marruecos a los buques de pesca comunitarios que faenasen en aguas jurisdiccionales marroquíes. Adicionalmente, la Comisión europea se comprometía a comunicar a las autoridades marroquíes antes del tercer mes de cada trimestre, las cantidades capturadas por los barcos autorizados.

Finalmente, se establecían otra series de medidas de carácter informativo que implicaban la colaboración de los patrones de los buques pesqueros. Así pues, los buques de Toneladas de Registro Bruto (TRB) superior a 150 debían comunicar su entrada y salida de la zona de pesca de Marruecos, así como las cantidades de pescado que tenían a bordo en ese momento a alguna de las emisoras de radio estipuladas. Respecto a los barcos con TRB igual o superior a 100 debían de comunicar mensualmente a las autoridades competentes marroquíes una declaración de capturas con arreglo al modelo previsto, a excepción de los barcos de pesca de especies muy migratorias. En caso de no cumplirse dicha comunicación, Marruecos podía suspender la licencia del barco en cuestión hasta que se subsanase dicha deficiencia. Por último, los capitanes de los buques de pesca con un TRB igual o superior a 100 debían llevar a bordo un diario en el que se anotaba, como mínimo, las cantidades capturadas de cada especie, la fecha y el lugar de las capturas, y el tipo de arte utilizado.

El acuerdo fomentaba la cooperación económica, comercial, científica y técnica en el sector pesquero con los objetivos de fomentar los intercambios de información sobre técnicas y equipos de pesca, y sobre los métodos de conservación y de transformación industrial de los productos de la pesca; de realizar estudios específicos; de fomentar la creación y el desarrollo de empresas conjuntas para la explotación de los recursos pesqueros o para el aprovechamiento de los productos obtenidos de los mismos; de incitar a las empresas de pesca autorizadas a ejercer sus actividades a utilizar las instalaciones portuarias marroquíes en condiciones compatibles con las de la competencia internacional; de llevar a cabo programas específicos encaminados a reforzar los medios de evaluación de la situación de las poblaciones de peces y promover el desarrollo de la búsqueda de nuevas técnicas de pesca que favorezcan su explotación racional; y por último, de mejorar la asistencia y salvamento en el mar. Para reforzar todo lo anterior, se creó una Comisión mixta con la misión de velar por el cumplimiento del Acuerdo, la cual se reunía una vez al año alternativamente en Marruecos y un país de la CEE, y de manera extraordinaria a petición de cualquiera de las Partes.

Respecto a las prestaciones de la Comunidad, se clasificaban en tres tipos: financieras, comerciales y laborales. En el primer tipo se encontraba un pago a Marruecos de 272 millones de ECUs como contrapartida de las posibilidades de pesca concedidas, pagaderos en cuatro plazos para la realización de programas, actividades y estudios específicos; una aportación de una participación financiera de 6 millones de ECUs pagaderos en cuatro pagos anuales, con destino a la investigación pesquera y a la mejora de la gestión de los recursos de la pesca y del control de su explotación; y una concesión a Marruecos de 3,5 millones de ECUs para becas de estudio y formación práctica en disciplinas relacionadas con la pesca.

Las prestaciones comerciales consistían en la concesión arancelaria desde el 1 de enero de 1989, para cada año de aplicación del Acuerdo de pesca, de un contingente hacia la CEE de 17.500 toneladas (peso neto) para preparados de conservas y sardinas originarios de Marruecos. Asimismo, para garantizar la comercialización regular, durante el primer semestre de cada anualidad no se podría dar salida al mercado a cantidades superiores al 60% del volumen total y durante el primer trimestre dichas cantidades no podrían superar el 35%.

Por último, en el tercer tipo de contrapartidas se encontraban las laborales en las que se obligaba a embarcar dos pescadores marroquíes en los buques comunitarios que tuvieran entre 100 y 150 TRB, y tres pescadores marroquíes en los buques comunitarios con un TRB superior a 150. Estos últimos buques podían ser invitados a acoger a bordo un oficial observador científico designado por el Ministerio de pesca de Marruecos. Para remunerar a estos observadores los armadores de los buques tenían que pagar 4 ECUs/TRB/año.

El 15 de mayo de 1992 la Comunidad Europea y el Reino de Marruecos rubricaron el segundo de los Acuerdos en materia de pesca, en el que se establecía una vigencia igual que el anterior de 4 años, a partir del 1 de mayo de 1992. No obstante, el 13 de octubre de 1994, ambas partes deciden poner fin este Acuerdo a las doce de la noche del día 30 de abril de 1995 y negociar, a la mayor brevedad posible, un nuevo acuerdo. Esta reducción de un año en el período de validez, aparece en la Decisión del Consejo, de 29 de abril de 1996, que se publica en el Diario Oficial de la Comunidad Económica Europea de 4 de mayo de 1996¹⁴⁰.

¹⁴⁰ El Acuerdo de 1992 fue publicado en el Reglamento del Consejo de la CEE nº 3954/92 del Consejo, de 19 de diciembre de 1992, relativo a la celebración del Acuerdo sobre las relaciones en materia de pesca marítima entre la Comunidad Económica Europea y el Reino de Marruecos, y por el que se adoptan disposiciones para su aplicación.

En respuesta al período de inactividad a la que se vio afectada la flota española, se establecieron una serie de medidas tanto por parte del Ministerio de Trabajo y Seguridad Social mediante el pago del salario mínimo interprofesional y cuota obrera a la seguridad social a los tripulantes afectados, y cuota obrera a la seguridad social a armadores afectados; como por parte del Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación ayudas para los armadores afectados por la inmovilización. Estas medidas vienen reguladas en la Orden de 3 de abril de 1995, Orden de 9 de mayo de 1995, Orden de 10 de julio de 1995, Orden de 1 de agosto de 1995, Orden de 7 de septiembre de 1995 y Orden de 16 de octubre de 1995 del Ministerio de Trabajo y Seguridad Social y la Orden de 4 de mayo de 1995, Orden de 6 de julio de 1995, Orden de 5 de septiembre de 1995 y la Orden de 23 de octubre de 1995 del Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación.

El ejercicio de las actividades pesqueras de los barcos de la Comunidad en la zona de pesca de Marruecos quedaba supeditado a la posesión de una licencia expedida por las autoridades marroquíes a solicitud de las autoridades competentes de la Comunidad, así como al pago de cánones por parte de los armadores. Al igual que en el Acuerdo anterior, las autoridades de la Comunidad presentaban trimestralmente a las autoridades de Marruecos la lista de barcos que habían solicitado el ejercicio de la actividad pesquera dentro de los límites establecidos para cada categoría de pesca, según el Protocolo anejo del Acuerdo, al menos 20 días antes del comienzo del período de validez

No obstante, el Acuerdo establecía ciertas limitaciones tanto en las Toneladas de Registro Bruto permitidas como en el número de barcos autorizados en cada categoría de pesca, siendo ésta última una novedad por parte de este Acuerdo. Esta limitación en el número máximo de barcos autorizados para pescar venía acompañada, en algunas categorías de pesca, de unos porcentajes de variación que permitían el aumento del número de buques. La aplicación de esos porcentajes de variación no debía dar como resultado un tonelaje global superior al autorizado para la categoría de que se tratase.

Asimismo, la expedición de cada licencia se realizaba a nombre de un determinado barco y no era transferible. Como salvedad, se establecía que en el caso de fuerza mayor debidamente comprobada por las autoridades competentes del Estado del pabellón y a solicitud de la Comunidad, la licencia del barco sería sustituida sin demora por una nueva licencia a nombre de otro barco de la misma categoría de pesca siempre que con ello no se sobrepasase el tonelaje autorizado para ésta. En la siguiente tabla se muestra el tonelaje autorizado, el número máximo de barcos

autorizados y el porcentaje de variación en el número de barcos para cada una de las categorías de pesca, observándose el mayor tonelaje autorizado en la modalidad de cefalópodos, seguido de la de arrastre camaronero y palangre.

Tabla 34. Tonelaje autorizado, número máximo de barcos autorizados para pesca y porcentaje de variación del número de barcos

Categoría de pesca	Tonelaje autorizado	Nº máximo de barcos	% variación del número
Arrastre camaronero	11.000	213	15%
Arrastre no camaronero	6.500		10%
Cerco-Norte	2.100	36	
Pesca de esponjas	300		5%
Palangre	10.400	172	10%
Cerco-Sur	4.500	11	10%
Artisanal	3.540	62	0%
Cefalópodos	33.200	151	15%
Merluza negra	5.950	25	0%
Arrastre demersal	3.500	15	
Arrastre pelágico	1.300	3	
Pesca del atún		28	0%

Fuente: Acuerdo de pesca de 1992, Reglamento del Consejo de la CEE nº 3954/92 del Consejo, de 19 de diciembre de 1992

Respecto a los cánones, existía una distinción en los mismos en función de si el barco pescaba o no especies fuertemente migratorias. De este modo, en el caso de que el buque no pescase especies fuertemente migratorias, los cánones debían pagarse por cada trimestre del año civil, con excepción de los períodos que fuesen reducidos por causa de paradas biológicas, en los que los cánones serían pagaderos proporcionalmente al período de validez real de la licencia. Para los barcos que pescaban especies fuertemente migratorias, el importe de los cánones quedaba fijado en 20 ECUs por tonelada capturada en la zona de pesca de Marruecos. En todos los casos, las licencias se expedían para un año civil, previo pago de un anticipo de 2.000 ECUs por barco. En la siguiente tabla se muestran los cánones exigidos durante la duración del acuerdo para las modalidades de pesca en la que se muestra un aumento de dichos cánones. Los mayores cánones son para las modalidades de arrastre camaronero para los buques de 100 o más Tonelas de registro bruto, cefalópodos y arrastre demersal.

Tabla 35. Cánones para los diferentes períodos en ECUS/TRB/Trimestre

Modalidad de pesca	Del 1/5/92 al 30/4/93	Del 1/5/93 al 30/4/94	Del 1/5/94 al 30/4/95	Del 1/5/95 al 30/4/96
Arrastre camaronero				
< 50 TRB	42	44	46	49
> 50 y < 80 TRB	53	56	58	61
\$ 80 TRB y < 100 TRB	63	66	69	73
\$ 100 TRB	90	95	99	104
Arrastre no camaronero	42	44	46	49
Cerco-Norte	45	47	50	52
Pesca de esponjas	40	42	44	46
Palangre	45	47	50	52
Cerco-Sur	48	50	53	56
Artisanal	30	32	33	35
Cefalópodos	75	79	83	87
Merluza negra	45	47	50	52
Arrastre demersal	75	79	83	87
Arrastre pelágico	55	58	61	64
Peca del atún	20 ECUS por tonelada pescada. Anticipo global 2000 ECUS/año/barco			

Fuente: Acuerdo de pesca de 1992, Reglamento del Consejo de la CEE nº 3954/92 del Consejo, de 19 de diciembre de 1992

Al igual que en el Acuerdo de 1988, éste también fomentaba la cooperación económica, comercial, científica y técnica en el sector de la pesca. Además de los objetivos mencionados en el Acuerdo de 1988, en este Acuerdo se establecían el fomento del desarrollo de la acuicultura, la preparación de programas y medidas específicas para el desarrollo y profundización de la formación de los marineros, la mejora en la gestión de los recursos pesqueros y el seguimiento de su explotación, y la elaboración de actividades tendentes a la promoción social profesional del personal de la Administración encargado de la Pesca Marítima y de la Marina Mercante de Marruecos.

Respecto al control, este Acuerdo también trataba de implicar la cooperación de todos los interesados, incorporando medidas que afectaban tanto a Marruecos como a la Comunidad y a los patrones de los buques. En este sentido, se establecía la obligación de someter los buques a una revisión técnica anual, y en caso de que se realizara una modificación del tonelaje, que se hiciesen revisiones después de dichas modificaciones en puertos marroquíes a solicitud de sus autoridades. Asimismo, los barcos de pesca de la Comunidad que faenasen al amparo de este Acuerdo debían

permitir y facilitar la subida a bordo y el cumplimiento de sus tareas a todo funcionario de Marruecos encargado de la inspección y el control de las actividades pesqueras.

La cooperación en materia de control por parte de la Comisión europea, al igual que el Acuerdo de pesca anterior, venía dada en cuanto a que ésta se comprometía a comunicar a las autoridades marroquíes antes del tercer mes de cada trimestre, las cantidades que habían sido capturadas durante el trimestre anterior por los barcos autorizados para faenar en la zona de pesca de Marruecos.

Otras de las medidas establecidas, de carácter informativa, que implicaba a los patrones de los buques pesqueros establecía que todos los buques de la Comunidad que faenasen al amparo del Acuerdo de 1992, con excepción de los de tonelaje inferior a 80 TRB, debían comunicar la entrada y salida en la zona de pesca con Marruecos, así como las capturas que llevasen a bordo en ese momento a alguna de las estaciones de radio del Ministerio de la Pesca Marítima y de la Marina Mercante. Además, los capitanes de los barcos de tonelaje igual o superior a 80 TRB, debían llevar a bordo un cuaderno diario de pesca en el que anotar las cantidades capturadas de cada especie.

Como novedades de este Acuerdo, se establecía por parte de ambas partes la preparación y ejecución de programas de investigación científica pesquera centrados en el muestreo biológico, así como programas de recogida de datos bioestáticos con objeto de estudiar las principales poblaciones de peces marroquíes explotados por sus respectivos barcos de pesca. Para este propósito se celebraban reuniones de grupos de trabajo con el fin de proceder a la homologación de los métodos de recogida y tratamiento de datos y a la evaluación del estado del aprovechamiento de los recursos pesqueros explotados por la flotas de ambas partes. Para tales fines, la Comisión mixta creó un Comité científico que se encargó de la planificación y seguimiento de los programas de investigación. Esta Comisión mixta también era la encargada, entre otros aspectos, de la cooperación en la prevención de la pesca ilegal y de la lucha contra ella, especialmente mediante el intercambio de información y el establecimiento de una estrecha cooperación administrativa entre ambas Partes.

Otra novedad recogida en este Acuerdo estaba relacionada con el derecho de paso inocente y de navegación por la zona de pesca de Marruecos con arreglo a las disposiciones del Convenio de las Naciones Unidas sobre el Derecho del Mar y de las normativas nacionales e internacionales

en la materia. En este sentido, se establecía que durante el ejercicio de este derecho, los barcos de pesca comunitarios debían mantener todos sus artes de pesca debidamente estibados a bordo con el propósito de imposibilitar su utilización inmediata.

La tercera novedad quedaba reflejada en el Acuerdo sobre el procedimiento en caso de apresamiento. En este caso, se establecía que el Ministerio de la Pesca Marítima y de la Marina Mercante comunicaría en un plazo de 24 horas a la Delegación de la Comisión de las Comunidades Europeas en Marruecos todo apresamiento de que hubiera sido objeto un barco pesquero comunitario acogido al Acuerdo en la zona de pesca de Marruecos, y enviaría un breve informe de las circunstancias y razones que hubiesen dado lugar al mismo, así como los procedimientos iniciados y sanciones adoptadas.

En cuanto a las prestaciones por parte de la Comunidad, al igual que en el anterior Acuerdo, se podían clasificar en financieras, comerciales y laborales. En el primer tipo, se encontraban una contrapartida financiera de 360 millones de ECUs como contrapartida de las posibilidades de pesca concedidas y pagaderas en cuatro plazos; una ayuda financiera de 7 millones de ECUs para los programas científicos o técnicos destinados a la ampliación de la investigación científica aplicada a la gestión de los recursos pesqueros; una ayuda financiera para la preparación y ejecución de medidas y programas científicos de 30,4 millones de ECUs, la cual en el anterior acuerdo aunque era de 20 millones provenía de la contrapartida financiera de 272 millones de ECUs. Como novedades se establecen una cantidad de 2 millones de ECUs para cubrir los gastos de reparación de los barcos de investigación del ICPM (Institut Scientifique des Pêches Maritimes), así como para la compra de equipo científico, la contratación de consultores y la financiación de los gastos de participación del personal de dicho instituto en los períodos de prácticas y seminarios internacionales, y en los grupos de trabajo científico; una ayuda financiera de 7 millones de ECUs pagaderos en cuatro plazos anuales al Ministerio de la Pesca y de la Marina Mercante, para el desarrollo y ampliación de las capacidades humanas, y de la infraestructura y equipos de las instituciones encargadas de dicha formación; y por último, 2 millones de ECUS a disposición del Ministerio de la Pesca Marítima y de la Marina Mercante y de sus instituciones de formación.

Entre las prestaciones comerciales se establecía que las importaciones en la Comunidad Económica Europea de preparados y conservas de sardinas originarias de Marruecos gozarían de una exención de derechos de aduana para un contingente arancelario de 10.000 toneladas (peso neto) desde el 1 de mayo al 31 de diciembre de 1992; y de una suspensión parcial de los derechos

de aduana establecidos en el arancel aduanero común del 1 de enero de 1993 al 30 de abril de 1996 de la siguiente manera: del 1 de enero al 31 de diciembre de 1993 del 8%, del 1 de enero al 31 de diciembre de 1994 del 7%, del 1 de enero al 31 de diciembre de 1995 del 6% y del 1 de enero al 30 de abril de 1996 del 5%.

Por último, en el tercer tipo de contrapartidas se encontraban las laborales en las que se obligaba a embarcar un pescador marroquí en los barcos comunitarios que tuvieran un tonelaje igual o superior a 80 TRB e inferior a 100 TRB, tres pescadores marroquíes en los barcos comunitarios con un tonelaje igual o superior a 100 TRB e inferior a 150 TRB y cinco pescadores marroquíes en los barcos comunitarios de un tonelaje igual o superior a 150 TRB. Además, se establecía que, a solicitud del Ministerio de la Pesca Marítima y de la Marina Mercante, todo barco de la Comunidad que poseía una licencia para las categorías de pesca de cefalópodos, arrastre de merluza negra y arrastre demersal (zona sur) debía embarcar a bordo a un observador científico. Referente a los barcos de pesca de especies fuertemente migratorias (atuneros) se establecía la obligación de embarcar a observadores científicos a solicitud del Ministerio de Pesca Marítima y de la Marina Mercante, que como máximo era de tres observadores. También, a solicitud del Ministerio, los demás barcos de la Comunidad con un TRB igual o superior a 80 debían embarcar a bordo a observadores científicos; en este caso el número de buques afectados por estos embarcos no debía de sobrepasar el 20% del total de barcos autorizados para cada categoría de pesca y trimestre, y sólo podía embarcarse a bordo a un observador por buque. La remuneración de estos observadores consistía además del canon a cargo de los armadores, en un importe de 8 ECU/TRB/año por barco que ejercía su actividad en la zona de pesca de Marruecos.

El último de los Acuerdos de pesca suscrito entre la Unión Europea y el Reino de Marruecos, fue rubricado por ambas partes en Bruselas el 13 de noviembre de 1995. Este Acuerdo entró en vigor el día 1 de diciembre de 1995 y tenía una vigencia de 4 años¹⁴¹. La cooperación de las Partes se centraba en la conservación y la explotación racional de las poblaciones de peces; en el refuerzo de la cooperación científica y técnica entre las instituciones especializadas; y en el fomento de la cooperación económica, comercial e industrial en el sector de la pesca.

Como novedad, el Acuerdo de 1995 establecía un reparto de las posibilidades de pesca entre los Estados Miembros de la Comunidad. Asimismo, consideraba que en el caso de que las solicitudes

¹⁴¹ Publicado en el Reglamento del Consejo de las CEE nº 150/97 de 12 de diciembre de 1996.

de licencia presentadas por un Estado miembro para una categoría de pesca determinada fuesen inferiores al tonelaje que le hubiesen sido asignado, la Comisión ofrecería la posibilidad de presentar solicitudes a los armadores de los demás Estados Miembros. En cuanto a la categoría de atuneros establecía que dado el carácter anual de las licencias para esta categoría, la distribución de las posibilidades de pesca no utilizadas se llevaría a cabo cuando se presentasen las solicitudes de licencia del primer trimestre de cada año civil. El reparto de las posibilidades de pesca, por categoría de pesca, entre los Estados Miembros queda recogido en la tabla 36 en la que se muestra una disminución de las posibilidades de pesca conforme transcurre el tiempo de duración del acuerdo.

Tabla 36. Reparto de las posibilidades de Pesca entre los Estados Miembros

Categorías de pesca	Estado miembro	Tonelaje disponible			
		Del 1/12/95 al 30/11/96	Del 1/12/96 al 30/11/97	Del 1/12/97 al 30/11/98	Del 1/12/98 al 30/11/99
Cefalópodos	España	30.212	26.892	23.572	19.920
Arrastre camarero	España	11.200	10.000	9.000	8.200
Palangre	España	7.412	7.070	6.591	6.044
Palangre	Portugal	3.938	3.760	3.511	3.226
Cerqueros-Norte	España	1.300	1.300	1.300	1.300
Cerqueros-Sur	España	4.800	4.800	4.800	4.800
Artesanal	España	1.550	1.550	1.550	1.550
Arrastre "Merluza negra"	España	3.000	3.000	3.000	3.000
Arrastre pelágico	Francia	1.300	1.300	1.300	1.300
Atuneros	España	17 buques	17 buques	17 buques	17 buques
Atuneros	Francia	10 buques	10 buques	10 buques	10 buques
Esponjas	Grecia	5 buques	5 buques	5 buques	5 buques

Fuente: Reglamento del Consejo de las CEE nº 150/97 de 12 de diciembre de 1996

Asimismo, en el caso de algunas categorías de pesca se admitía, dentro de los porcentajes de variación fijados, un ajuste del número de buques para tener en cuenta las variaciones de la estructura de la flota y del tonelaje de los buques. En este sentido, la aplicación de esos porcentajes de variación no debían dar como resultado un tonelaje global superior al autorizado para cada una de dichas categorías.

También se establecía la posibilidad de que un buque pudiera obtener una licencia de pesca para una categoría de pesca diferente, de un período de validez a otro, siempre que se reuniese una serie de condiciones establecidas en las fichas técnicas anejas al Protocolo.

En lo que respecta al control, este Acuerdo también trataba de implicar la cooperación de todos los interesados, incorporando medidas que afectaban tanto a Marruecos como a la Comunidad y a los patrones de los buques. En cuanto al control marroquí, se establecía la obligación de someter a los buques de pesca autorizados a una visita técnica anual y en caso de que se realizasen cambios en el tonelaje o en la categoría de pesca que implicasen la utilización de tipos de artes de pesca diferentes, después del mismo, a que se realizaran otras visitas técnicas en puertos marroquíes a solicitud de sus autoridades. Asimismo, los capitanes de los buques de la Comunidad debían permitir y facilitar la subida a bordo y el cumplimiento de sus tareas a todo funcionario de Marruecos encargado de la inspección y el control de las actividades pesqueras.

La cooperación en materia de control por parte de la Comisión europea, al igual que en el Acuerdo de pesca anterior, venía dada en cuanto que ésta se comprometía a comunicar a las autoridades marroquíes, antes del tercer mes de cada trimestre, las cantidades capturadas durante el trimestre anterior por los barcos de la Comunidad.

Las medidas establecidas de carácter informativo que implicaban a los patrones de los buques pesqueros establecían que todos los buques de la Comunidad que faenasen al amparo de este Acuerdo, con excepción de aquellos cuyo tonelaje fuese inferior a 50 TRB, debían comunicar a la estación de radio del Ministerio sus entradas y salidas de la zona de pesca de Marruecos, así como las capturas que se encontrasen a bordo en ese momento. También, los capitanes de los buques de tonelaje igual o superior a 80 TRB, debían utilizar un cuaderno diario de pesca, en el que se anotasen las cantidades capturadas de cada especie.

Asimismo, al igual que en los anteriores Acuerdos, la Delegación debía presentar trimestralmente al Ministerio las listas de los buques que solicitaban el ejercicio de sus actividades pesqueras dentro de los límites fijados por cada categoría de pesca, al menos veinte días antes del comienzo del período de validez de las licencias solicitadas.

Entre las imposiciones a los Estados Miembros de la Comunidad se encontraban la comprobación de la concordancia de los datos enviados en los impresos de solicitudes de licencia con los que figuraban en el registro de buques de pesca de la Comunidad y en el caso de modificaciones, comunicarlas a la Delegación de la Comisión de las Comunidades Europeas en Marruecos; el envío a la Delegación de las solicitudes de licencia; el suministro mensual a la

Delegación de la lista de los barcos cuya licencia hubiese sido suspendida con la fecha de presentación de la licencia y la de su restitución correspondiente a cada puerto; el envío a la Comisión de los resúmenes de los informes de los controles efectuados; el envío mensual a la Delegación de una copia de los informes de los observadores científicos, así como la comunicación a la Comisión de las infracciones y del curso dado a las mismas; el envío tanto a la Delegación como a la Parte marroquí de una copia de la comunicación de las misiones de inspección previstas; el envío a la Delegación de una copia de los informes del observador de la Parte comunitaria sobre la observación mutua de los controles en tierra; y además, el envío a la Delegación de la lista de buques que enarbolasen su pabellón y que estuviesen sujetos a la obligación de desembarcar sus capturas en un puerto marroquí.

Cabe destacar, que al igual que en el Acuerdo de 1992 existía una distinción en los cánones en relación a si el barco pescaba o no especies fuertemente migratorias. No obstante, para las especies altamente migratorias (atuneros) se establecía, en el Acuerdo de 1995, que las licencias serían expedidas para un año civil, previo pago de un anticipo de 4.000 ECUs por buque; y que para el primer y el último año del Acuerdo, el anticipo sería calculado proporcionalmente a la duración de la validez de la licencia.

En cuanto a las prestaciones de la Comunidad, al igual que en el anterior Acuerdo se podían clasificar en financieras, comerciales y laborales. En el primer tipo, se encontraban una contrapartida financiera de 355 millones de ECUs pagaderos anualmente, mediante la siguiente distribución: 100 millones de ECUs el primer año, 90 millones de ECUs el segundo año, 85 millones de ECUs el tercer año y 80 millones de ECUs el cuarto año. También, se establecía una ayuda financiera de 121 millones de ECUs para la realización de acciones cuyo objetivo fuese el desarrollo duradero del sector de la pesca en Marruecos, así como el reforzamiento de la solidaridad de los intereses de sus agentes económicos respectivos. Esta ayuda se pagaba anualmente desglosada de la siguiente manera: 21 millones de ECUs el primer año, 25 millones de ECUs el segundo año, 35 millones de ECUs el tercer año y 40 millones de ECUs el cuarto año. Otra de las ayudas establecidas, era una ayuda financiera consistente en 16 millones de ECUs para reforzar la investigación científica pesquera y el diseño de la política de ordenación de los recursos pesqueros marroquíes, la cual se pagaba en cuatro tramos anuales de 4 millones de ECUs cada uno. Una ayuda financiera de 7.600.000 ECUs destinada a las acciones de formación marítima encaminadas a desarrollar y fortalecer los recursos humanos, así como las infraestructuras y equipos de los centros de formación marítima de Marruecos; la cual se pagaba en cuatro tramos anuales de 1.900.000 ECUs cada uno.

Y por último, una cantidad de 400.000 ECUs puesta a disposición del Ministerio y de sus centros de formación marítima para cubrir los gastos de seminarios y cursillos.

Tabla 37. Contraprestación económica del Acuerdo de 1995

Compensación Financiera. Básica	355 MECUS
Desarrollo Pesquero y Solidaridad	121 MECUS
Investigación y Desarrollo	16 MECUS
Recursos Humanos	7,6 MECUS
Seminarios y Cursillos	0,4 MECUS
Total	500 MECUS

Fuente: Reglamento del Consejo de las CEE nº 150/97 de 12 de diciembre de 1996

Respecto a las prestaciones comerciales, se suprimía el Anexo II del Acuerdo de 1992 dedicado a las condiciones de importación de los preparados y conservas de sardinas originarias de Marruecos, en el que se establecía que las importaciones en la Comunidad Económica Europea de preparados y conservas de sardinas originarias de Marruecos gozarían de ciertas exenciones de derechos de aduanas para un contingente arancelario y de suspensiones parciales de los derechos de aduana en el arancel aduanero.

Por último, en el tercer tipo de contrapartidas se encontraban las laborales en las que se obligaba a embarcar un pescador marroquí en los buques comunitarios de tonelaje igual o superior a 50 TRB e inferior a 80 TRB, dos pescadores marroquíes en los barcos comunitarios de tonelaje igual o superior a 80 TRB e inferior a 100 TRB, tres pescadores en los buques de tonelaje igual o superior a 100 TRB e inferior a 130 TRB, cuatro pescadores en los buques de tonelaje igual o superior a 130 TRB e inferior a 150 TRB, cinco pescadores en los buques de tonelaje igual o superior a 150 TRB e inferior a 250 TRB, y 6 pescadores en los buques de tonelaje igual o superior a 250 TRB.

Además, se establecía que, a solicitud del Ministerio de la Pesca Marítima y de la Marina Mercante, cualquier buque de la Comunidad cuyo tonelaje fuese igual o superior a 80 TRB, así como cualquier buque que tuviera una licencia para la pesca de cefalópodos, arrastre de merluza negra y arrastre pelágico deberían embarcar a bordo un observador científico marroquí. En todos los casos, sólo podía embarcarse a un observador científico a la vez por buque. En cuanto a la duración del

desembarco del observador científico a bordo de un buque comunitario era de una marea, que podía extenderse a varias a petición explícita del Ministerio. Para remunerar a estos observadores, los armadores de los barcos tenían que pagar 3 ECUs trimestrales por TRB y buque que ejerciera su actividad pesquera en la zona de pesca de Marruecos, o lo que es lo mismo 12 ECUs/año/TRB/barco.

Entre las novedades de este Acuerdo destacaban, en primer lugar, el hecho de que las señales de identificación de cualquier buque de la Comunidad debían ajustarse a la normativa comunitaria, exponiéndose a las sanciones previstas en caso de que se procediese al camuflaje de sus señales de identificación externas. En segundo lugar, se prohibía en la zona de pesca de Marruecos cualquier operación de transbordo en el mar de las capturas entre buques de pesca autorizados o con cualquier otra unidad. En tercer lugar, se establecía que las Partes contratantes llevarían a cabo un examen del problema de los descartes efectuados por los buques de pesca y realizarían un estudio de las vías y medios para su aprovechamiento. En cuarto lugar, se decidía la instauración de un proyecto piloto de localización continua vía satélite de los buques de la Comunidad que faenasen en la zona de pesca de Marruecos, con el objetivo de llevar a cabo una gestión directa de las disposiciones relativas a los esfuerzos de pesca y a las restricciones geográficas, de realizar inspecciones en el mar y de establecer un control a posteriori de las zonas declaradas en el cuaderno diario de pesca. En quinto lugar, se introducía un nuevo anexo dedicado a los desembarcos de capturas de los buques de la Comunidad en los puertos marroquíes, con el fin de desarrollar conjuntamente los sectores pesqueros de ambas Partes.

En este sentido, los desembarcos podían ser facultativos u obligatorios. En los desembarcos facultativos, los buques de todas las categorías de pesca podían desembarcar sus capturas en un puerto marroquí, previa solicitud. Por contra, los buques que debían realizar desembarcos obligatorios eran aquellos buques de la Comunidad que, faenando en la categoría de cefalópodos, fuesen requeridos para ello. El número de buques requeridos eran de 12 en el primer año, 15 en el tercer año y 25 en el cuarto año. Además, todos estos buques que desembarcaban sus capturas en Marruecos se beneficiaban de una reducción de los cánones del trimestre durante el cual realizaban los desembarcos. Los porcentajes de reducción eran del 15% para los buques dedicados a la pesca de cefalópodos que desembarcaban tanto obligatoriamente como facultativamente y del 10% para los buques de las otras categorías de pesca que desembarcaban facultativamente. En cuanto a las autoridades marroquíes, llevaban a cabo una inspección del buque durante el desembarque, siempre que no se retrasasen las operaciones de desembarque.

Por otra parte, en este Acuerdo se modificaba el plazo máximo en el que el Ministerio debía comunicar a la Delegación el apresamiento de un buque de pesca de la Comunidad en la zona de pesca de Marruecos. El plazo máximo pasaba de 24 horas en el anterior Acuerdo a 48 horas.

A modo de síntesis, en la tabla siguiente se muestra la evolución seguida, en los diversos acuerdos, en relación a la obligación de embarcar a marineros marroquíes por parte de la flota española que faenaba en el caladero marroquí. Como se puede apreciar en el transcurso de los acuerdos de pesca ha ido incrementándose el número de marineros marroquíes obligados a embarcar.

Tabla 38. Evolución de la obligación de embarque de marineros marroquíes

Marroquíes embarcados	Períodos aproximados				
	1980	1981-87	1988-91	1992-95	1996-99
1	TRB >150, y Cefalopodos con base en la península	\$100 TRB y #150 TRB	-	\$80 TRB y <100 TRB	\$50 TRB y <80 TRB
2	-	>150 TRB	\$100 TRB y #150 TRB	-	\$80 TRB y <100 TRB
3	-	-	>150 TRB	\$100 TRB y <150 TRB	\$100 TRB y <130 TRB
4	-	-	-	-	\$130 TRB y <150 TRB
5	-	-	-	\$150 TRB	\$150 TRB y <250 TRB
6	-	-	-	-	\$250 TRB

Fuente: Elaboración propia

En cuanto a las contrapartidas financieras, la tabla 39 muestra el análisis evolutivo de las aportaciones financieras para los últimos tres acuerdos de pesca. Como se puede observar, las contrapartidas que han experimentado un mayor incremento a lo largo de estos acuerdos han sido las catalogadas como Investigación y Desarrollo, las cuales eran establecidas especialmente para la realización de acciones cuyo objetivo fuese el desarrollo duradero del sector de la pesca en Marruecos. De este modo, las contrapartidas financieras totales experimentaron un incremento del 77,62% desde el Acuerdo de 1988 al Acuerdo de 1995.

Tabla 39. Análisis evolutivo de las contrapartidas financieras, en Millones de ECUS

Contrapartidas Financieras	Acuerdo de pesca		
	1988-1992	1992-1995	1995-1999
Básica	272	360	355
Investigación y Desarrollo	6	32,4	137
Formación	3,5	9	8
Total	281,5	401,4	500

Fuente: Elaboración propia

Asimismo, como se ha podido comprobar en el presente apartado las contrapartidas financieras se han ido incrementando mientras se ha ido recortando progresivamente el número de embarcaciones autorizadas a la pesca por el Reino marroquí. La tabla 40 muestra la evolución de la flota española en Marruecos con una disminución del 63% en los últimos dos decenios. Hay que resaltar que mientras las contrapartidas financieras han ido incrementándose, la presencia de buques ha hecho lo contrario.

Tabla 40. Evolución de la flota española en Marruecos

AÑO	Nº BARCOS	T.R.B.
1980	1.062	144.349
1985	756	82.781
1990	632	74.681
1995	434	54.329
1999	397	s/d

Fuente: Elaboración propia

Del mismo modo, la flota pesquera andaluza en las aguas bajo la jurisdicción del Reino Alauita también ha mostrado una drástica reducción producida tanto en el número de barcos, Toneladas de Registro Bruto Total y tripulantes. De hecho, se observa una reducción en el número de tripulantes del 39% en un período de menos 3 años desde 1992 hasta comienzos de 1995.

Tabla 41. Evolución de la flota andaluza en Marruecos

AÑO	Nº BARCOS	T.R.B.	TRIPULANTES
1979	750	82.250	s/d
1988	381	33.110	s/d
1992	292	23.956	4.500
Inicio Acuerdo 95	247	17.570	2.729
Final Acuerdo 95	203	12.535	2.431
Reducción Acuerdos Bilaterales (1979-1988)	369	49.140	s/d
Reducción Acuerdos U.E. (1988-1999)	178	20.575	s/d
Reducción Acuerdo 95	44	5.035	298
Reducción Total	547	69.715	2.069

Fuente: Informe elaborado por DAP y Consejería de Agricultura y Pesca

La siguiente tabla muestra las variaciones porcentuales de la reducción sufrida por la flota pesquera andaluza a través de los acuerdos de pesca. En este sentido, se observa como en el primer período analizado, que abarca nueve años (desde 1979 hasta 1988), las disminuciones porcentuales en el número de barcos, TRB y tripulantes son prácticamente iguales a las del segundo período analizado, que abarca siete años (desde 1988 hasta 1995). Este hecho demuestra la política de continuos recortes seguida por el Reino Alauita. De hecho, se ha producido un descenso del 73% en el número de embarcaciones y del 85% en las Toneladas de Registro Bruto durante los veinte años analizados.

Tabla 42. Reducciones en el número de barcos, TRB y tripulantes

	Acuerdos Bilaterales (1979-1988)	Acuerdos U.E. (1988-1999)	Acuerdo 1995 (1/12/95-30/11/99)	Total
	Variación (%)	Variación (%)	Variación (%)	Variación (%)
Barcos	-49,2	-46,72	-17,81	-72,93
T.R.B.	-59,74	-62,14	-28,66	-84,76
Tripulantes	s/d	s/d	-10,92	s/d

Fuente: Elaboración propia

La expiración, el día 30 de noviembre de 1999, del último de los acuerdos de pesca con

Marruecos, tuvo graves consecuencias para el colectivo de pescadores y armadores afectados por la no renovación del acuerdo. La flota que faenaba en el caladero marroquí tuvo que verse obligada al amarre forzoso en espera de que las negociaciones entre Bruselas y Marruecos culminaran con un nuevo acuerdo de pesca. Desafortunadamente, las esperanzas de los armadores de más de 400 embarcaciones y de unos 4.300 pescadores de la Unión Europea se vieron truncadas cuando el 26 de marzo de 2001 el Comisario Fischler comunica la imposibilidad de concluir un nuevo acuerdo de pesca con Marruecos en beneficio mutuo.

La Comisión Europea se ha inclinado por el desguace como la manera más apropiada para solucionar el problema de la reubicación de los barcos afectados por la falta de Acuerdo pesquero con Marruecos. Los buques que pudieron reubicarse lo hicieron en caladeros nacionales y en países terceros, como en los de Mauritania, Nigeria, Angola y El Congo, entre otros. No obstante, en el caso español, la Junta de Andalucía y el sector pesquero andaluz han reiterado en numerosas ocasiones al Gobierno la necesidad de buscar nuevos caladeros para una parte de los barcos que faenaban en Marruecos y que se han visto obligados a hacerlo en el Golfo de Cádiz, debido a que el mismo está sobredimensionado. Concretamente, de los 203 barcos con puerto base en Andalucía que faenaban en Marruecos a 30 de noviembre de 1999, un total de 52 buscaron otros destinos entre el cese del acuerdo (30 de noviembre de 1999) y la comunicación de la imposibilidad de la firma de un nuevo acuerdo de pesca (26 de marzo de 2001). De los 151 barcos restantes, 71 fueron desguazados, 29 fueron reubicados en el Golfo de Cádiz, 17 fueron reubicados en el Mediterráneo, 20 fueron exportados y 14 obtuvieron licencias en terceros países. Esos 71 barcos desguazados ponen de manifiesto el grave problema que ha supuesto la finalización del acuerdo de pesca con Marruecos¹⁴².

Las modalidades de pesca más afectadas en la Comunidad Autónoma andaluza han sido las de arrastre marisquero, palangre y cerco con el 54%, 25% y 17%, de los buques; el 46%, 19% y 29% de los tripulantes; y el 57%, 14% y 17% de las toneladas de registro bruto, respectivamente.

¹⁴² Según información proporcionada por la Consejería de Agricultura y Pesca de la Junta de Andalucía.

Tabla 43. Flota Andaluza en el caladero marroquí a 30 de noviembre de 1999

MODALIDAD	Nº DE BARCOS	TRIPULANTES	TRB
Arrastre marisquero	110	1.129	7.194
Palangreros	51	471	1.779
Cerqueros	34	714	2.134
Cefalopoderos	3	33	333
Arrastreros de merluza negra	3	49	864
Atuneros	2	35	231
Total	203	2.431	12.535

Fuente: Elaboración propia, a partir de la información proporcionada por la Consejería de Agricultura y Pesca de la Junta de Andalucía

En definitiva, la finalización del acuerdo de pesca de 1995 ha originado un gran problema para los pescadores y armadores que venían faenando hasta el momento en el caladero marroquí y que se vieron obligados a paralizar su actividad, como para los puertos afectados los cuales sufrieron una fuerte reducción en su actividad económica. Una vez repasada la evolución de los distintos Acuerdos de pesca con el Reino de Marruecos, en el siguiente apartado se analizarán los motivos por los cuales no se pudo lograr su renovación en los plazos marcados inicialmente por las autoridades.

5.8. MOTIVOS DE LA NO RENOVACIÓN DEL ACUERDO DE PESCA CON MARRUECOS

Desde el comienzo del proceso de negociaciones para la renovación del acuerdo de pesca, que concluyó en noviembre de 1999 han sido muchos los que opinaban que Marruecos no mostraba una posición negociadora y que por tanto hiciese posible la firma de un acuerdo de pesca.

Aunque las causas que han originado que la Unión Europea y España calificasen de imposible la consecución del acuerdo de pesca con el Reino Alauita han sido diversas, destaca la pretensión de Marruecos de llevar a cabo un recorte considerable de la flota comunitaria, el cual llegaba hasta el 65% el tercer año del acuerdo; la ubicación de la flota en zonas de pesca que no eran rentables; el establecimiento de paros biológicos de períodos de gran duración; el incremento notorio en el precio de las licencias, así como la obligación de efectuar la descarga de un elevado

porcentaje de las capturas en sus puertos.

Como se ha observado en el apartado anterior donde se ha analizado la evolución de los diversos acuerdos de pesca firmados con el Reino Alautia, Marruecos ha seguido una política de continuos recortes en la flota comunitaria y subidas en las contrapartidas requeridas que ha concluido con la no renovación de un nuevo acuerdo pesquero entre la Unión Europea y Marruecos.

La siguiente tabla recoge las posibilidades de pesca por categoría para la flota comunitaria que eran ofrecidas por el Reino Alautia durante las negociaciones del acuerdo de pesca

Tabla 44. Posibilidades de pesca según categoría para la flota comunitaria en la última propuesta de acuerdo de pesca

Categoría de pesca	Posibilidades de pesca
Arrastre marisquero	Reducción del 60% de las licencias Expulsión de los buques congeladores Separación de 12 a 15 millas de la costa (las mejores zonas de pesca llegaban a 20 millas) Paro biológico de 3 meses
Palangreros	Reducción progresiva hasta del 49% de las licencias Limitación de los paños de red a 10 piezas de 1000 metros (se precisan 20 paños para ser rentables)
Cefalopoderos	Reducción de un 60% de las licencias, desde el primer año Separación de 12 a 15 millas de la costa Paro biológico de 6 meses el primer año y a conveniencia de Marruecos para el segundo y tercer año del acuerdo
Cerco Norte	Reducción de hasta el 39% de las licencias Separación de 3 millas de la costa (donde ya no pueden pescar)
Artesanales	Reducción de hasta el 50% Separación a 3 millas de la costa Paro biológico de 1 mes más
Atuneros	Reducción de hasta el 41% Separación hasta las 15 millas de la costa (se hacía inviable la pesca de cebo vivo, principal atractivo de la licencia)
Cerco Sur	Reducción a sólo 2 buques desde el primer año
Merluza negra	Reducción a sólo 2 buques

Fuente: Elaboración propia a partir de la Revista Europa Azul, nº 63, Mayo-Junio 2001

Como se muestra en la tabla anterior, el Reino Marroquí establecía una drástica reducción en la flota comunitaria, que en el caso de la modalidad de arrastre marisquero llegaba a ser del 60%. Asimismo, también se establecían unas paradas biológicas de gran duración como es el caso de la modalidad de cefalopoderos que eran de seis meses para el primer año y a conveniencia de Marruecos para el segundo y tercer año de acuerdo. A todo ello, se suma la ubicación a zonas de pesca que no eran rentables, como es el caso de los atuneros a los que se exigía una separación de hasta 15 millas de la costa, haciéndose inviable la pesca del principal atractivo de la licencia como era la de cebo vivo.

Aunque Rabat argumentaba que era necesario la limitación de la actividad pesquera para la modalidad de cefalopoderos con el propósito de preservar los recursos pesqueros en sus aguas, no le han sido requeridas dichas exigencias ni a su sector ni a las otras flotas pesqueras extranjeras que pescan en sus aguas.

Por otra parte, en lo que respecta a los motivos económicos, Marruecos pretendía llevar a cabo un aumento considerable de la contrapartida financiera muy por encima de las verdaderas posibilidades de pesca que estaba dispuesta a conceder a la flota comunitaria. Así, mientras Marruecos solicitaba unos 270 millones de euros por los tres años que duraría el acuerdo, la Unión Europea únicamente estaba dispuesta a pagar 185 millones de euros.

Estas exigencias parecían mostrar, a juicio de los negociadores, la falta de interés por parte de Marruecos por llegar a un acuerdo con la Unión Europea, debido a que Marruecos pretendía conseguir unas elevadas contrapartidas financieras a cambio de unas menores posibilidades de pesca para la flota comunitaria.

Todo ello provocó la no renovación del acuerdo de pesca con Marruecos y el paro forzoso de la flota comunitaria que faenaba en el caladero marroquí. En la Comunidad Europea se vieron afectados unos 4.000 empleos directos de los que unos 3.500 eran españoles. En el caso de España, la Comisión Europea tuvo que destinar 161,945 millones de euros para compensar a los pescadores y armadores afectados por la no renovación del acuerdo de pesca con Marruecos. Concretamente, en el caso de Andalucía, los tripulantes y armadores afectados recibieron unos

57,26 millones de euros procedentes de ayudas comunitarias del Marco de Acción Específica de Marruecos para 2000-2004, así como unas dotaciones aportadas por la Junta de Andalucía y el Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación dirigidas a la diversificación económica y el empleo en las comarcas y localidades afectadas por la interrupción de la actividad pesquera, que alcanzan los 78 millones de euros. De los 57,26 millones de euros, unos 35 millones fueron ayudas otorgadas a armadores y el resto a tripulantes.

Una vez revisados los diversos acuerdos de pesca con el Reino de Marruecos y los motivos de la no renovación del último de ellos, en el siguiente apartado se repasarán las medidas de apoyo al sector pesquero afectado, prestando un especial interés a las medidas de carácter socioeconómico.

5.9. MEDIDAS DE APOYO AL SECTOR PESQUERO AFECTADO POR LA NO RENOVACIÓN DEL ACUERDO PESQUERO CON MARRUECOS

El último de los acuerdos de pesca con Marruecos estuvo en vigor desde el 1 de diciembre de 1995 hasta el 30 de noviembre de 1999. Durante este período más de 500 buques faenaron en aguas bajo soberanía y jurisdicción del Reino de Marruecos, de los que el 90% eran buques de pesca españoles con puerto base en Andalucía, Galicia e Islas Canarias.

Tras declarar el Reino Alauita su intención de no llevar a cabo la renovación del acuerdo de pesca con la Comunidad Europea, ésta ha tratado de negociar un nuevo acuerdo de pesca en beneficio mutuo, antes de que este último acuerdo expirara y que la flota pesquera comunitaria no se viera obligada a cesar en su actividad. Desafortunadamente, para todos y sobre todo para la flota pesquera española, dicha renovación no se produjo y la flota comunitaria se vio obligada al amarre forzoso. Para que los pescadores y armadores pudieran hacer frente a esta difícil situación de paralización total de sus actividades de pesca, se autorizaron, por parte de la Comisión europea, un paquete de ayudas temporales.

Evidentemente, el sector pesquero andaluz recibió con alivio el anuncio de las diferentes

medidas. No debe olvidarse que la flota pesquera andaluza se vio drásticamente afectada por esta situación debido tanto al alto porcentaje de embarcaciones que faenaban en Marruecos, como por las características de éstas que al tener un escaso tonelaje se veían impedidas para faenar en otros caladeros más lejanos. En estas circunstancias, las alternativas que se le presentaban a la flota eran bien el desguace o bien su reubicación en el caladero nacional, que en aquellas fechas ya se encontraba en un lamentable estado de sobreexplotación.

Como ya se ha comentado, la Comisión procedió al establecimiento, en una primera fase, de un conjunto de medidas de apoyo al sector pesquero afectado por la falta de un nuevo acuerdo pesquero con Marruecos. Estas medidas consistían en unas ayudas destinada a los armadores de buques temporalmente amarrados, su tripulación y otro tipo de personal que trabajaba para estos buques. En el caso de los armadores, estas ayudas se establecían en función del tonelaje de cada buque con una media de 16.227,32 de euros por mes, mientras que para los tripulantes se fijó una cuantía a razón de 910,53 euros mensuales por tripulante. Asimismo, los armadores también tenían derecho a recibir una ayuda económica para la cotización de la seguridad social de sus trabajadores.

Aunque el primer paquete de ayudas temporales cubría el período que transcurría entre el 1 de diciembre de 1999 y el 30 de junio de 2000, éste se amplió finalmente hasta el 31 de diciembre de 2001. En este sentido, también cabe destacar que como la contribución de la Unión Europea para las ayudas destinadas a la flota afectada se realizaba a través del Instrumento Financiero de Orientación de la Pesca (IFOP) y como por regla general, estas ayudas no podían sobrepasar el 4% de la asignación total del IFOP de los Estados Miembros afectados considerados individualmente, se propuso por parte de la Comisión la no consideración de esta ayuda específica en el cumplimiento del umbral del 4%.

Posteriormente, al finalizar las ayudas temporales el 31 de diciembre de 2001, se decretaron otra serie de medidas que pretendían fomentar la diversificación económica de las zonas afectadas por dicha falta de acuerdo, así como la mejora y modernización de la flota, con el propósito de reducir el impacto sobre las economías en el ámbito local. Entre estas medidas se encontraban la paralización definitiva de las actividades pesqueras, la modernización de buques y las medidas de carácter socioeconómico. Debe llamar la atención, en este sentido, la falta de una política clara

basada en un objetivo específico, ya que mientras que por un lado se reconocía la necesidad de reducir el tamaño de la flota mediante la incentivación del desguace, por otra parte se concedían ayudas a la modernización que en ningún caso supondrían una reducción del número de barcos, trasladando el problema a otros caladeros la mayoría bajo jurisdicción nacional.

En este apartado se realizará un repaso a la regulación de estas medidas de apoyo tanto a nivel europeo, estatal y autonómico (Andalucía), centrándonos principalmente en las medidas de carácter socioeconómico por su importancia en el proceso de reconversión del colectivo afectado.

5.9.1. MEDIDAS A NIVEL EUROPEO

El Reglamento (CE) nº 2792/1999 del Consejo de 17 de diciembre de 1999, por el que se definían las modalidades y condiciones de las intervenciones con finalidad estructural en el sector de la pesca, establecía en su apartado 1 del artículo 16 que los Estados Miembros podían conceder indemnizaciones a los pescadores y propietarios de buques de pesca que se hubieran visto obligados a la paralización temporal de sus actividades. Concretamente, en su letra b se establecía que en caso de no renovación o suspensión de un acuerdo pesquero para las flotas comunitarias que dependan del mismo, el período máximo de concesión de las indemnizaciones sería de 6 meses, pudiéndose prolongar durante 6 meses más, siempre que se aplicase a la flota en cuestión un plan de reconversión aprobado por la Comisión.

En el artículo 12 del Reglamento se contemplan las medidas de carácter socioeconómico para los pescadores, los cuales eran considerados a los efectos del presente artículo como cualquier persona que ejercía su actividad profesional principal a bordo de un buque de pesca marítima en activo. De esta manera, en su apartado 2 establecía que los Estados Miembros podían adoptar en favor de los pescadores medidas de carácter socioeconómico vinculadas a las medidas de reestructuración del sector pesquero de la Comunidad en el sentido del artículo 11 del Reglamento (CEE) nº 3760/92 del Consejo, de 20 de diciembre de 1992, por el que se establece un régimen comunitario de la pesca y la acuicultura. La ayuda financiera del Instrumento Financiero de Orientación de la Pesca (IFOP) se podía destinar a la jubilación anticipada, primas globales

individuales y primas globales individuales no renovables. Los requisitos de cada una de las ayudas vienen recogidos en la tabla 45. Destaca, en este sentido, que la consideración de pescador como empleado “a bordo” excluía explícitamente al personal en tierra, provocando esta situación conflictos generalizados con el tratamiento que se daba a rederos y otro tipo de empleados en tierra.

El importe de las ayudas era de 10.000 euros por beneficiario individual para las primas globales individuales; de 50.000 euros por beneficiario individual para las primas globales individuales no renovables. Para la primas individuales la cuantía de la misma no debía exceder del 10% del coste de adquisición de la propiedad ni rebasar la cantidad de 50.000 euros. Asimismo, se requería que los beneficiarios de la jubilación anticipada abandonasen definitivamente la profesión de pescador, que un mismo pescador no pudiera beneficiarse de más de una de las medidas, que la prima global individual fuese reembolsada pro rata temporis en caso de que el beneficiario volviera a ejercer la profesión de pescador en un plazo inferior a un año tras el cobro de la prima, que la prima global individual no renovable fuese reembolsada pro rata temporis en caso de que el beneficiario volviera a ejercer la profesión de pescador en un plazo inferior a cinco años después del cobro de la prima, así como que ejerzan realmente una nueva actividad; y que la prima individual sea reembolsada pro rata temporis en caso de transferencia de la propiedad adquirida por el beneficiario o de que el buque se vea sujeto a retirada permanente en un plazo como mínimo inferior a cinco años tras el cobro de la prima.

Las consecuencias sociales y económicas de la no renovación del Acuerdo de pesca con Marruecos tuvieron tal relevancia que en el Reglamento (CE) nº 1227/2001 del Consejo de 18 de junio de 2001 se tuvo que modificar el plazo de las indemnizaciones establecidas para los supuestos de no renovación o suspensión de un Acuerdo de pesca para las flotas comunitarias dependientes del mismo, ampliándolo hasta el 31 de diciembre de 2001. Además, se estableció que la contribución financiera del IFOP que se concediera, entre el 1 de enero de 2000 y el 31 de diciembre de 2001 para hacer frente a las indemnizaciones de los pescadores y propietarios de buques por la paralización temporal de sus actividades en caso de no renovación, no se tuvieran en cuenta a efectos de los umbrales citados en el párrafo primero del apartado 3 del artículo 16 del Reglamento (CE) nº 2792/1999. En este sentido, se establecía que cada Estado miembro durante el período 2000-2006 no podía sobrepasar el más alto de los dos umbrales siguientes: un millón de euros o el

4% de la contribución financiera comunitaria asignada al sector en el Estado miembro de que se trate.

Tabla 45. Medidas de carácter socioeconómico. Requisitos

MEDIDAS	Requisitos
Jubilación Anticipada	La edad de los beneficiarios no podía diferir en más de 10 años de la edad legal de jubilación que establezca la legislación vigente del Estado miembro, o debería ser como mínimo de 55 años
	Los beneficiarios debían de acreditar haber ejercido la profesión de pescador durante un mínimo de 10 años
Primas globales individuales	Haber ejercido la profesión durante 12 meses como mínimo
	Que el buque pesquero en el que estén embarcados los beneficiarios de la medida sea objeto de una paralización definitiva de las actividades pesqueras
Primas globales individuales no renovables	Acreditar al menos 5 años de ejercicio de la profesión
Primas individuales	Edad inferior a 35 años
	Acreditar al menos 5 años de ejercicio de la profesión o que puedan acreditar una formación profesional equivalente
	Adquirir por primera vez un buque de pesca en propiedad total o parcial, siempre que reúna los requisitos de tener una eslora comprendida entre 7 y 24 m., de tener una antigüedad comprendida entre 10 y 20 años, de ser operativo y de estar inscrito en el registro de buques de pesca de la Comunidad.

Fuente: Reglamento (CE) nº 2792/1999 del Consejo de 17 de diciembre de 1999

Posteriormente, a través del Reglamento (CE) nº 2561/2001 del Consejo de 17 de diciembre, por el que se fomenta la reconversión de los buques y de los pescadores dependientes hasta 1999 del Acuerdo de pesca con Marruecos, se promueve una medida específica en apoyo a los armadores y pescadores. La medida recoge, entre otros aspectos, una serie de mejoras en los niveles de ayudas y condiciones para su percepción previstas en el Reglamento (CE) 2792/1999 del Consejo de 17 de diciembre de 1999, para la realización de proyectos de modernización de buques de pesca, ajuste del esfuerzo pesquero y medidas de carácter socioeconómico.

Así, en su artículo 1 establecía que los pescadores y propietarios de los buques a los que

se hubiesen concedido indemnizaciones, durante los años 2000 y 2001, en virtud de lo dispuesto en la letra b) del apartado 1 del artículo 16 del Reglamento (CE) nº 2792/1999, debido a la no renovación del Acuerdo de pesca con Marruecos, por una duración mínima acumulada de seis meses de paralización temporal de actividad, podrían beneficiarse de medidas excepcionales de apoyo, en las condiciones y con los límites establecidos en el Reglamento (CE) 2561/2001.

En definitiva, las medidas socioeconómicas establecidas en este Reglamento, se referían exclusivamente a la jubilación anticipada, primas globales individuales y primas globales individuales no renovables; incrementándose en estas dos últimas la ayuda en un 20% respecto a lo establecido en el Reglamento (CE) nº 2792/1999. No obstante, estas medidas excepcionales eran aplicadas a aquellas solicitudes cuya decisión administrativa de concederlas se tomase entre el 1 de julio de 2001 y el 30 de junio de 2003.

El Reglamento (CE) nº 2325/2003 del Consejo, de 17 de diciembre de 2003, modificó el Reglamento (CE) nº 2561/2001, por el que se fomenta la reconversión de los buques y los pescadores dependientes hasta 1999 del Acuerdo de Pesca con Marruecos, aprobando unas condiciones más favorables para la concesión de ayudas a los tripulantes de la flota pesquera afectada por la finalización de dicho Acuerdo.

La existencia de pescadores afectados por la no renovación del Acuerdo de pesca de 1995, que hubiesen perdido el empleo como consecuencia de una reorientación de la actividad pesquera de sus buques y que se encontraran en la misma situación que los pescadores de los buques cuya actividad pesquera se hubiese paralizado definitivamente, hizo que se establecieran excepciones a las disposiciones que supeditaban la concesión de las primas globales individuales a la paralización definitiva de las actividades pesqueras del buque en el que estuvieran embarcados los beneficiarios de la medida. En este sentido, con el propósito de dar un trato más equitativo entre los pescadores, en este Reglamento se desvincula la concesión de la prima global individual del destino final del buque en el que el individuo estuviera embarcado, al no aplicarse la obligación de que los beneficiarios hayan sido objeto de una paralización definitiva de la actividad pesquera.

Asimismo, se modifica el apartado 4 del artículo 12 del Reglamento (CE) nº 2792/1999 en

cuanto a las condiciones para cobrar la prima global individual. En este caso, se establece que la prima global individual será reembolsada pro rata temporis en caso de que el beneficiario volviera a ejercer la profesión de pescador en un plazo inferior a un año contados desde el 1 de enero de 2002, fecha en la que finalizaba la posibilidad de abonar indemnizaciones por paralización temporal, y no desde la fecha de pago efectivo de la prima como se establecía en el Reglamento 2792/1999.

Estas condiciones más favorables en las medidas de carácter socioeconómico se aplicarían en aquellas solicitudes cuya decisión administrativa de concederlas se tomase entre el 1 de julio de 2001 y el 30 de junio de 2004.

5.9.2. MEDIDAS A NIVEL ESTATAL

En el Real Decreto 137/2002 de 1 de febrero (BOE nº 29 de 2 de febrero de 2002) se contiene la adaptación de la normativa nacional a las disposiciones del Reglamento (CE) 2561/2001. Su objetivo es establecer las condiciones y requisitos de concesión de ayudas, así como medidas de ordenación para los buques pesqueros en relación con los armadores y pescadores a los que se hayan concedido ayudas por un período mínimo acumulado de seis meses, comprendidos entre el 1 de enero de 2000 al 31 de diciembre de 2001, por paralización temporal, debido a la no renovación del Acuerdo entre la Unión Europea y Marruecos.

Centrándonos en las medidas socioeconómicas, el Real Decreto establece en su artículo 3 que el Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación y las Comunidades Autónomas, en el ámbito de sus respectivas competencias, pueden conceder las ayudas a los pescadores que formaban parte de la última tripulación de los buques de pesca objeto de paralización hasta el 30 de noviembre de 1999, las cuales vienen previstas en el artículo 61 del capítulo XVI del Real Decreto 3448/2000 y se corresponden con la prejubilación, prima global individual y prima global individual no renovable. No obstante, ahora la cuantía de las ayudas de prima global individual y prima global individual no renovable se incrementan en un 20 por 100 respecto a las prevista en el Real Decreto 3448/2000.

Asimismo, se suprimían los requisitos establecidos en el artículo 63, párrafos b) y c) del apartado 2 y párrafo b) del apartado 3 del Real Decreto 3448/2000. El plazo para la presentación

de solicitudes estaba comprendido entre el día siguiente al de la entrada en vigor del Real Decreto (día siguiente a su publicación en BOE) y el 31 de marzo de 2003, el plazo para la resolución de las solicitudes presentadas finalizaba el 30 de junio de 2003 y la fecha límite para el pago de las ayudas era el 31 de diciembre de 2003.

A modo de resumen, los requisitos de cada una de las ayudas vienen recogidos en la tabla 46. Asimismo, para todas las medidas se exige que se les haya concedido ayudas por un período mínimo acumulado de seis meses, comprendidos entre el 1 de enero de 2000 al 31 de diciembre de 2001.

Tabla 46. Medidas de carácter socioeconómico. Requisitos

MEDIDAS	Requisitos
Jubilación Anticipada	Estar dado de alta en el Régimen especial de la Seguridad Social de los Trabajadores del Mar y haber completado, al menos, al cumplir los sesenta y cinco años de edad o equivalente, un período mínimo de cotización de
	Tener cincuenta y cinco años o más y no haber cumplido la edad legal de
	Haber ejercido durante al menos diez años la profesión de pescador
	Estar enrolado y en alta o en alguna de las situaciones asimiladas al alta, no pudiendo los beneficiarios superar el número de puestos de trabajo suprimidos a bordo de los buques pesqueros como resultado de la paralización definitiva de las actividades pesqueras durante todo el período de programación. A este respecto se considerará situación asimilada al alta toda aquella que lleve aparejada la reserva de puesto de trabajo
Primas globales individuales	Estar dado de alta en el Régimen especial de la Seguridad Social de los trabajadores del Mar y haber cotizado al mismo, durante un período mínimo de doce meses
Primas globales individuales no renovables	Estar dado de alta en el Régimen especial de la Seguridad Social de los trabajadores del Mar
	Acreditar al menos 5 años de ejercicio de la profesión

Fuente: Real Decreto 137/2002, de 1 de febrero

El Real Decreto 498/2004, de 1 de abril (BOE nº 80 de 2 de abril de 2004) modifica el Real Decreto 137/2002 de 1 de febrero, con el fin de adaptar la normativa nacional a las disposiciones del Reglamento (CE) nº 2325/2003 del Consejo de 17 de diciembre de 2003, en lo referente a las medidas de carácter socioeconómico. Como especial modificación, se establece la posibilidad de

solicitar las primas globales individuales por parte de aquellos pescadores que fueron miembros de la tripulación de un buque pesquero afectado por la no renovación del Acuerdo pesquero entre la Unión Europea y el Reino de Marruecos, sin la exigencia de que dicho buque haya cesado definitivamente su actividad pesquera.

Respecto a la fecha a tener en cuenta para el cálculo de las primas globales individuales era a partir del 1 de enero de 2002 y hasta el 31 de diciembre de 2002. La cuantía máxima de la ayuda ascendía a 12.000 euros, y el pago total de la ayuda que se abonase era proporcional al período máximo consecutivo de inactividad como pescador que hubiera tenido durante el año 2002.

Además, el plazo para la resolución de las solicitudes se amplía hasta el 30 de junio de 2004 y la fecha límite para el pago de las ayudas hasta el 31 de diciembre de 2004.

En la tabla 47 se recogen los requisitos exigidos en cada una de las medidas de carácter socioeconómico. Al igual que el Real Decreto 137/2002, también se exige en todas las ayudas que se les hubiera concedido ayudas a los individuos por un período mínimo acumulado de seis meses, comprendidos entre el 1 de enero de 2000 al 31 de diciembre de 2001.

Tabla 47. Medidas de carácter socioeconómico. Requisitos

Medidas	Requisitos
Jubilación Anticipada	Tener cincuenta y cinco años o más y no haber cumplido la edad legal de jubilación en el momento de formalización de la petición
	Haber ejercido durante al menos diez años la profesión de pescador
	Estar enrolado y en alta o en alguna de las situaciones asimiladas al alta, no pudiendo los beneficiarios superar el número de puestos de trabajo suprimidos a bordo de los buques pesqueros como resultado de la paralización definitiva de las actividades pesqueras durante todo el período de programación. A este respecto se considerará situación asimilada al alta toda aquella que lleve aparejada la reserva de puesto de trabajo
Primas globales individuales	Haber sido pescador de un buque pesquero, afectado por la no renovación del Acuerdo pesquero entre la Unión Europea y el Reino de Marruecos
Primas globales individuales no renovables	Acreditar al menos 5 años de ejercicio de la profesión

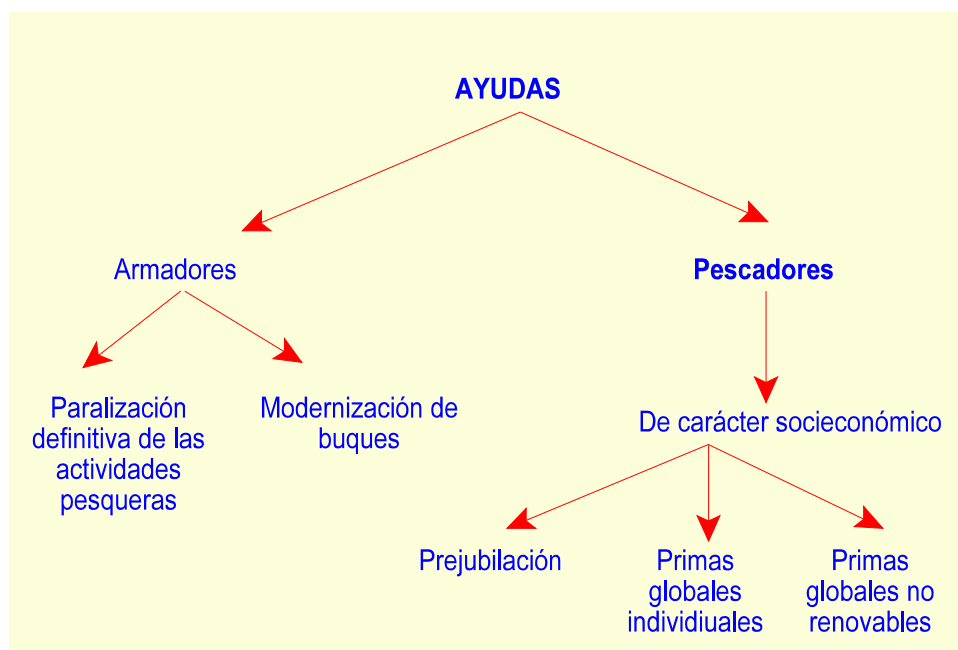
Fuente: Real Decreto 498/2004, de 1 de abril

5.9.3. MEDIDAS A NIVEL AUTONÓMICO

Aunque en la Orden de la Consejería de Agricultura y Pesca de 26 de julio de 2000 se regulaban y convocaban ayudas públicas para la mejora estructural y la modernización del sector pesquero andaluz, la no renovación del acuerdo de pesca entre la Unión Europea y el Reino de Marruecos hizo que se promoviera una medida específica en apoyo a los armadores y pescadores dependientes hasta 1999 del Acuerdo de pesca con Marruecos.

En la Orden de 18 de enero de 2002 de la Junta de Andalucía (BOJA nº 14 de 2 de febrero de 2002), se establecen las normas de desarrollo y aplicación en Andalucía de las ayudas previstas en el Reglamento (CE) 2561/2001 del Consejo de 17 de diciembre de 2001, a favor de los armadores y pescadores afectados por la no renovación del Acuerdo de pesca entre la Unión Europea y el Reino de Marruecos, finalizado el 30 de noviembre de 1999. Las ayudas vienen recogidas en la Figura 43¹⁴³.

Figura 43: Tipos de Ayudas



Fuente: Orden de 18 de enero de 2002 de la Junta de Andalucía (BOJA nº 14 de 2 de febrero de 2002)

¹⁴³ La paralización definitiva de las actividades pesqueras comprendían el desguace, la transferencia definitiva del buque a un país tercero y la constitución de sociedades mixtas.

La finalidad de las ayudas es la promoción de alternativas a la pesca y el trabajo a bordo de los barcos que han faenado en el caladero de Marruecos, una vez agotadas las ayudas por el amarre temporal de la flota instrumentadas hasta el mes de diciembre de 2001. Como beneficiarios de las ayudas podrían encontrarse aquellos armadores y pescadores que como consecuencia de la no renovación del Acuerdo de pesca con Marruecos hubieran percibido ayudas por paralización temporal de la flota durante un período mínimo acumulado de al menos seis meses durante los años 2000 y 2001. El plazo de presentación de las solicitudes de ayudas comenzaba el día de su entrada en vigor, el cual era el día siguiente de su publicación en el Boletín Oficial de la Junta de Andalucía, y finalizó el 30 de octubre de 2002.

Las ayudas destinadas a los armadores eran la paralización definitiva y modernización de barcos y las ayudas destinadas a los pescadores consistían en la prejubilación, primas globales individuales y primas globales no renovables, éstas últimas con vistas a la reconversión profesional o diversificación de la actividad de los mismos. En cuanto a las ayudas a la prejubilación se concederían a los planes de prejubilación de carácter individual o colectivo en el que se integre el pescador, acordados con entidad financiera, compañía aseguradora u otra entidad, hasta alcanzar la edad ordinaria de jubilación.

En la prima global individual se subvencionaba la inactividad como pescador a partir del 1 de enero de 2002, o en su caso, a partir de la aprobación de las ayudas y hasta un máximo de doce meses. Los beneficiarios eran los pescadores de buques vinculados a la paralización definitiva o exportación de un buque vinculado a paralización definitiva o exportación a un tercer país. Cabe destacar, que esta ayuda era compatible con otros empleos distintos de la pesca y cobro del desempleo. Asimismo, no se exigía que el individuo se hallase enrolado y en alta en el barco objeto de paralización definitiva en el momento de la presentación de la solicitud de la ayuda. La cuantía de éstas eran de 12.000 euros.

Por tanto, si el tripulante no había ejercido la profesión de pescador desde el 1 de enero de 2002, los doce meses se computaban desde esa fecha; y si el tripulante había ejercido la profesión de pescador a partir del 1 de enero de 2002, los doce meses se computarán desde que el tripulante cause baja como pescador, lo cual en todo caso, deberá producirse dentro de los tres meses

siguientes a la notificación de la Resolución.

La prima global no renovable estaba destinada a subvencionar proyectos empresariales o de autoempleo que fuesen realizados por los pescadores con vistas a su reconversión profesional en una actividad distinta de la de pescador. Como condición se debía de acreditar un mínimo de cinco años de cotización al Régimen Especial del Mar. La cuantía de las ayudas podían llegar al 100% de la inversión hasta el límite máximo establecido en la reglamentación comunitaria que era de 60.000 euros y la duración de la actividad a desarrollar era de al menos cinco años, con exigencia de reintegro en proporción al tiempo no transcurrido si llega a abandonarse. Además, las inversiones y gastos objeto de ayudas debían estar realizados y justificados el 30 de junio de 2003 como fecha límite¹⁴⁴.

La última modificación de la Orden de 18 de enero de 2002 venía regulada por la Orden de 5 de marzo de 2004 de la Consejería de Agricultura y Pesca (BOJA nº 62 de 30 de marzo de 2004), en la que se reducían las exigencias para el acceso a las primas globales individuales, aprobada en el Reglamento (CE) nº 2325/2003, de 17 de diciembre de 2003. En definitiva, no era requisito para la concesión de las primas globales individuales que el buque en el que el tripulante ejercía la profesión de pescador al término del Acuerdo Pesquero con Marruecos hubiera sido objeto de una paralización definitiva de la actividad pesquera. Además, se subvencionaba a efectos de la concesión de la prima global individual, la inactividad como pescador desde el 1 de enero de 2002 y hasta un máximo de doce meses, que será acreditada por el solicitante mediante informe de vida laboral a partir del 1 de enero de 2002 expedido por el Instituto Social de la Marina, dependiente del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales. El plazo de presentación de solicitudes de ayudas de carácter socioeconómico, era de dos meses contados a partir del día siguiente a la publicación de la Orden.

Asimismo, se establece que las acciones objeto de ayudas debían estar realizadas y justificadas el día 30 de octubre de 2004, como fecha límite; y que el plazo máximo para dictar y notificar la resolución expresa de las solicitudes era de seis meses. En este sentido, el silencio

¹⁴⁴ La Orden de 18 de enero de 2002 fue modificada posteriormente, respecto a plazos y ayudas a la prejubilación de pescadores por las de 10 de abril de 2003, 11 de junio de 2003 y 24 de octubre de 2003.

administrativo tendría un sentido desestimatorio, según lo establecido en el artículo 2.2 de la Ley 9/2001 de 12 de julio.

La legislación que ha regulado las ayudas de carácter socioeconómico ha sufrido algunas modificaciones en las exigencias requeridas para poder solicitar las ayudas. Entre ellas destaca la desvinculación para la concesión de la prima global individual con el destino final del buque en el que el pescador había estado enrolado. También sufre una modificación el cómputo del período de inactividad para el cobro de la prima global individual; así, aunque primeramente se computaba el plazo de un año tras el cobro de la prima, posteriormente se modifica y se calculaba desde el 1 de enero de 2002.

Asimismo, debido a que la legislación consideraba al pescador como cualquier persona que ejercía su actividad profesional principal a bordo de un buque de pesca marítima en activo, se produjo un problema con respecto a los rederos en tierra. De este modo, aunque en un principio se les denegaba la ayuda por no tener cartilla de embarque, posteriormente se les admite gracias a la aportación de un certificado emitido por el Instituto Social de la Marina donde se certificaba la condición de ser pescador de un buque afectado por la no renovación del acuerdo de pesca con Marruecos.

Otro de los aspectos legislativos que han causado un trato discriminatorio entre los pescadores y sin embargo, no ha sufrido ninguna modificación, ha sido respecto al requisito para poder acogerse a las medidas excepcionales, de haber percibido ayudas por paralización temporal de la flota durante un período mínimo acumulado de al menos seis meses durante los años 2000 y 2001. Existen armadores y pescadores que reiniciaron, con carácter temporal, su actividad pesquera y, que por ello, no pudieron acogerse a las ayudas, aunque su situación posterior fuera semejante a los que la habían cobrado. Cabe destacar el hecho de que los pescadores que se jubilaron en el año 2002 pudieron beneficiarse de la ayuda de carácter socioeconómico denominada prima global individual, siempre que se reunía los requisitos exigidos. Por otra parte, la demora en la resolución y concesión de las ayudas ha provocado por parte de algunos individuos cambios en la modalidad inicial de ayuda solicitada.

Respecto a las ayudas a los armadores, como se ha comentado anteriormente eran la paralización definitiva de las actividades pesqueras y la modernización de buques. Serán subvencionables las obras, mejoras y equipamiento, incluido la adquisición de redes de pesca, con vistas a la permanencia en activo del barco en modalidades y caladeros alternativos.

5.10. ANÁLISIS DEL APOYO PRESTADO POR LAS OFICINAS DE GESTIÓN DE AYUDAS AL COLECTIVO ANDALUZ AFECTADO: CARACTERIZACIÓN TIPOLOGICA DE LOS PESCADORES

Con el objeto de paliar esta difícil situación, la Consejería de Agricultura y Pesca de la Junta de Andalucía puso a disposición de los armadores y pescadores del litoral andaluz afectados una serie de oficinas de gestión de ayudas ubicadas en Punta Umbría (Huelva), Málaga, Almería, y Barbate y Algeciras (Cádiz). Dichas oficinas tenían como misión implementar una serie de actuaciones concretas que lograsen la reactivación y diversificación de la actividad económica y la creación de empleo entre los profesionales del sector pesquero en las comarcas de la Comunidad Autónoma Andaluza afectadas por la finalización del Acuerdo Pesquero con el Reino Alauita. Con el fin de lograr este propósito se llevó a cabo por parte de las distintas oficinas una colaboración con las entidades representativas del sector, apoyo técnico y administrativo a los armadores y tripulantes afectados para ayudarles en la toma de decisiones, y un trabajo a pie de muelle para mitigar dentro de lo posible el daño en el tejido socioeconómico de dichas zonas.

Cabe destacar que la no renovación del último de los acuerdos de pesca entre la Unión Europea y Marruecos ha traído consecuencias negativas en el sector pesquero andaluz, las cuales se han visto agravadas por la difícil situación en la que se encuentra el caladero andaluz, especialmente el Golfo de Cádiz. En Andalucía, la finalización del acuerdo de pesca con Marruecos supuso el fin de la actividad para 203 barcos y 2.431 tripulantes, así como otros 14.000 empleos indirectos de empresas auxiliares, según datos de la Consejería de Agricultura y Pesca. No obstante, de los 203 barcos unos 52 buscaron otros destinos entre el cese del acuerdo y la comunicación del fracaso de las negociaciones, el 26 de marzo de 2001, quedando finalmente unos 151 barcos y 1.706 tripulantes.

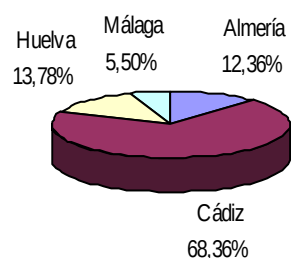
Entre las tareas realizadas por las diferentes oficinas de apoyo al sector pesquero se encontraban la identificación de todos los tripulantes y barcos afectados en cada provincia, la gestión personalizada a cada tripulante y armador afectado, el apoyo a armadores y tripulantes en la tramitación de los expedientes de ayudas, y la colaboración con otras entidades y administraciones, cofradías, asociaciones de armadores, unidades territoriales de empleos, ayuntamientos y sindicatos, entre otras.

En este sentido, se ha llevado a cabo un proceso de divulgación de la información entre los individuos mediante carteles, trípticos y guías editadas para explicar el contenido de las ayudas; así como el asesoramiento y la atención a los tripulantes.

Respecto a las dificultades con la que se encontraron dichas oficinas, destacan el desconocimiento de la normativa por parte de los organismos encargados tradicionalmente de informar al sector, provocando un gran número de solicitudes mal cumplimentadas y un alto porcentaje de solicitudes sin derecho a las ayudas; la falta de tiempo para concienciar al colectivo del interés de iniciar una actividad empresarial debido a que es un sector con una escasa iniciativa empresarial y capacidad de endeudamiento, así como muy reacio al cambio de actividad debido a su dedicación exclusiva por parte de su colectivo a la pesca; entre otras. Del mismo modo, cabe destacar que la desvinculación observada por parte de algunos armadores respecto a la tripulación enrolada en sus barcos a 30 de noviembre de 1999 ha dificultado, en cierto modo, la localización de muchos de esos marineros por parte de las oficinas de gestión de ayudas.

La Figura 44 muestra el porcentaje de pescadores que han solicitado ayuda socioeconómica en cada una de las Delegaciones Provinciales andaluzas sobre un total de 1.706. En ella, destaca la provincia de Cádiz con un porcentaje del 68,36%, seguida a gran distancia de las provincias de Huelva y Almería, las cuales presentan porcentajes similares en torno al 13% y en último lugar, la provincia de Málaga con un porcentaje del 5,5%. Estos porcentajes se corresponden con los tripulantes embarcados en buques afectados, por la finalización del acuerdo, que tenían puerto base en cada una de dichas provincias.

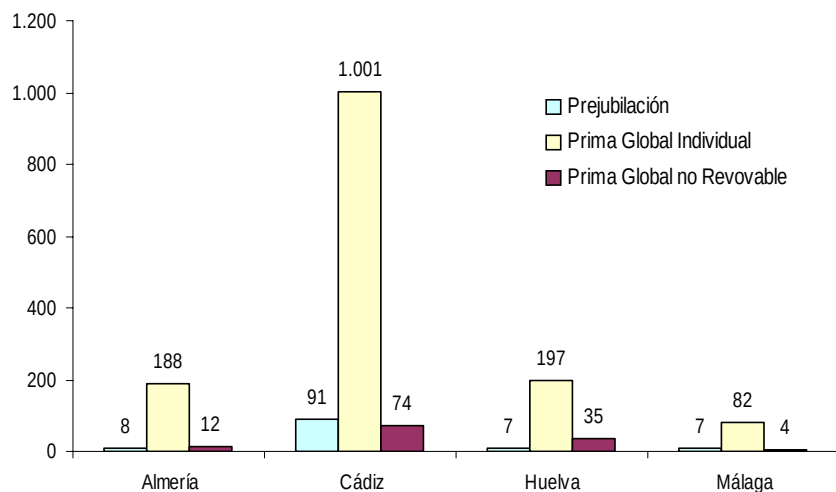
Figura 44. Tripulantes que solicitaron ayudas por provincia



Fuente: Elaboración propia

La modalidad de ayuda socioeconómica más solicitada por los tripulantes en cada una de las Delegaciones Provinciales andaluzas ha sido la Prima Global Individual, seguida por la Prima Global no Renovable en las Delegaciones Provinciales de Huelva y Almería y de la Prejubilación en las Delegaciones de Cádiz y Málaga. La Figura 45 ilustra estos comentarios.

Figura 45. Tripulantes por modalidad y provincia en la que se solicita la modalidad de ayuda



Fuente: Elaboración propia, a partir de la información proporcionada por las Delegaciones Provinciales de Agricultura y Pesca de Cádiz, Málaga, Almería y Huelva

En términos porcentuales, la modalidad de Prima Global Individual ha sido solicitada en

todas las Delegaciones Provinciales en un porcentaje superior al 80%. Respecto a la modalidad de Prima Global no Renovable, destaca la provincia de Huelva con un porcentaje del 14,64% frente al 4,30% de Málaga o el 7,33% del total de la Comunidad andaluza (Tabla 48).

En este sentido, cabe señalar que es Huelva la única provincia en la que se impartieron cursos de Gestión de empresas pesqueras y en la que más individuos solicitaron la modalidad de ayuda de Prima Global no Renovable. La Formación Profesional Ocupacional trata de dar respuesta efectiva a los cambios que se producen en todos los ámbitos de nuestra sociedad, ya que se pretende que los individuos que se quieren incorporar al mercado laboral o mantenerse en él, estén debidamente cualificados profesionalmente. Siendo conscientes de la escasa formación que poseen dichos pescadores, resulta significativo destacar que tan solo se impartieron tres cursos de Gestión de empresas pesqueras, con una duración de 250 horas cada uno, en las localidades de Isla Cristina, Punta Umbría y Barbate.

Tabla 48. Tripulantes por provincia en la que se solicita la modalidad de ayuda y modalidad solicitada, expresados en porcentajes

Lugar de recogida	Prejubilación	Prima Global Individual	Prima Global no Renovable
Almería	3,85%	90,38%	5,77%
Cádiz	7,80%	85,85%	6,35%
Huelva	2,93%	82,43%	14,64%
Málaga	7,53%	88,17%	4,30%
Total general	6,62%	86,05%	7,33%

Fuente: Elaboración propia

Por otro lado, los datos analizados muestran que de los pescadores que no trabajaron con anterioridad fuera del régimen del mar el 7,63% optaron por la Prima Global no Renovable frente a un porcentaje, prácticamente parecido, del 7,07% por parte de los individuos que trabajaron fuera del régimen del mar (Tabla 49).

Tabla 49. Tripulantes por modalidad y experiencia laboral fuera del régimen del mar

Modalidad	No	%	Sí	%
Prejubilación	54	5,42%	56	8,08%
Prima Global individual	867	86,96%	588	84,85%
Prima Global no renovable	76	7,63%	49	7,07%
Total	997	100,00%	693	100,00%

Fuente: Elaboración propia

Resulta interesante comprobar que del total de 125 pescadores que solicitaron la modalidad de Prima Global no Renovable, el 53,6% emprendieron negocios relacionados con la pesca como son el comercio y transporte de pescado, cocederos de mariscos, pescaderías, congelados, y confección, reparación y venta de todo tipo de redes, entre otros. El otro 46,4% restante optaron por otros proyectos como bares, locutorios telefónicos, tiendas de alimentación, tiendas de informática, videoclub, bazar, y fruterías, entre otros.

A efectos de llevar a cabo un análisis de los tripulantes afectados, otro dato a tener en cuenta es el referido a la edad de los mismos. En la tabla 50 se recogen el número y porcentaje de pescadores que se encuentran en cada uno de los tramos de edad establecidos. Como se puede comprobar el tramo de edad que recoge un mayor número de individuos es el comprendido entre los 40 y los 55 años, con cerca del 49% de los mismos. De hecho, más de la mitad de los pescadores tienen más de 40 años, concretamente el 53,63%. Finalmente, el reducido porcentaje de tripulantes menores de 25 años refleja el grado de envejecimiento de la población de pescadores.

Tabla 50. Edad de los tripulantes analizados

Tramos de edad	Nº de tripulantes	%
< 25	88	5,16%
25-39	703	41,21%
40-55	830	48,65%
> 55	85	4,98%

Fuente. Elaboración propia

Para los 1.684 pescadores de los que disponemos de información sobre la categoría profesional, a la fecha de la finalización del acuerdo de pesca, se ha llevado a cabo una clasificación de la cualificación profesional en alta, media y baja en base a la Resolución de 6 de agosto de 1997, de la Dirección General de Trabajo, por la que se dispone la inscripción en el Registro y publicación del Convenio Colectivo de la “Flota congeladora del banco pesquero canario-sahariano”. En la categoría profesional “alta” se han incluido a los trabajadores titulados, es decir, a los que para la realización de sus tareas profesionales necesitan acreditar un título, para cuya obtención es necesario superar los estudios equiparados a enseñanzas técnicas en sus diversos grados, expedido por la Dirección General de la Marina Mercante o Secretaría General de Pesca Marítima o los trabajadores que, con título de facultativo o del rango, rama y especialidad, expedido por las

autoridades académicamente competentes, ejerzan a bordo de los buques las funciones correspondientes a sus títulos profesionales (formación profesional náutico-pesquera). En definitiva, se han incluido en esta categoría al patrón o técnico de pesca, maquinista naval jefe y mecánico naval. En la categoría “media” o grupo profesional denominado maestranza se han incluido aquellos trabajadores que ejercen funciones a bordo de un buque y que precisan una acusada competencia práctica o especialización, en este caso, al contraamaestre y cocinero.

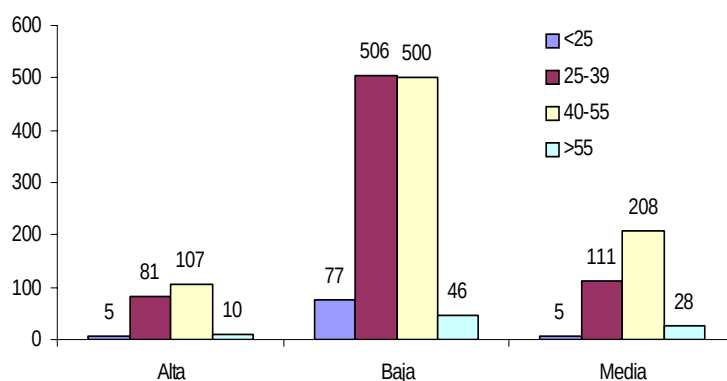
Por último, en la categoría “baja” o grupo profesional denominado subalternos especialistas se han incluido a aquellos tripulantes que desempeñan a bordo de un buque labores que precisan experiencia acreditada en aspectos relativos a la navegación y faenas de la pesca, así como los encargados de realizar trabajos cuya realización precisa, predominantemente, de la aportación de esfuerzo físico. En esta última categoría se han incluido al marinero, marinero-clasificador, marinero redero, engrasador, marinero-marmitón, nevero y lucero¹⁴⁵. De este modo, el número de individuos en cada categoría es de 203 en la alta, 270 en la media y 1.211 en la baja, o lo que es lo mismo, el 12,06%, 16,03% y 71,91%, respectivamente¹⁴⁶.

Si tenemos en cuenta la cualificación profesional y la edad de los tripulantes, se observa que el 62,47% de los pescadores pertenecen a la categoría baja y tienen una edad comprendida entre los 25 y 55 años. También, se puede comprobar que en la cualificación baja el número de pescadores que tienen una edad inferior a los 25 años supera a los que tienen una edad superior a los 55 años, en contraposición de lo que se observa en las categorías alta y media en las que, como debiera esperarse, el efecto es el opuesto (Figura 46).

¹⁴⁵ Según la Resolución de 6 de agosto 1997, de la Dirección General de Trabajo, el marinero-marmitón “es el encargado del fregado y lavado de la batería de cocina, placas, utensilios y demás menaje propio de aquélla, contribuyendo, además, a la limpieza general de la cocina y al buen orden del menaje que le está encomendado. Será también de su cometido lavar verduras, servir las comidas, y cualquier otro servicio que se le encomiende, poniendo singular empeño en el perfeccionamiento de su educación profesional.

¹⁴⁶ BOE 205 de 27 de agosto de 1997.

Figura 46. Tripulantes por edad y cualificación



Fuente: Elaboración propia

En la

Tabla 51 se ha determinado el porcentaje de pescadores que por tramo de edad pertenecen a cada una de las categorías profesionales establecidas. Resulta interesante destacar que para los individuos con edades inferiores a los 25 años, el 88,51% de los mismos pertenecen a la categoría profesional baja. Este porcentaje tan elevado contrasta con los obtenidos en los otros tramos de edad, concretamente con el porcentaje del grupo de individuos que poseen una edad superior a los 55 años que es del 54,76%. Otro dato a destacar es que mientras en los tramos de edad de menor a 25 años y entre 25 y 39 años los porcentajes de pescadores que se encuentran en la categoría profesional alta y media son parecidos. En los tramos de edad de 40 a 55 años y mayor de 55 años el porcentaje de pescadores que se encuentran en la categoría profesional media supera a la alta; esta diferencia se magnifica sobre todo en el tramo de edad de mayores a 55 años. El motivo de ello puede deberse al elevado número de individuos en esa franja de edad que no poseen ningún tipo de estudios, más que su propia experiencia de toda una vida laboral en el sector de la pesca, entre otras causas.

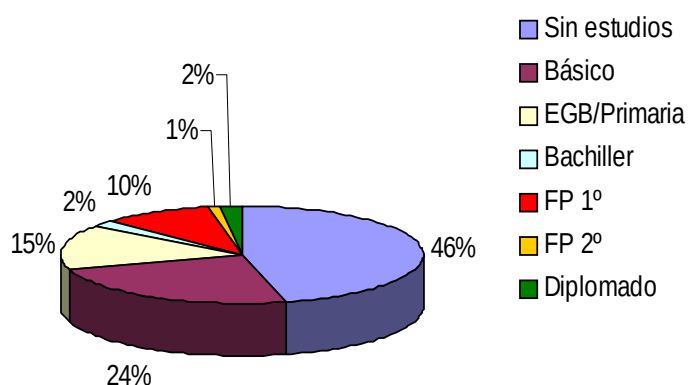
Tabla 51. Análisis comparativo de los pescadores por tramo de edad y categoría profesional, expresados en porcentajes

Tramos de edad	Categoría profesional		
	Alta	Media	Baja
<25	5,75%	5,75%	88,51%
25-39	11,60%	15,90%	72,49%
40-55	13,13%	25,25%	61,35%
>55	11,90%	33,33%	54,76%

Fuente: Elaboración propia

Aunque el nivel de estudios de los individuos es otra característica de especial importancia, esta información únicamente se conoce para la provincia de Huelva en la que se realizaron una serie de entrevistas a los pescadores con el propósito de elaborar unas fichas curriculares para conocer aún más al colectivo afectado. De las 202 entrevistas realizadas se obtuvieron 124 fichas curriculares ya que el resto se negó a su elaboración. Si se realiza una comparativa, la Figura 47 muestra que el 46% de los individuos no poseen estudios, un 24% poseen unos estudios básicos, y el 15% estudios de educación general básica. Los porcentajes correspondientes a aquellos individuos que poseen un nivel formativo mayor son del 2% para bachillerato, el 10% para formación profesional de primer grado, el 1% para la formación profesional de segundo grado, y el 2% restante para la diplomatura.

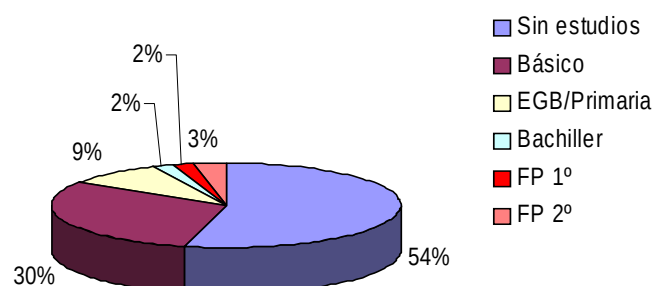
Figura 47. Nivel de estudios de los 124 individuos entrevistados en Huelva



Fuente: Elaboración propia

Estos resultados son aún peores para los individuos mayores de 45 años como se muestra en la Figura 48, en la que se observa que el porcentaje de pescadores sin estudios aumenta hasta un 54%. Asimismo, no existe ningún individuo con estudios universitarios.

Figura 48. Nivel de estudios de los entrevistados en Huelva mayores de 45 años



Fuente: Elaboración propia

En cuanto a la provincia en la que se encuentra ubicado el domicilio de los pescadores, en la Tabla 52 destaca la provincia de Cádiz, seguida de Huelva, Almería y Málaga. El motivo de la existencia de pescadores cuyos domicilios se encuentran ubicados en otras provincias españolas, distintas a las de la Comunidad Autónoma andaluza, viene dado por la posibilidad de los pescadores de solicitar la ayuda socioeconómica en la provincia en la que se encontraba su domicilio o por otro lado, en la provincia en la que se encontraba el puerto base del buque en el que se encontraba enrolado a fecha de la finalización del acuerdo de pesca. También cabe destacar, al igual que se comentó en el capítulo anterior, que en Andalucía tan sólo se abrieron oficinas para la gestión de las ayudas en las provincias de Huelva, Málaga, Cádiz y Almería.

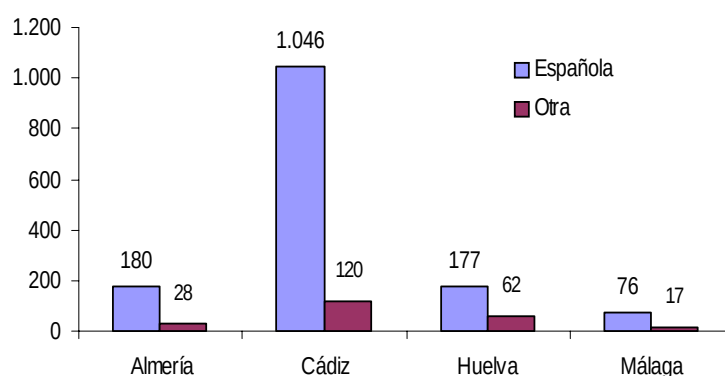
Tabla 52. Número de pescadores por provincia según su domicilio

Provincia	Nº Pescadores	Provincia	Nº tripulantes
Alicante	7	Huelva	232
Almería	188	La Coruña	22
Cádiz	1.136	Las Palmas	1
Canarias	1	Madrid	2
Castellón	3	Málaga	83
Ceuta	1	Palma de Mallorca	1
Girona	1	Sevilla	1
Granada	23	Tarragona	4

Fuente: Elaboración propia

Otra característica de los pescadores que debe tenerse en cuenta es su país de origen. En este sentido, el 86,69% de los pescadores poseen como país de origen España frente a un 13,13% que poseen como país de origen Marruecos; el otro 0,18% proceden de Portugal, Francia y Senegal. Aunque en la Figura 49, Cádiz es la provincia que posee un mayor número de solicitudes de pescadores con un país de origen extranjero, en términos porcentuales ocurre lo contrario, es decir, la provincia de Huelva con el 25,94% es la que presenta un mayor porcentaje, seguida de las provincias de Málaga (18,28%), Almería (13,46%) y en último lugar, Cádiz (10,29%).

Figura 49. Tripulantes según su país de origen y lugar de recogida



Fuente: Elaboración propia

Si se atiende a la resolución de las solicitudes, cabe señalar que aunque la duración del proceso de evaluación de las mismas ha sido prolongado, el resultado final es satisfactorio para el 90,74% de los pescadores. La causa general de la no concesión de las ayudas para el 9,26% restante, fue debido a que dichos individuos no habían percibido durante un período mínimo acumulado de seis meses, comprendidos entre el 1 de enero de 2000 al 31 de diciembre de 2001, las ayudas por paralización temporal de la flota, consistentes en una cuantía fija de 910,53 euros mensuales. La Tabla 53 muestra el número de ayudas con resolución favorable y el porcentaje de beneficiados en cada una de las provincias de recogida de la solicitud. En ella, destaca Huelva por poseer el mayor porcentaje de beneficiados, concretamente el 95,82%.

Tabla 53. Ayudas concedidas por provincia y porcentaje de beneficiados

Provincia de recogida	Ayuda concedida		Total general	Beneficiados(%)
	NO	SI		
Almería	28	180	208	86,54%
Cádiz	112	1.054	1.166	90,39%
Huelva	10	229	239	95,82%
Málaga	8	85	93	91,40%
Total	158	1.548	1.706	90,74%

Fuente: Elaboración propia

Si en el análisis anterior se diferencia por modalidad de ayuda solicitada, se concluye que de los 125 pescadores que solicitaron la Prima Global no Renovable únicamente se les denegó a 2, concediéndoseles por tanto, al 98,40% de los mismos. En las ayudas de Prima Global Individual y Prejubilación los porcentajes de beneficiados fueron del 89,92% y 92,92%, respectivamente. En este aspecto, cabe señalar la satisfacción a la hora de comprobar un porcentaje elevado de resoluciones favorables en la modalidad de Prima Global no Renovable debido a que estos individuos se han “embarcado”, con ilusión y gran fe en alcanzar el éxito, en un proyecto empresarial destinado a diversificar la actividad laboral en las zonas pesqueras afectadas por la falta de acuerdo con Marruecos.

Desde el punto de vista de la modificación de la normativa, la Tabla 54 muestra cómo mediante la Orden de 5 de marzo de 2004, en la que se suprimía el requisito para la concesión de la Prima Global Individual de que el buque en el que el tripulante ejercía la profesión de pescador al término del Acuerdo Pesquero con Marruecos hubiera sido objeto de una paralización definitiva de la actividad pesquera y se ampliaban los plazos para la presentación de expedientes de ayudas de Prima Global no Renovable y de Prejubilación, se beneficiaron el 49,59% de los individuos que pudieron acceder a las ayudas. La provincia donde se han recogido un mayor porcentaje de solicitudes como consecuencia de la modificación de la normativa fue la provincia de Cádiz, con el 59,52% de beneficiados por el cambio de la normativa. Respecto a la provincia donde se presentó un menor porcentaje de solicitudes como consecuencia del cambio de la normativa fue la de Almería, en la que tan sólo se acogieron a la misma el 18,75% de los individuos que habían presentado solicitudes en dicha provincia.

Tabla 54. Tripulantes por provincia de recogida y Orden por la que solicita la ayuda

Provincia de recogida	Orden		Total general	Beneficiados por la Orden 5/3/2004 (%)
	18/1/2002	5/3/2004		
Almería	169	39	208	18,75%
Cádiz	472	694	1.166	59,52%
Huelva	163	76	239	31,80%
Málaga	56	37	93	39,78%
Total	860	846	1.706	49,59%

Fuente: Elaboración propia

Una vez analizadas las características socioeconómicas de los pescadores, a continuación se llevará a cabo un análisis de la flota pesquera afectada en la Comunidad Autónoma Andaluza por el paro. La Tabla 55 muestra la situación final de los buques afectados tras la finalización del Acuerdo de pesca con Marruecos. Cabe destacar que aunque en un principio se vieron afectados por la finalización del acuerdo de pesca unos 203 buques, el 25,62% de los mismos buscaron otros destinos entre el transcurso del cese del acuerdo y el momento en el que se hace público el fracaso de las negociaciones, quedando finalmente afectados unos 151 buques. Asimismo, también se resalta el porcentaje tan elevado de buques desguazados (34,98%) que pone de manifiesto el grave problema que ha supuesto la finalización del acuerdo de pesca con Marruecos, así como la inclinación de la Comisión Europea por el desguace como la manera más apropiada para solucionar el problema de la reubicación de los barcos afectados por la falta de Acuerdo pesquero con Marruecos. El 14,29% de buques que fueron reubicados en el Golfo de Cádiz ha provocado el sobredimensionamiento de un caladero que ya en esa fecha se encontraba en un lamentable estado de sobreexplotación.

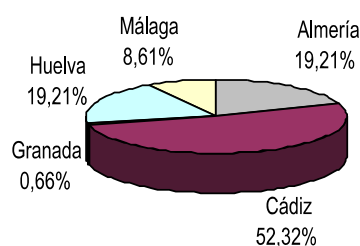
Tabla 55. Situación de los buques afectados por la finalización del Acuerdo de pesca con Marruecos

Situación	Nº Buques	%
Buscaron otros destinos entre el cese Acuerdo (30/11/99) y el fracaso de la negociación (28/03/01)	52	25,62
Reubicados en el Golfo de Cádiz	29	14,29
Reubicados en el Mediterráneo	17	8,37
Licencia 3º Países	14	6,9
Exportados	20	9,85
Desguazados	71	34,98
Total	203	100

Fuente: Consejería de Agricultura y Pesca

La Figura 50 muestra el porcentaje de buques afectados según la provincia en la que se ubica su puerto base. En ella destaca la provincia de Cádiz con el mayor porcentaje de embarcaciones afectadas (52,32%), seguida de las provincias de Huelva y Almería con un mismo porcentaje del 19,21%, la provincia de Málaga con el 8,61%, y en último lugar, la provincia de Granada con el 0,66%¹⁴⁷.

Figura 50. Buques afectados en Andalucía



Fuente: Elaboración propia

Si se atiende al puerto base del buque, en la Tabla 56 destaca como puerto más afectado el de Algeciras con el 21,85% de los buques, seguido de los puertos de Barbate (19,87%) y Almería (15,23%). La paralización de la actividad de dichos buques ha tenido una repercusión negativa en la actividad económica de los puertos andaluces, especialmente en los de Algeciras y Barbate, ya que como se indicó anteriormente, ambos puertos experimentaron un descenso del primer trimestre de 1999 al primer trimestre de 2000 del 84% y 64% en la cantidad comercializada (Tm.), y del 59% y 50% en el valor (euros), respectivamente.

En cuanto a la información correspondiente a las características técnicas de los buques ésta ha sido suministrada por la Secretaría General de Pesca Marítima del Ministerio de Agricultura y Pesca. La identificación del buque, la potencia medida en caballos de potencia, el tonelaje medido en TRB y GT, la eslora, el año de construcción o el material de construcción son algunas de las variables disponibles en este censo.

¹⁴⁷ Porcentajes de los buques afectados una vez eliminados las 52 embarcaciones que encontraron otros destinos entre el cese del Acuerdo (30/11/99) y el anuncio del fracaso de las negociaciones (28/03/01).

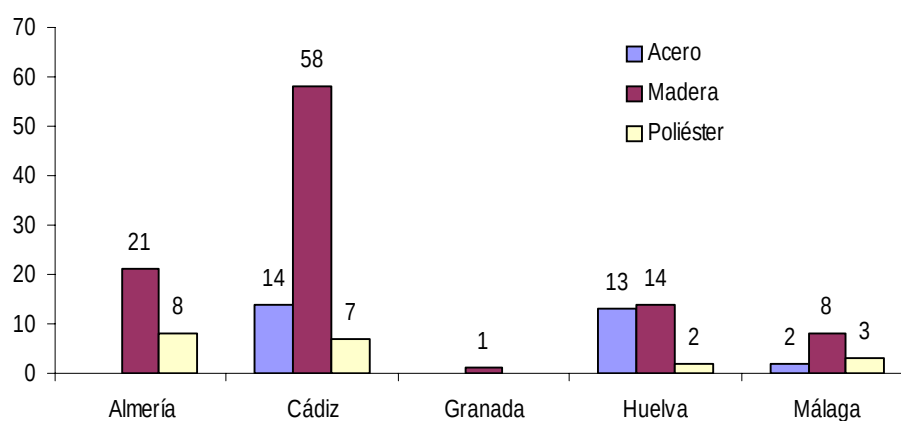
Tabla 56. Número de buques afectados por puerto base

Puerto Base	Total	%
Algeciras	33	21,85%
Barbate	30	19,87%
Almería	23	15,23%
Punta Umbría	15	9,93%
Málaga	13	8,61%
Puerto de Santa	8	5,30%
Huelva	6	3,97%
Isla Cristina	6	3,97%
Adra	6	3,97%
Tarifa	4	2,65%
Lepe	2	1,32%
Cádiz	2	1,32%
Sanlúcar de Barrameda	2	1,32%
Motril	1	0,66%
Total	151	100%

Fuente: Elaboración propia

Un análisis del material del casco de los buques andaluces afectados muestra que en el 68% de los mismos el material del casco es de madera, en el 19% de acero y en el 13% de poliéster. Resulta evidente comprobar que en todas las provincias el material del casco predominante es la madera. Esto significa que estamos ante barcos con un elevado grado de obsolescencia técnica.

Figura 51. Número de buques afectados por material del casco y provincia



Fuente: Elaboración propia

Si tenemos en cuenta el material del casco y la edad del buque, la Tabla 57 muestra que mientras el 36,27% de los buques de madera poseen una edad superior a los 30 años, no existe ningún buque con el material de poliéster con esa edad, y tan sólo el 3,45% de los buques de acero la poseen. Asimismo, mientras el 95% de los buques de poliéster tienen una antigüedad inferior o igual a los 10 años, para los buques de acero y madera estos porcentajes se reducen a 62% y 23%, respectivamente.

Tabla 57. Número de buques afectados por material del casco y edad

Tramos de edad	Acero	Madera	Poliéster	Total general
Hasta 5 años	16	3	16	35
Entre 6 y 10 años	2	20	3	25
Entre 11 y 20 años	7	20	1	28
Entre 21 y 30 años	3	22	0	25
Más de 31 años	1	37	0	38
Total general	29	102	20	151

Fuente: Elaboración propia

En relación con la edad del buque, como puede comprobarse en la Tabla 58 existe un número elevado de embarcaciones de construcción reciente que tienen menos de 10 años de antigüedad los cuales representan el 41,72% del total. Esto provoca un grave problema entre los armadores de dichas embarcaciones, para los que es enormemente complejo el desguace de dichas unidades debido a que no se encuentran dentro del ámbito de aplicación de la normativa reguladora de las ayudas estructurales al sector pesquero, en las que es necesario el transcurso de 10 años para su obtención. El porcentaje de embarcaciones con una edad que no supera los 10 años de antigüedad difiere entre las provincias andaluzas; mientras Almería y Málaga son las que presentan unos mayores porcentajes, 58,62% y 53,85%, respectivamente; Cádiz con el 32,91% es la provincia que presenta el menor porcentaje.

Por otra parte, aunque para la concesión de ayudas por transferencia definitiva de los buques a un país tercero o la aportación del buque para la constitución de una sociedad mixta la edad requerida es superior a los 5 años, aún siguen existiendo 35 embarcaciones que no alcanzan dicha edad, las cuales representan el 23,18% de las mismas. Este porcentaje también varía de una provincia andaluza a otra; mientras Huelva presenta el mayor porcentaje de embarcaciones con una

edad inferior o igual a los 5 años (31,03%), Cádiz es la provincia que posee un menor porcentaje (18,99%).

Tabla 58. Número de buques afectados por provincia y tramo de edad

Tramos de edad (años)	Nº buques Huelva	Nº buques Cádiz	Nº buques Málaga	Nº buques Almería	Nº buques Granada	Nº buques Andalucía	%
Hasta 5	9	15	3	8		35	23,18%
Entre 6 y 10	4	11	4	9		28	18,54%
Entre 11 y 20	7	9	4	6		26	17,22%
Entre 21 y 30	3	16	1	4		24	15,89%
Más de 31	6	28	1	2	1	38	25,17%
Total	29	79	13	29	1	151	100%

Fuente: Elaboración propia

El conocimiento de la composición de la flota andaluza afectada en sus diferentes tamaños es un factor básico. En el año 1999 la composición por tamaño de la flota pesquera andaluza que se vio afectada por la finalización del acuerdo de pesca con Marruecos nos muestra una estructura en la que predominan los buques con un arqueado entre 20 y 100 TRB, encontrándose en este tramo el 84,77% de los mismos (Tabla 59). Si se diferencia por provincias, se observa que las únicas provincias que presentan buques con un tamaño superior a los 250 TRB, o inferior a los 20 TRB son las de Huelva y Cádiz, respectivamente.

Tabla 59. Composición de la flota pesquera andaluza afectada en sus diferentes tamaños

Tamaños (TRB)	Nº buques Huelva	Nº buques Cádiz	Nº buques Málaga	Nº buques Almería	Nº buques Granada	Nº buques Andalucía	%
Menos de 20	0	12	0	0	0	12	7,95%
De 20 a 100	24	62	12	29	1	128	84,77%
De 101 a 250	3	5	1	0	0	9	5,96%
Más de 250	2	0	0	0	0	2	1,32%
Total	29	79	13	29	1	151	100%

Fuente: Elaboración propia

En cuanto a la potencia del motor de los 151 buques, la Tabla 60 muestra la clasificación de las embarcaciones en función de su potencia y provincia de ubicación del puerto base. Cabe destacar que la potencia media de dichos buques era de 342 CV y que el 90% de los mismos tenían

una potencia del motor comprendida entre los 100 y 500 CV.

Tabla 60. Número de buques afectados por potencia y provincia

Potencia (CV)	Nº buques Huelva	Nº buques Cádiz	Nº buques Málaga	Nº buques Almería	Nº buques Granada	Nº buques Andalucía	%
< de 100	0	4	0	0	0	4	2,65%
De 100 a 200	1	20	0	3	0	24	15,89%
De 201 a 300	9	14	2	12	0	37	24,50%
De 301 a 400	9	16	5	4	0	34	22,52%
De 401 a 500	5	22	6	7	1	41	27,15%
De 501 a 600	1	0	0	3	0	4	2,65%
De 601 a 700	1	1	0	0	0	2	1,32%
De 701 a 800	1	1	0	0	0	2	1,32%
> de 800	2	1	0	0	0	3	1,99%
Total	29	79	13	29	1	151	100%

Fuente: Elaboración propia

Otro aspecto a destacar lo constituye la modalidad de pesca de los buques; mientras el 57% se encontraba censado, a fecha de finalización del acuerdo de pesca, en la modalidad de arrastre, el 21% estaba en cerco, y el 17% en palangre (Tabla 61).

Tabla 61. Número de buques afectados por provincia y modalidad de pesca

Modalidad	Nº buques Huelva	Nº buques Cádiz	Nº buques Málaga	Nº buques Almería	Nº buques Granada	Nº buques Andalucía
Arrastre	28	16	13	28	1	86
Cerco		30		1		31
Palangre		25				25
Otras modalidades	1	8				9
Total	29	79	13	29	1	151

Fuente: Elaboración propia

Por otra parte, también se observa que el 93,75% de las embarcaciones dedicadas a la modalidad de cerco tenían puerto base en la provincia de Cádiz, así como el 100% de las embarcaciones en la modalidad de palangre. En este sentido, cabe destacar que la modalidad de cerco con jareta y luz es la principal modalidad de pesca de toda la provincia de Cádiz.

Tabla 62. Número de buques afectados por provincia y tipo de buque

Tipo de buque	Nº buques Huelva	Nº buques Cádiz	Nº buques Málaga	Nº buques Almería	Nº buques Granada	Nº buques Andalucía
Arrastrero Congelador	14	2		6		22
Arrastrero de Popa	12	13	13	21	1	60
Arrastrero de Tangones	2	1		1		4
Artesanales Polivalentes		1				1
Cerquero con Jareta	1	30		1		32
Embarcación con línea de mano		1				1
Embarcación con redes de enmalle		4				4
Embarcaciones con cañas y líneas		1				1
Embarcaciones polivalentes		1				1
Palangreros		25				25
Total	29	79	13	29	1	151

Fuente: Elaboración propia

Un análisis más desagregado por modalidad de pesca y edad del buque muestra que mientras en la modalidad de cerco el año medio de construcción de los buques se situaba en 1970, para las modalidades de palangre y arrastre el año medio de construcción era algo superior; concretamente 1978 y 1985, respectivamente. Estos resultados indican que, a la finalización del acuerdo de pesca con Marruecos, los buques en la modalidad de cerco tenían una vida media de 29 años, existiendo incluso un buque con una edad de 70 años. Para las otras modalidades la vida media de los buques era algo inferior: en la modalidad de palangre era de 21 años y en la modalidad de arrastre de 14 años. Todo ello pone de manifiesto la necesaria renovación de dicha flota (Tabla 63).

Tabla 63. Número de buques por modalidad de pesca y tramo de edad

Tramo de edad	Arrastre	Cerco	Palangre	Otras
Hasta 5 años	21	3	8	3
Entre 6 y 10 años	24	1	2	1
Entre 11 y 20 años	17	6	3	0
Entre 21 y 30 años	12	7	3	2
Entre 31 y 40 años	12	9	7	1
Entre 41 y 50 años	0	3	1	1
Más de 50 años	0	3	1	0
Total	86	32	25	8

Fuente: Elaboración propia

Para finalizar, cabe destacar que de los 90 buques para los que conocemos las especies objetivo, el 55% se han dedicado principalmente a la captura de mariscos, el 31% a la anchoa o boquerón, el 7% a la captura de merluza, el 3% a los cefalópodos; y un mismo porcentaje del 2% al atún y/o bonito y sardina. Asimismo, de los 32 buques que faenaban en la modalidad de cerco, el 87,5% se dedicaban principalmente a las capturas de anchoa o boquerón y el 12,5% restante a la sardina.

Tabla 64. Número de buques por provincia y especie preferente

Especies	Nº buques Huelva	Nº buques Cádiz	Nº buques Málaga	Nº buques Almería	Nº buques Granada	Nº buques Andalucía
Anchoa o boquerón	0	28	0	0	0	28
Atún y/o bonito	0	2	0	0	0	2
Cefalopodos	0	2	0	1	0	3
Mariscos	23	7	5	14	0	49
Merluza	1	4	0	1	0	6
Sardina	1	0	0	1	0	2
No especificada	4	36	8	12	1	61
Total	29	79	13	29	1	151

Fuente: Elaboración propia

En definitiva, el análisis de las características socioeconómicas del colectivo de pescadores que han solicitado alguna de las modalidades de ayuda de carácter socioeconómico establecidas por la Comunidad Europea, así como las características de la flota pesquera afectada en la Comunidad Autónoma Andaluza han permitido obtener una serie de conclusiones relevantes. En primer lugar, destacar que respecto a las modalidades de ayuda socioeconómica instrumentadas con el propósito de fomentar la diversidad económica de las zonas afectadas por la no renovación del acuerdo de pesca con Marruecos la más solicitada por parte de los pescadores ha sido la Prima Global Individual con un porcentaje del 86%. Por su parte, de los que optaron por la Prima Global no Renovable, el 54% emprendieron negocios relacionados con la pesca. En segundo lugar, en lo que respecta a la edad de los pescadores destaca el grado de envejecimiento que se está produciendo en dicha población que cuenta con un 53,63% de pescadores de más de 40 años y un 5,16% con una edad inferior de 25 años. En tercer lugar, resaltar que el 72% de los pescadores poseen una categoría profesional “baja”, así como que aproximadamente el 45% de los individuos

no poseen estudios, porcentaje que aumenta a aproximadamente el 55% para los mayores de 45 años.

Por último, cabe señalar que los buques andaluces se han visto afectados por un problema derivado del incumplimiento de uno de los requisitos exigidos en las ayudas establecidas (desguace, transferencia definitiva de los buques a un país tercero o la aportación para la constitución de una sociedad mixta) referente a la edad del buque. En este sentido, el análisis de las características de las embarcaciones indica que el 42% de las embarcaciones poseían una edad inferior a los 10 años de antigüedad, siendo la edad del 23% de las misma inferior a los 5 años. Estos resultados muestra la existencia de un número elevado de embarcaciones de nueva construcción con menos de 10 años de antigüedad, que no se encontraban dentro del ámbito de aplicación de la normativa reguladora de las ayudas estructurales al sector pesquero, donde era necesario el transcurso de 10 años para su obtención.

En definitiva, como se ha mostrado durante el presente capítulo la finalización del Acuerdo de pesca con Marruecos ha originado graves problemas para los pescadores y armadores de la flota pesquera que faenaba en dichas aguas jurisdiccionales y una disminución de la actividad económica de los puertos afectados. Tras una larga espera sin que se lograra un nuevo acuerdo de pesca en beneficio de la Comunidad Europea y Marruecos, el pasado 28 de julio de 2005 se firma un nuevo acuerdo de pesquero que beneficiará especialmente a la flota artesanal andaluza. En el siguiente apartado se analizará el nuevo acuerdo de pesca entre la Comunidad Europea y el Reino Alauita que entrará en vigor el 1 de marzo de 2006.

5.11. EL NUEVO ACUERDO DE PESCA ENTRE LA COMUNIDAD EUROPEA Y EL REINO DE MARRUECOS

Una vez visto anteriormente el gran problema que supuso para el colectivo de pescadores y armadores la no renovación del acuerdo de pesca entre la Comunidad Europea y el Reino Alauita, se ha recibido satisfactoriamente la noticia del reinicio de las relaciones pesqueras entre la Unión Europea y Marruecos. Así, el 28 de julio de 2005, tras seis años desde el último protocolo con

Marruecos que finalizó en 1999, el comisario de Pesca Joe Borg y el ministro marroquí de Comercio Exterior Mustafá Mechahuri firmaron un nuevo acuerdo de pesca para los próximos cuatro años que no entrará en vigor posiblemente hasta el mes de octubre de 2006, cuando se espera que el Parlamento marroquí lo ratifique una vez que se retomen las reuniones después de la pausa estival.

El nuevo acuerdo de pesca concede a los pescadores de la Unión Europea posibilidades de pesca en aguas bajo “soberanía o jurisdicción” del Reino de Marruecos. Entre ellos se incluyen derechos de pesca en aguas del Sáhara Occidental, territorio ocupado por Marruecos desde 1976. Esto ha provocado protestas por parte de los Saharauis y de varios Estados miembros de la Unión Europea entre el que destaca Suecia, que pretenden que la UE inste a Marruecos a dedicar los ingresos de la pesca en aguas del Sáhara Occidental a los Saharauis. Por su parte, España y Francia se han opuesto a ello debido a que estas pretensiones podrían peligrar el acuerdo. Asimismo, el dictamen jurídico emitido en 2002 por el Secretario Adjunto de Naciones Unidas para Asuntos Jurídicos, Hans Corell, sostiene que “toda explotación de los recursos naturales del Sahara Occidental constituye una violación de la legalidad internacional”. El Frente Polisario calificó el acuerdo de ilegal e injusto.

Entre las características más relevantes del acuerdo se encuentra el hecho de que, a diferencia del anterior, éste será renovable por tácita reconducción, o lo que es lo mismo, sin la necesidad de un compromiso escrito al efecto. Es un acuerdo más modesto que su predecesor ya que permite faenar a un número menor de embarcaciones y excluye algunas zonas y modalidades de pesca como son la zona del Mediterráneo y la pesca de cefalópodos y crustáceos.

El acuerdo permitirá faenar a 119 buques de la Unión Europea, procedentes probablemente de Alemania, España, Francia, Grecia, Irlanda, Italia, Letonia, Lituania, los Países Bajos, Polonia y Portugal. La distribución de las licencias se realizará mediante el respeto del principio de estabilidad relativa en la que se considera como criterio preferente la distribución de las licencias existentes en el anterior acuerdo. En este sentido, cabe resaltar que la flota autorizada será en su gran mayoría artesanal española y portuguesa. Según información proporcionada por la Consejería de Agricultura y Pesca de la Junta de Andalucía, los armadores andaluces podrían recibir el 50% de las licencias totales, sobre todo en las modalidades de cerco y palangre norte. Este acuerdo también contempla

una cuota adicional de 60.000 toneladas de pequeños pelágicos como anchoa y arenque; y posibilita la pesca experimental como vía para incorporar nuevas modalidades y posibilidades de pesca. En este sentido, cabe la posibilidad de incrementar las posibilidades de pesca si los recursos pesqueros lo permiten. La Tabla 65 recoge las posibilidades de pesca del nuevo acuerdo según modalidad.

Tabla 65. Posibilidades de pesca del Acuerdo de 2006

CATEGORÍA DE PESCA	TIPO DE BUQUE	ESTADO MIEMBRO	LICENCIAS O CUOTA
Pesca artesanal en el norte, pesca pelágica	Cerqueros	España	20
Pesca artesanal en el norte	Palangreros de fondo <40 GT	España	20
		Portugal	7
	Palangreros de fondo >40 GT<150GT	Portugal	3
Pesca artesanal en el sur		España	20
Pesca demersal	Palangreros de fondo	España	7
		Portugal	4
	Arrastreros	España	10
		Italia	1
Pesca del atún	Cañeros	España	23
		Francia	4
Pesca pelágica industrial		Alemania	4.850 t.
		Lituania	15.520 t.
		Letonia	8.730 t.
		Países Bajos	19.400 t.
		Irlanda	2.500 t.
		Polonia	2.500 t.
		Gran Bretaña	2.500 t.
		España	400 t.
		Portugal	1.333 t.
		Francia	2.267 t.

Fuente: Reglamento (CE) Nº 764/2006 del Consejo de 22 de mayo de 2006

El reparto en España queda de la siguiente manera: Andalucía contará con 42 licencias, Canarias 37, Galicia 17 y la captura de las 400 toneladas anuales de especies pelágicas, mientras que el País Vasco y Cantabria tendrán 2 licencias cada una.

En cuanto a los derechos de licencia que deben pagar los armadores de los barcos autorizados para faenar en Marruecos al amparo del acuerdo de pesca de 2006 variarán según la

pesquería de que se trate. Así, mientras para la modalidad de atuneros y pelágica el canon se paga según las toneladas de pesca, para el resto de modalidades es una cantidad fija que se paga en función de las Toneladas de Registro Bruto del buque (TRB). La Comisión Europea sostiene que los derechos de licencia podrían superar los tres millones de euros. La siguiente tabla muestra el canon que deben pagar los armadores según la modalidad de pesca:

Tabla 66. Canon a pagar por los armadores de los buques al amparo del Acuerdo de pesca de 2006

CATEGORÍA DE PESCA	TIPO DE BUQUE	CANON (EUROS/TRB/TRIMESTRE)
Pesca artesanal en el norte, pesca pelágica	Cerqueros	67 euros
Pesca artesanal en el norte	Palangreros de fondo <40 GT	60 euros
	Palangreros de fondo >40 GT<150GT	
Pesca artesanal en el sur		60 euros
Pesca demersal	Palangreros de fondo	53 euros
	Arrastreros	
Pesca del atún	Cañeros	25 euros por tonelada de pesca
Pesca pelágica industrial		20 euros por tonelada de pesca

Fuente: Reglamento (CE) Nº 764/2006 del Consejo de 22 de mayo de 2006

Por otra parte, se exime de la exigencia de mantener un consignatario en el puerto marroquí, lo que suponía en el anterior acuerdo una condición obligatoria que elevaba el coste para el armador.

Lo buques comunitarios deberán cumplir en sus actividades pesqueras las mismas medidas técnicas en cuanto a la extensión de artes, épocas de vedas y número de anzuelos que la flota marroquí. Asimismo, la flota comunitaria deberá realizar cierto nivel de desembarques en los puertos marroquíes con el propósito de ayudar al desarrollo del sector, siendo para algunas modalidades artesanales unos desembarques voluntarios que serán recompensados con incentivos en forma de reducción de los cánones a pagar por los armadores. En el nuevo acuerdo también se fomenta la contratación de marineros marroquíes según la modalidad de pesca, no siendo exigible para la modalidad de palangre artesanal.

La contrapartida financiera será de unos 144,1 millones de euros durante el período de cuatro años de duración del acuerdo. De esta cantidad unos 13,8 millones de euros se destinará al desarrollo y modernización de la política sectorial de la pesca, en concreto unos 7,5 millones de euros destinados a la modernización de la flota pesquera, 1,25 millones de euros para el programa de retirada definitiva de las redes de enmalle a la deriva y unos 5 millones de euros dedicados a otras acciones de investigación entre las que se encuentran la reestructuración de la pesca artesanal, comercialización y formación, entre otras.

En definitiva, este acuerdo supone una reactivación de la actividad económica de ciertos puertos españoles como son los de Barbate y Algeciras, entre otros, que quedaron drásticamente afectados por la finalización del acuerdo de pesca en noviembre de 1999 (Tabla 25). Además, el acuerdo se basa en tres principios fundamentales de sostenibilidad, durabilidad y flexibilidad, es decir, el acuerdo defiende una pesca responsable y sostenible, puede ser renovable y permitirá aumentar el número de licencias si los recursos pesqueros lo permiten.

5.12. CONCLUSIONES

Aunque la pesca ha constituido desde la antigüedad una fuente importante de alimentos para la humanidad y ha sido generadora de renta y empleo para las personas dedicadas a la misma, el análisis de la situación por la que atraviesa el sector pesquero tanto a nivel mundial como europeo, español y andaluz ha mostrado un agotamiento paulatino de los recursos pesqueros que conlleva, a su vez, en una disminución de las capturas por barco y una merma en los ingresos de los pescadores que puede llegar a originar, incluso, la no rentabilidad de la actividad. Este problema se agrava aún más en determinadas zonas litorales en las que existen pocas alternativas y la actividad económica gira en gran medida en torno a la pesca y a las actividades vinculadas a la misma.

Asimismo, se están produciendo cambios notorios en el sector pesquero debido, entre otros motivos, al progreso técnico, al surgimiento de nuevas potencias en el sector y a las aspiraciones

de los países en desarrollo de poseer una industria pesquera propia. La escasez de los recursos pesqueros y el aumento de la competencia han originado una dificultad por parte de la Unión Europea para firmar acuerdos de pesca bilaterales con otros países en circunstancias ventajosas para su flota pesquera. En este sentido, se ha destacado la no renovación del último de los acuerdos de pesca con el Reino Alauita que concluyó el 30 de noviembre de 1999 y que obligó al paro forzoso de la flota comunitaria que faenaba en sus aguas jurisdiccionales y a su reubicación en otros caladeros.

Como se ha comentado anteriormente, entre los motivos que originaron la no renovación del acuerdo de pesca se encontraba el hecho de que Marruecos pretendía llevar a cabo un aumento considerable de la contrapartida financiera muy por encima de las verdaderas posibilidades de pesca que estaba dispuesta a conceder a la flota comunitaria. Sin embargo, la no renovación del acuerdo de pesca ha tenido para la Unión Europea un importante gasto debido a que con el propósito de paliar las dramáticas consecuencias que originaban la ruptura del acuerdo de pesca con Marruecos, se implementaron desde la misma una serie de medidas de apoyo al sector.

Evidentemente, estas medidas especiales que se han llevado a cabo para el proceso de reconversión de los pescadores y armadores deben servir de precedente ante posibles situaciones que pudieran producirse en el futuro en otros caladeros. De hecho, la viabilidad económica de las unidades pesqueras dependen, en gran medida, de factores externos que no están bajo su control; como son los factores políticos, ecológicos o biológicos.

La firma de un nuevo acuerdo de pesca entre la Unión Europea y el Reino de Marruecos para los próximos cuatro años a partir probablemente del mes de octubre de 2006, cuando se ratifique por Marruecos, beneficiará especialmente a España al distribuirse las licencias de pesca mediante el respeto del principio de estabilidad relativa en el que se considera como criterio preferente la distribución de las licencias en el anterior acuerdo. No obstante, el nuevo acuerdo de pesca con Marruecos no supone un punto y seguido en las relaciones bilaterales, ya que plantea un escenario completamente distinto.

En definitiva, para conseguir un futuro más seguro y estable, el sector pesquero debe buscar una modernidad y competitividad basada en una explotación sostenible y responsable de los recursos de la pesca. Esto es fundamental para la futuro del sector, y por consiguiente, del mantenimiento del empleo, debido a que mediante la conservación de los recursos pesqueros se puede garantizar el empleo de los pescadores tanto actuales como de las generaciones venideras. Se deben establecer medidas que garanticen unos recursos suficientes que permitan la reproducción de las distintas especies, asegure la continuidad de la pesca marítima, y consecuentemente, garantice un empleo estable en el sector pesquero.

Cosa distinta es si las medidas implementadas, con un enorme esfuerzo financiero, han tenido el efecto deseado, aspecto este último que se analizará en el siguiente apartado.

CAPÍTULO VI

DURACIÓN DEL DESEMPLEO PARA EL COLECTIVO ANALIZADO.
PRINCIPALES RESULTADOS EMPÍRICOS DEL ANÁLISIS DE SUPERVIVENCIA

6.1. INTRODUCCIÓN

En este capítulo se pretenden aportar nuevas evidencias acerca de las consecuencias que sobre la duración del desempleo ha tenido la ruptura del acuerdo de pesca con Marruecos en 1999 y detectar los factores relevantes a la hora de caracterizar a los colectivos más afectados por dicho evento, permitiendo esto último la evaluación crítica de los efectos de las diferentes medidas de política económica que se han implementado por parte de las diferentes autoridades de gestión con la finalidad de realizar el tránsito del desempleo a la ocupación con la mayor rapidez posible y con el menor número de conflictos, ofreciendo incentivos a la reubicación de los pescadores afectados en actividades diferentes de la pesquera. Para ello, se aplicarán gran parte de las técnicas y métodos analíticos expuestos en los capítulos tres y cuatro.

Como se ha mostrado con anterioridad, la no renovación del acuerdo de pesca con Marruecos ha supuesto un problema de primera magnitud para los pescadores y armadores de la flota que faenaba en aguas bajo la soberanía y jurisdicción del Reino Alauita, los cuales se vieron obligados a paralizar su actividad y hacer frente a esta difícil situación paliada en parte por una serie de ayudas comunitarias establecidas al respecto, las cuales consistían a modo de resumen, en el caso de los armadores, en unas ayudas establecidas en función del arqueo de cada buque, además de una ayuda económica para la cotización a la seguridad social de sus trabajadores. Para los tripulantes, estas ayudas consistían en una cuantía fija de 910,53 euros mensuales por tripulante. Una vez agotadas las ayudas por el amarre temporal de la flota instrumentadas hasta el mes de diciembre de 2001, pescadores y armadores se vieron obligados a emprender nuevas actividades,

ya fuese en la actividad pesquera o en otros sectores productivos.

Aunque desde la Comisión Europea se establecieron medidas excepcionales con la finalidad de promover alternativas a la pesca y al trabajo a bordo de los barcos que habían faenado en el caladero de Marruecos, la realidad es que estas medidas no han conseguido dirigir, de forma significativa, la actividad laboral de los pescadores y armadores hacia otros sectores económicos, como se demostrará posteriormente.

Entre los objetivos de este capítulo se encuentran, por tanto, el análisis del proceso de reconversión de los pescadores andaluces afectados por la finalización del acuerdo de pesca entre Marruecos y la Unión Europea el 30 de noviembre de 1999, así como el estudio de la eficacia de las medidas llevadas a cabo para reducir los períodos de desempleo originados por la falta de un nuevo Acuerdo. Para ello, se realizará, en primer lugar, una exposición de las consideraciones metodológicas bajo las cuales se han llevado a cabo los análisis. En segundo lugar, se efectuará una descripción de la base de datos y de las variables utilizadas. En tercer lugar, se analizará la duración del tiempo de desempleo del colectivo afectado por la finalización del Acuerdo de pesca con Marruecos mediante la utilización de la metodología de los Modelos de Duración. El contexto teórico que va a ser utilizado para comprender los flujos del desempleo al empleo es la Teoría de la Búsqueda de Empleo (Job Search Theory) abordada en el capítulo dos, la cual trata de explicar el funcionamiento del mercado de trabajo y las transiciones que se realizan dentro del mismo entre los diferentes estados de empleo, desempleo e inactividad. Los análisis no paramétricos, paramétricos y semiparamétricos de los períodos de desempleo permitirán efectuar una identificación de los grupos de individuos que por sus características presentan mayores dificultades de inserción social¹⁴⁸.

En definitiva, el análisis que se va a desarrollar pretende desarrollar una metodología específica que facilite el estudio de los factores que afectan al tiempo que un individuo permanece desempleado y comprobar el impacto de las medidas adoptadas por la administración. La necesidad

¹⁴⁸ El período, lapso o spell de desempleo es aquel intervalo temporal que transcurre desde un punto de partida fijado (cese en un empleo) hasta el momento en el que acontece un determinado suceso (alta en un empleo). Así, el primer período de desempleo en nuestro estudio es aquel que se produce, a modo general, como consecuencia de la finalización del acuerdo de pesca con Marruecos, mientras que el segundo y tercer período de desempleo tan sólo se conocerán para aquellos individuos que vuelven a transitar al estado de desempleo durante el seguimiento.

de utilizar la metodología del análisis de supervivencia viene dada, entre otros factores, por dos características que presentan estos datos y que dificultan su tratamiento con los métodos estadísticos convencionales, como son la presencia de la censura y la posible existencia de covariables dependientes del tiempo.

La relevancia del trabajo que se desarrolla en las páginas siguientes viene determinada en gran medida por las escasas contribuciones existentes sobre el análisis del mercado de trabajo en el sector pesquero. En este sentido, cabe destacar el trabajo de Smith (2004) en el que se aplican, por primera vez, los modelos de duración a la participación pesquera, en el análisis del tiempo que un individuo permanece en activo en la pesquería de erizo de mar rojo en California, es decir, el período de tiempo entre su entrada y salida de la pesquería. También resulta interesante el trabajo realizado por Ikiara y Odink (2000) sobre la resistencia de los pescadores a salir de las pesquerías del Lago Victoria en África centrorienta, concretamente de las pesquerías que se encuentran en la República de Kenia al este del Lago Victoria. El estudio consiste en la estimación máximo verosímil del modelo propuesto en la que se obtienen como determinantes significativos de la resistencia a salir de esas pesquerías el coste de oportunidad de abandonar la pesquería, los años de experiencia del patrón y el hecho de que el patrón de la embarcación sea el propietario de la misma o un empleado. Asimismo, sostienen finalmente que la permanencia a toda costa de los pescadores en la actividad se debe fundamentalmente a la falta de alternativas razonables a la pesca.

En este contexto, la IV Conferencia temática PESCA sobre la *Diversificación Socioeconómica de las Regiones Dependientes de la Pesca* (2001), en la que se sostenía que “una parte de los pescadores deja hoy la profesión, sin que se conozcan de manera precisa los sectores y las condiciones de su reconversión¹⁴⁹”, da sentido y relevancia al trabajo desarrollado en este capítulo, pretendiendo ofrecer resultados relevantes sobre el proceso de reconversión de un colectivo específico de pescadores, así como los ámbitos más importantes en los que se ha centrado la misma. Como se verá con posterioridad, la reconversión o diversificación resulta compleja especialmente para los pescadores debido a numerosos condicionante entre los que podemos mencionar de manera resumida, en primer lugar, el hecho de que dichos individuos residen

¹⁴⁹ Conferencia organizada por la Comisión Europea, en el marco del programa interregional PESCA. Celebrada durante los días 26 y 27 de enero de 2001 en Inverness, Escocia.

en zonas altamente dependientes de la pesca en las que existen pocas alternativas de empleo y escasas posibilidades de atraer nuevos flujos económicos. Y en segundo lugar, debido a la baja movilidad profesional de dichos individuos como consecuencia de su escasa o nula formación académica, la edad temprana a la que se incorporan en la actividad pesquera y los factores socioculturales que inciden en los pescadores y que dificultan su adaptación a otro estilo de vida y entorno de trabajo.

Creemos, con las precauciones obvias, que el análisis de los efectos reales de las diferentes medidas de política económica que se han aplicado en el proceso de reconversión pesquera tras la finalización del acuerdo de pesca con Marruecos puede y debe servir de referencia ante posibles situaciones que puedan ocurrir en el futuro en otros caladeros, con la finalidad de implementar las correcciones oportunas en el diseño de nuestra Política Pesquera y comprobar su efectividad.

La información necesaria para la elaboración del estudio ha estado disponible gracias a la colaboración inestimable de las Delegaciones Provinciales de Agricultura y Pesca de Cádiz, Málaga, Almería y Huelva, las cuales facilitaron el acceso, una vez formulada la petición al Jefe de Servicio de Estructuras Pesqueras y Acuícolas de la Junta de Andalucía, a la información necesaria sobre los tripulantes de los buques afectados por la finalización del Acuerdo de Pesca con Marruecos. Dicha información queda amparada, como no podría ser menos, por el secreto estadístico y se ajusta a la Ley Orgánica 15/1999, de 13 de diciembre, de Protección de datos de carácter personal. Su tratamiento ha sido exclusivamente agregado sin que ningún trabajador haya podido ser identificada a través de sus resultados.

6.2. CONSIDERACIONES METODOLÓGICAS PREVIAS

Una vez analizadas en un capítulo anterior las características socioeconómicas del colectivo de pescadores que han solicitado alguna de las modalidades de ayuda de carácter socioeconómico establecidas por la Comunidad Europea a través de las Delegaciones Provinciales de Agricultura y Pesca de Huelva, Cádiz, Málaga y Almería, así como las características de la flota pesquera sujeta

a estudio en la Comunidad Autónoma Andaluza, a continuación nos centraremos en el análisis de la duración del tiempo de desempleo del colectivo de pescadores afectados mediante la metodología de los Modelos de Duración.

Antes de proceder al estudio de la duración del tiempo de desempleo, se presentarán las consideraciones metodológicas bajo las cuales se han llevado a cabo los análisis posteriores. En primer lugar, cabe señalar la existencia de Censura por la derecha Tipo III o “aleatoria” debido a que no todos los pescadores abandonan el desempleo durante el período de seguimiento. Este tipo de censura por la derecha se diferencia del Tipo I y II en que admite la posibilidad de pérdida del individuo por razones diferentes a la ocurrencia del evento objeto de estudio. Adicionalmente, en la censura Tipo III el tiempo de origen puede ser distinto para los individuos ya que cada pescador se incorpora al estudio en diferentes momentos del tiempo, que coinciden con la fecha de baja en su condición de empleado.

En segundo lugar, la variable aleatoria T_i , que simboliza el tiempo de desempleo de cada individuo analizado, puede considerarse como variable continua o discreta. El tratamiento de la variable tiempo de duración nos permitirá aplicar diferentes consideraciones específicas. Cuando se considera que el tiempo es absolutamente continuo, la variable aleatoria T puede tomar diferentes valores positivos, por lo que se espera que no exista gran cantidad de observaciones con la misma duración. Sin embargo, cuando la variable tiempo de duración se considera como discreta toma valores enteros positivos y en este caso, sí que se puede esperar que exista una gran cantidad de observaciones con la misma duración. La consideración de la variable tiempo de duración como discreta puede llevarse a cabo bajo diferentes situaciones. En primer lugar, debe tenerse en cuenta el caso en que dicha variable es estrictamente discreta, es decir, cuando el registro de las duraciones se realiza en determinados momentos del tiempo. En segundo lugar, se puede considerar la variable tiempo de duración como discreta cuando se realiza una agrupación de la variable continua T en intervalos de tiempo. En nuestro caso, la variable tiempo de duración se considera continua y viene medida en días.

En tercer lugar, aunque cabe la posibilidad de simplificar el estudio mediante la especificación de un modelo de riesgo simple en el que únicamente se tenga en cuenta un único

estado de salida que sería cualquier forma de empleo, parece interesante considerar también un modelo de riesgos en competencia que tenga en cuenta las posibles salidas del desempleo. Una de las ventajas de los modelos de riesgos en competencia es que permiten separar tantas posibilidades de abandonar el desempleo como salidas, permitiendo de este modo distinguir las variables que inciden en la probabilidad de encontrar empleo en cada una de las salidas.

En cuarto lugar, con el objeto de comprobar la existencia de heterogeneidad inobservable provocada básicamente por variables explicativas que pueden influir en la tasa de salida del desempleo pero de las cuales se carece de información y/o debido a errores de medición en las mismas, se ha llevado a cabo la estimación del modelo de duración corrigiendo dicha heterogeneidad inobservable mediante la incorporación de un nuevo término.

Por último, cabe señalar que no ha sido posible profundizar en los modelos de evento repetido, en los que el evento de interés ocurre más de una vez para una misma observación, dado que las condiciones en las que los pescadores entran en cada uno de los sucesivos períodos de desempleo son distintas. De hecho, como se podrá observar a lo largo de este capítulo el primer período de desempleo es el más prolongado debido a las ayudas excepcionales establecidas por parte de la Comunidad Europea, instrumentadas hasta el mes de diciembre de 2001, con el objeto de paliar los efectos provocados por la finalización del Acuerdo de pesca con Marruecos. Una posible técnica que permite el análisis de este tipo de datos sería a través del enfoque multivariado, exigiendo ello un mayor esfuerzo en captación de información primaria y un mayor volumen de recursos en la investigación.

6.3. ESTRUCTURA Y CONTENIDOS DE LA BASE DE DATOS

A partir de la base de datos original que contenía todas las contribuciones que cada pescador -anónimamente considerado- había hecho a la Seguridad Social, así como las

características personales de los mismos y las especificaciones técnicas del último buque en el que había estado enrolado se han calculado los tiempos de desempleo. No obstante, con el fin de evitar la censura por la izquierda en el origen para los pescadores cuyo período de desempleo comenzaba un poco antes del 30 de noviembre de 1999, se ha calculado su tiempo de desempleo desde el momento en el que finalizaron el último empleo aunque éste hubiera sido anterior a la fecha de inicio del estudio.

Por otra parte, se ha procedido a la eliminación de los individuos que no han tenido período de desempleo ya que nuestro objetivo básico era el análisis del mismo, así como de aquellos que tenían un período de desempleo con una duración inferior a los 15 días debido a que ello muestra más que un tiempo de desempleo un cambio en el tipo de ocupación específico. También han sido eliminados los que se jubilaron o prejubilieron y los mayores de 55 años a 18 de enero de 2002, fecha en la que se establecen las distintas medidas de carácter socioeconómico de apoyo al sector, por su rápida transición a la jubilación. Otra depuración necesaria y creemos recomendable ha sido la realizada respecto a los individuos de los que desconocíamos algún dato de interés a analizar. Asimismo, debido a la carencia de información referente a las condiciones socioeconómicas en el hogar se ha procedido a la eliminación de la única mujer que aparece en la base de datos, correspondiente a la provincia de recogida de Málaga, debido a que como señalan Bover y Gómez (1999) en el caso de las mujeres *“las condiciones socioeconómicas en el hogar (número de hijos y sus edades, renta familiar, etc.) son fundamentales en su decisión de participación y en su incentivo en la búsqueda”*.

La Tabla 67 recoge una descripción de las variables de la base de datos utilizada con tal fin, teniendo en cuenta que el inicio del estudio comienza el 30 de noviembre de 1999 y finaliza el 31 de diciembre de 2004. La variable NUMERO servirá de identificador numérico con la finalidad de adaptar la base de datos a la Ley Orgánica 15/1999, de 13 de diciembre, sobre la Protección de datos de carácter personal. A continuación, las variables FECHAENTR y FECHASAL son utilizadas para la obtención de las duraciones de desempleo calculadas mediante la diferencia entre la fecha de baja de un empleo y la fecha de alta del empleo siguiente. En nuestro caso, la fecha de inicio del primer período de desempleo coincide normalmente con la fecha en la que finaliza el acuerdo de pesca entre la Unión Europea y Marruecos. Asimismo, las duraciones de desempleo que no han

terminado antes de la finalización del período de estudio constituyen observaciones censuradas por la derecha.

La variable PERCEPCIÓN recoge información acerca de si el individuo ha recibido algún tipo de prestación económica por desempleo durante dicho período. Según muestra la evidencia empírica, las prestaciones por desempleo influyen en la duración del desempleo, debido a que las personas tienden a ser más selectivas a la hora de aceptar una oferta de empleo cuanto mayor es la renta que perciben cuando están desempleados. Efectivamente, la teoría de búsqueda de empleo señala que cuanto más largos sean los períodos a los que los individuos tienen derecho a percibir prestaciones por desempleo y mayores sean las cuantías de las mismas, mayores serán las duraciones de los períodos de desempleo. En este sentido, Ehrenberg y Oaxaca (1976), entre otros, sostienen que los aumentos en los niveles de prestaciones por desempleo incrementan tanto las duraciones de desempleo como los salarios esperados, factores estos últimos de vital importancia en nuestro estudio. En el caso español, algunos de los estudios que revelan la incidencia positiva de las prestaciones en la duración del desempleo son los de Mochón (1983), Alba y Freeman (1990), Ahn y Ugidos (1995), Blanco (1992 y 1995), Cebrián *et al.* (1995), Bover *et al.* (1996), García (1997), y Toharia (1997).

Complementando lo anteriormente expuesto, también se ha comprobado empíricamente la existencia de fuertes incrementos de la tasa de salida del desempleo cuando se acerca el período de agotamiento de las prestaciones, hecho este último apoyado por las teorías y evidencias manifestadas en los trabajos de Meyer (1990), Katz y Meyer (1990), entre otros.

Desde un punto de vista teórico, la variable EDAD puede afectar tanto a la probabilidad de aceptar una oferta de trabajo como a la decisión del empleador de seleccionar a un individuo. Por una parte, a mayor edad el individuo suele tener una mayor experiencia laboral y en consecuencia tendría unas mayores expectativas salariales. En este caso, cabría esperar que cuando aumenta la edad, la probabilidad de aceptar una oferta de trabajo y consecuentemente la probabilidad de abandonar el estado de desempleado disminuye. Por otra parte, a mayor edad parece lógico que el individuo tenga una mayor experiencia laboral y por tanto un mayor deseo por parte de los empleadores de contratarlos. Sin embargo, a mayor edad, los empleadores también esperarán una

mayor dificultad por parte del individuo para adaptarse al nuevo puesto de trabajo. En este sentido, los trabajos de García (1997) y Antolín (1997) muestran que la probabilidad de abandonar el desempleo disminuye conforme el individuo se hace mayor. En el presente estudio la edad de los pescadores viene referida al momento en el que inician el período de desempleo.

Tabla 67. Estructura de la base de datos

Nombre del Campo	Descripción
NUMERO	Identificador Personal
FECHAENTR	Fecha de entrada en el desempleo
FECHASAL	Fecha de salida del desempleo
PAISORIGEN	País de origen. Variable dicotómica "1" España "0" Otro
PROVINCIA	Provincia en la que el individuo presenta la solicitud
PUERTO	Puerto Base del buque
EDAD	Edad en años al comienzo del período de desempleo
CATEGORIA	Categoría profesional-Categorizada en 3 categorías (Alta, Media y Baja)
MODAULT	Modalidad de pesca de la última embarcación
POTENCIA	Potencia de la última embarcación
PERCEPCION	Percepción de prestación por desempleo-Variable dicotómica "1" Sí "0" No
AYUDA	Indica si el pescador ha recibido ayudas de carácter socioeconómico- Variable dicotómica "1" Sí "0" No
OTROREGIMEN	Indica si el individuo ha trabajado en otro régimen distinto al del mar-Variable dicotómica "1" Sí "0" No

Las variables PROVINCIA y CATEGORÍA captan en parte la situación de la demanda del mercado de trabajo. En la variable CATEGORÍA se recoge el tipo de puesto de trabajo para el que el individuo está cualificado y respecto a la variable PROVINCIA (en la que el pescador solicita la ayuda socioeconómica) recoge el efecto de la provincia en la probabilidad de abandonar el desempleo. En este sentido, es de destacar el hecho de que el pescador podía solicitar la ayuda en la provincia de residencia o en la que se encontraba el puerto base del buque en el que se encontraba enrolado.

En relación a la variable CATEGORÍA, también cabe señalar que mientras Mickewright y Nagy (1995 y 1996) sostienen que la tasa de salida del desempleo se incrementa respecto al nivel

educativo, otros autores como García Pérez (1997) señalan que aunque la cualificación ayuda en un principio a salir del desempleo, a medida que los individuos permanecen más tiempo en dicho estado, son los menos cualificados los que más probabilidades tienen de salir del desempleo.

MODALULT y OTROREGIMEN recogen la experiencia del pescador en otras modalidades de pesca o en un régimen distinto al del mar, lo cual abre el abanico de posibilidades a la hora de abandonar el desempleo.

Finalmente, debe señalarse que inicialmente el número de variables consideradas fue más amplio, pero fue necesario someter los datos a depuración y crítica, no considerando además, aquellas variables que conjugadas con otras no aportara información relevante. No obstante, el tamaño de la muestra junto con el número de variables consideradas, nos han brindado la posibilidad, por otra parte casi pionera en el caso de la pesca en España, de caracterizar la transición del desempleo al empleo de un colectivo específico de pescadores andaluces, tal y como se mostrará en apartados posteriores.

6.4. ESTUDIO DE LA DURACIÓN DEL TIEMPO DE DESEMPLEO MEDIANTE LA CONSIDERACIÓN DE UN ÚNICO ESTADO DE SALIDA

Una vez descritas las variables que componen la base de datos, a continuación se llevará a cabo el análisis de la duración del tiempo de desempleo del colectivo de pescadores afectados por la finalización del acuerdo de pesca con el Reino Alauita mediante la metodología de los modelos de duración, considerando un único estado de salida que podría ser cualquier forma de empleo. La limitación de este tipo de modelos frente a los modelos de riesgos en competencia radica en que estos últimos permiten diferenciar varias salidas o posibilidades de abandonar el desempleo. De este modo, los modelos de riesgos en competencia permiten distinguir las variables explicativas que influyen en cada una de las salidas del desempleo consideradas en el modelo.

6.4.1. MÉTODOS NO PARAMÉTRICOS

Entre los procedimientos no paramétricos para la estimación de la función de supervivencia en poblaciones homogéneas, es decir, sin presencia de covariables, se aplicarán el método de Kaplan-Meier (“product-limit estimator”) y el método Actuarial (“actuarial estimator”), también conocido como el método de la Tabla de vida. Debe recordarse que mientras la estimación con el método de Kaplan-Meier se basa en los tiempos de desempleo individuales, en el método Actuarial estos tiempos se agrupan en intervalos. Por esta razón, el método de Kaplan-Meier puede ser considerado como un caso límite del método Actuarial donde cada intervalo contiene una única observación.

La principal ventaja de las técnicas no paramétricas sobre otras que serán analizadas en apartados posteriores, radica en su facilidad de aplicación y comprensión, así como en la no necesidad de realizar suposiciones específicas sobre la distribución de los tiempos de permanencia en el desempleo. De hecho, estas técnicas nos proporcionan una primera aproximación de los datos analizados con el fin de encontrar la distribución específica para el modelo.

En el presente apartado se han llevado a cabo diversos análisis de la duración de los tres primeros períodos de desempleo de forma separada en función del lugar que ocupan mediante los procedimientos no paramétricos. Cabe destacar que, en general, el primer período de desempleo es el más prolongado debido a que es el que coincide con la implantación de las medidas económicas por parte de la Comunidad Europea. Por su parte, también es importante señalar la existencia de individuos para los que únicamente se dispone de un único período de desempleo y otros para los que sólo se conocen dos períodos.

6.4.1.1. ANÁLISIS NO PARAMÉTRICO DEL PRIMER PERÍODO DE DESEMPLEO

El primer análisis ha consistido en el estudio del primer período, lapso o spell de desempleo que se produce a partir de la finalización del acuerdo con Marruecos mediante la consideración de

un único estado de salida. Para ello se ha llevado a cabo, en primer lugar, un análisis descriptivo de las características de los individuos de manera separada para cada provincia andaluza con el propósito de comprobar las diferencias que presentan antes de llevar a cabo cualquier estimación, y a continuación, se han aplicado las técnicas no paramétricas de los modelos de duración descritas en el capítulo cuarto.

Como puede observarse en la Tabla 68, la proporción de observaciones censuradas por la derecha es del 27,43%. Este porcentaje indica la proporción de observaciones para las cuales no disponemos de información sobre la duración total del desempleo. A lo sumo, lo único que conocemos es que la duración ha sido mayor o igual a la observada. No obstante, el porcentaje de observaciones censuradas varía considerablemente de una provincia a otra. En este sentido, Cádiz es la provincia con un menor porcentaje de observaciones censuradas (18,85%) y Almería es la que aparece con un mayor porcentaje (48,03%).

En nuestro caso, la censura por la derecha responde básicamente a dos causas distintas. La primera de ellas, hace referencia al establecimiento de un tiempo de estudio límite, mientras que la segunda viene originada por una pérdida de la observación durante el período de seguimiento. En este caso concreto, la pérdida de la observación tendría lugar como consecuencia de que la vida laboral que hubiera entregado el individuo tuviera una fecha anterior a la finalización del estudio.

Otra de las características que se presenta en la Tabla 68 es la clasificación de los individuos según la categoría profesional establecida, de acuerdo con la Resolución de 6 de agosto de 1997 de la Dirección General de Trabajo, por la que se dispone la inscripción en el Registro y publicación del Convenio Colectivo de la “Flota congeladora del banco pesquero canario-sahariano”. En este sentido, cabe resaltar que existen ciertas diferencias provinciales en base a dicha clasificación. De hecho, mientras que Cádiz y Málaga son las provincias que presentan unos mayores porcentajes de pescadores que se encuentran en la categoría profesional baja (el 76,52% y 70,97%, respectivamente), las provincias de Huelva y Almería presentan unos porcentajes menores en dicha categoría del 52,31% y 54,60%, respectivamente.

También es importante destacar que de los 195 pescadores cuyo país de origen es otro

diferente a España, el 92,82% poseen una categoría profesional baja y el 7,18% media, no existiendo ningún individuo con una categoría profesional alta. Asimismo, aunque a modo general el país de origen del 85% de los pescadores es España, la provincia que presenta un mayor porcentaje de individuos cuyo país de origen no es España es Huelva con el 27,69%.

Tabla 68. Características de los tripulantes correspondientes al primer período de desempleo

	Cádiz		Huelva		Málaga		Almería	
	Número	%	Número	%	Número	%	Número	%
Total:	907	68,92%	195	14,82%	62	4,71%	152	11,55%
Censurados:	171	18,85%	92	47,18%	25	40,32%	73	48,03%
Con Prestaciones:	813	89,64%	192	98,46%	53	85,48%	145	95,39%
Orden:								
De 28/1/2002	325	35,83%	127	65,13%	34	54,84%	121	79,61%
De 5/3/2004	582	64,17%	68	34,87%	28	45,16%	31	20,39%
Edad:								
16-29	146	16,10%	21	10,77%	4	6,45%	26	17,11%
30-44	538	59,32%	129	66,15%	41	66,13%	88	57,89%
45-55	223	24,59%	45	23,08%	17	27,42%	38	25,00%
País de origen:								
España	805	88,75%	141	72,31%	49	79,03%	126	82,89%
Otro	102	11,25%	54	27,69%	13	20,97%	26	17,11%
Cualificación:								
Alta	79	8,71%	39	20,00%	8	12,90%	30	19,74%
Media	134	14,77%	54	27,69%	10	16,13%	39	25,66%
Baja	694	76,52%	102	52,31%	44	70,97%	83	54,60%
Experiencia previa								
Sí	367	40,46%	69	35,38%	27	43,55%	59	38,82%
No	540	59,54%	126	64,62%	35	56,45%	93	61,18%
Modalidad								
Prima Global Indiv.	843	92,95%	162	82,83%	60	96,77%	140	92,26%
Reconversión	64	7,05%	33	17,17%	2	3,23%	12	7,74%
Ayuda Concedida								
Sí	839	92,50%	190	97,44%	57	91,94%	134	88,16%
No	68	7,50%	5	2,56%	5	8,06%	18	11,84%
Modalidad pesca								
Arrastre	138	15,21%	174	89,23%	62	100%	147	96,71%
Cerco	586	64,61%	19	9,74%	0	0%	3	1,97%
Otras	183	20,18%	2	1,03%	0	0%	2	1,32%

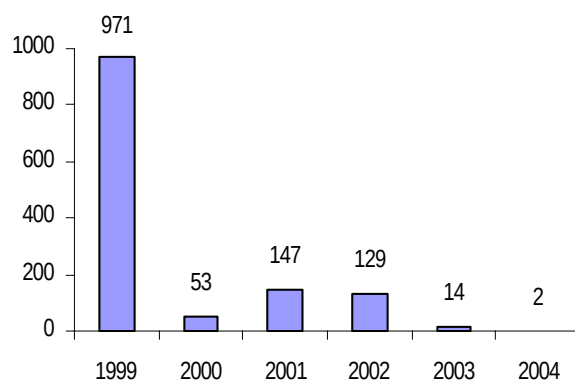
En relación con los tramos de edad establecidos, es interesante poner de manifiesto que el tramo de edad que presenta un mayor porcentaje de pescadores en todas las provincias

andaluzas es el comprendido entre los 30 y los 44 años. No obstante, también se evidencian ciertas disimilitudes entre los porcentajes de individuos que pertenecen a cada uno de los tramos de edad para cada una de las provincias. Entre ellas, cabe destacar que mientras Málaga presenta un porcentaje de pescadores del 6,45% con una edad menor a los 30 años, el porcentaje que presenta la provincia de Almería en dicho tramo de edad es del 17,11% .

Respecto a la modalidad de ayuda socioeconómica, cabe resaltar que Huelva es la provincia en la que se presentó un mayor porcentaje de solicitudes en la modalidad de Prima Global no Renovable (17,17%), siendo Málaga la que presentó un menor porcentaje en dicha modalidad (3,23%). No obstante, debemos recordar que las solicitudes presentadas no siempre obtuvieron una resolución favorable. La principal causa de la denegación de la ayuda era debido a que el individuo no había percibido durante un período mínimo acumulado de seis meses, comprendidos entre el 1 de enero de 2000 al 31 de diciembre de 2001, las ayudas por paralización temporal de la flota, consistentes en una cuantía fija de 910,53 euros mensuales.

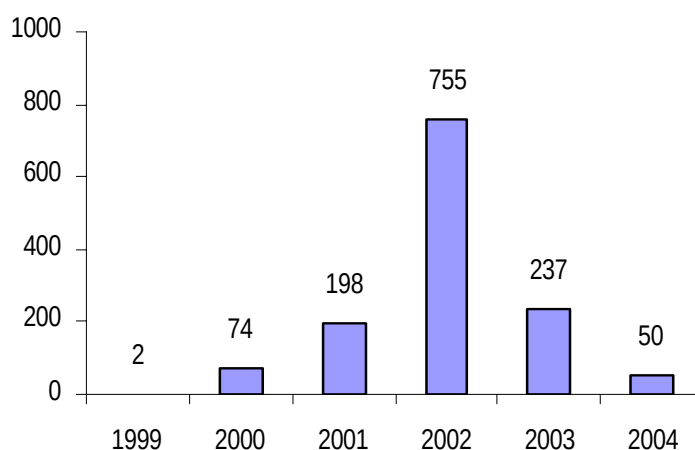
Especialmente relevante es el análisis previo del número de pescadores según el año de comienzo del primer período de desempleo. En la Figura 52 se puede comprobar que el mayor porcentaje de individuos, concretamente el 73,78%, comienzan el primer período de desempleo al inicio del estudio, mientras el 4,03% lo hacen en el año 2000, el 11,17% en el 2001, el 9,8% en el 2002, el 1,06% en el 2003 y el 0,15% en el 2004.

Figura 52. Número de individuos según el año de comienzo del período de desempleo



En cuanto al año de finalización del primer período de desempleo, en la Figura 53 se observa que el 57,37% de los individuos finalizan dicho período en el año 2002, siendo el porcentaje de individuos que lo finalizan antes del inicio de 2003 del 78,19%. La explicación ante estas duraciones de desempleo tan extensas viene dada por la situación especial de los individuos analizados debido a que han estado percibiendo unas ayudas por el amarre temporal de la flota consistentes en una cuantía fija de 910,53 euros mensuales por tripulante desde la finalización del acuerdo hasta el mes de diciembre de 2001, y además estaban dados de alta y cotizando a la Seguridad Social. De hecho, de los individuos que finalizaron el desempleo durante el año 2002 el 45,17% lo hizo durante los dos primeros meses de dicho año.

Figura 53. Número de individuos según el año de finalización del período de desempleo



Otro dato a destacar viene dado por el Régimen a la Seguridad Social en el que los individuos que han encontrado empleo han sido dados de alta. En este sentido, los datos muestran que de los 955 pescadores que encontraron un empleo el 84,4% lo hizo en el Régimen Especial de los Trabajadores del Mar, mientras que un 13,51% lo hizo en el Régimen General, un 1,05% en el Régimen Especial de Trabajadores por Cuenta Propia o Autónomos, y un mismo porcentaje del 1,05% en el Régimen Especial Agrario. Estos porcentajes revelan las dificultades que presentan la reconversión para los pescadores debido, entre otras razones, a las escasas alternativas de empleo

en estas zonas que se caracterizan por ser altamente dependientes de la pesca, a la edad temprana a la que se incorporaron a la actividad pesquera, a la baja movilidad profesional como consecuencia de su escasa o nula formación académica, y también, a los factores socioculturales que inciden en dichos individuos y que les dificultan su adaptación a otro estilo de vida y entorno de trabajo.

Si se atiende conjuntamente al año de comienzo y de finalización del primer período de desempleo la Tabla 69 muestra que la duración de dicho intervalo temporal es más grande en aquellos pescadores que inician el desempleo en el año 1999 respecto a los que lo comienzan en años posteriores. No en vano, la percepción de una ayuda de 910,53 euros mensuales desde la ruptura del acuerdo de pesca y hasta finales de 2001 suponía un aliciente para perpetuarse en el desempleo al menos mientras duraran estas ayudas, dados el inmovilismo característico de estas poblaciones y la escasez de alternativas laborales.

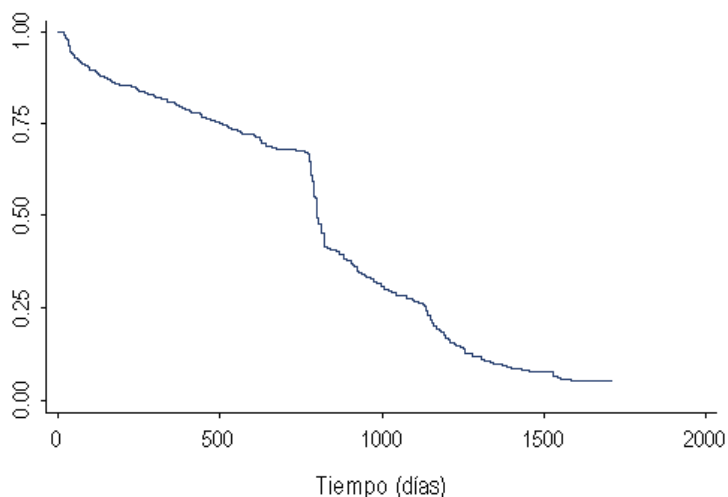
Tabla 69. Número de individuos según el año de comienzo y de finalización del período de desempleo o pérdida de seguimiento

Año e individuos que comienzan el período de desempleo		Año e individuos que finalizan el período de desempleo o pérdida de seguimiento					
Año de comienzo	Individuos	1999	2000	2001	2002	2003	2004
1999	971	2	52	11130	417175	11443	819
2000	53		22	24	22	2	1
2001	147			33	5834	115	24
2002	129				4819	3221	45
2003	14					9	41
2004	2						2
Total de Individuos que finalizan el período de desempleo en cada año o pérdida de seguimiento		2	74	16830	525230	16869	1832

Una vez analizadas las características más relevantes de los pescadores sujetos a estudio, a continuación se llevará a cabo el análisis de la duración del primer período de desempleo mediante la utilización de las técnicas no paramétricas. Para ello se ha efectuado, en primer lugar, una estimación no paramétrica de la función de supervivencia o permanencia en el desempleo

mediante el método de Kaplan-Meier analizado en el capítulo tres, el cual proporciona el estimador no paramétrico máximo verosímil de la función de supervivencia $S(t)$ cuando en el conjunto de observaciones existen datos censurados o incompletos. De este modo, la Figura 54 muestra una función de supervivencia con unos fuertes descensos entre los dos y dos años y medio, y entre los tres y tres años y medio aproximadamente del inicio del período de desempleo. La explicación del primer descenso coincide con la finalización de las ayudas a los pescadores por el amarre temporal de la flota instrumentadas durante unos dos años, y la del segundo descenso con el momento en el que finaliza, para los individuos que solicitaron la modalidad de ayuda de Prima Global individual, la exigencia de permanecer inactivos como pescador.

Figura 54. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier



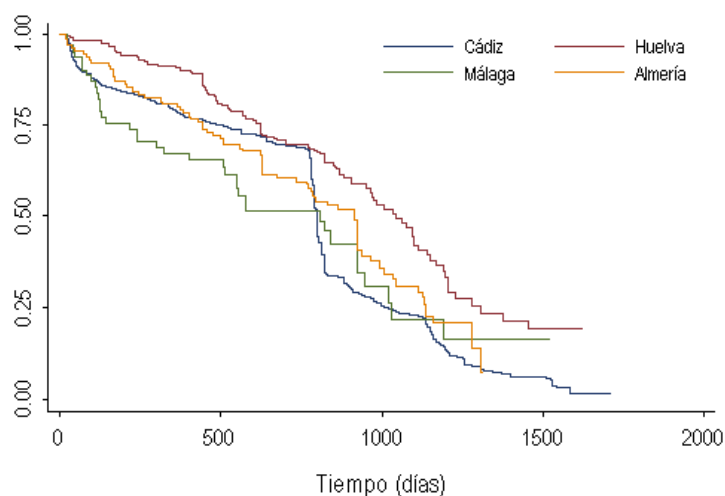
De las medidas de posición central, la más utilizada en el análisis de la supervivencia es la mediana debido a la presencia de observaciones censuradas para las cuales no se conoce su verdadero tiempo de duración en el desempleo. En este caso el tiempo de supervivencia mediano es de 796 días, es decir, a los aproximadamente dos años y dos meses han encontrado un empleo el 50% de los individuos y aún permanecen en el desempleo el otro 50% restante.

Si se realiza este análisis para cada una de las provincias andaluzas se observan patrones de supervivencia o permanencia en el desempleo diferentes como se puede apreciar en la Figura 55. En ella se observa la provincia de Huelva como la que presenta una mayor supervivencia o

permanencia en el desempleo, hecho que puede venir provocado por la presencia de un mayor porcentaje de individuos que perciben prestaciones (98,46%) y que solicitan la ayuda de Prima Global no renovable (17,17%). También se aprecia que, aunque en un principio Málaga es la provincia que presenta una menor supervivencia, este lugar es ocupado con el paso del tiempo por Cádiz.

Por su parte, cabe destacar a Cádiz como la provincia que presenta una mayor representación muestral, con una curva de supervivencia prácticamente igual que la obtenida para el total de las cuatro provincias andaluzas analizadas (Figura 55). Asimismo, es la que presenta un menor porcentaje de observaciones censuradas a la derecha a la finalización del período de estudio, siendo los mayores porcentajes para Huelva y Málaga.

Figura 55. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier para cada una de las provincias andaluzas



Los tiempos de supervivencia medianos para cada una de las provincias son de 796 días para Cádiz, 1.041 para Huelva, 804 para Málaga y 913 para Almería. Así, la provincia de Cádiz es la que presenta un tiempo de supervivencia o permanencia en el desempleo mediano menor y la provincia de Huelva es la que presenta un tiempo mediano mayor, es decir el 50% de los individuos de cada una de la provincias encuentran un empleo antes o después dependiendo de la provincia en la que se encuentren. Esta última afirmación nos invita a profundizar en las verdaderas causas del diferente patrón de supervivencia en las diferentes provincias analizadas, tal y como se podrá

tener ocasión de comprobar en páginas posteriores.

Con el fin de comprobar si las tasas de fallo (salidas del desempleo) estimadas a partir de cada curva son similares hasta el punto de poder afirmar, para un nivel de significación del 5%, que generan un mismo patrón de supervivencia o permanencia en el desempleo, se llevará a cabo una comparación de las curvas de supervivencia de las provincias andaluzas mediante procedimientos no paramétricos. Para ello, se aplicarán diversas pruebas como el test de Mantel-Haenszel, también llamado test de rangos logarítmicos o test de Savage, el test de Wilcoxon-Breslow-Gehan, el test de Peto-Peto-Prentice y el test de Fleming-Harrington.

Tabla 70. Percentiles para los tiempos de permanencia en el desempleo para cada una de las provincias andaluzas

Provincias	Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75
Cádiz	504	796	1.013
Huelva	621	1.041	1.308
Málaga	217	804	1.030
Almería	428	913	1.136

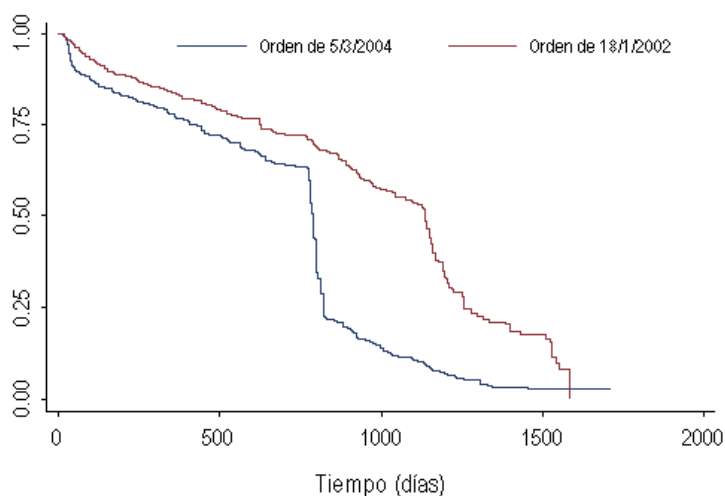
La diferencia entre dichos test radica en que mientras el test de rangos logarítmicos es apropiado cuando existe la creencia previa de que las funciones de riesgos son proporcionales a través de los grupos, en caso de que se posea evidencia de que las funciones de riesgo varían de forma distinta que la proporcional y el patrón de censura fuese similar entre los grupos se aplicarían los test de Wilcoxon-Breslow-Gehan y de Tarone-Ware. Ambos test asignan mayores pesos a los tiempos de fallos más cercanos, aunque en el test de Tarone-Ware la ponderación no es tan grande como en el de Wilcoxon-Breslow-Gehan. Por otra parte, el test de Peto-Peto-Prentice es apropiado cuando se piensa que las funciones de riesgo varían de distinta forma que la proporcional y el patrón de censura no es similar entre los grupos. Respecto al test de Fleming-Harrington se ha realizado utilizando un valor de p mayor que el de q , es decir, dando mayor peso a los tiempos de salida del desempleo más cortos que a los más largos y posteriormente, y también con un valor de p menor que el de q , es decir, dando un menor peso a los tiempos de salida del desempleo más cortos que a los más largos.

Los test planteados para la variable PROVINCIA en la que el pescador solicita la ayuda

(Tabla 3 del Anexo) nos lleva al rechazo de la hipótesis nula de que las funciones de supervivencia o permanencia en el desempleo para las distintas provincias sean iguales ($p < 0,05$). Asimismo, a la vista del gráfico “log-log” (Figura 1 del Anexo) se concluye que la suposición de riesgos proporcionales se incumple para la variable PROVINCIA, ya que las líneas representadas no son paralelas e incluso se cruzan, por lo que la utilización del test de rangos logarítmicos no sería adecuada.

Otra característica que también incide de forma notable en la permanencia en el desempleo viene motivada por la Orden en la que los individuos solicitaron las ayudas de carácter socioeconómico. En este sentido se observa que los individuos que solicitaron las ayudas mediante la Orden de 18 de enero de 2002 tuvieron una duración del desempleo mayor que los individuos que la solicitaron mediante la Orden de 5 de marzo de 2004 (Figura 56).

Figura 56. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier según la Orden por la que solicita la ayuda



Asimismo, también se aprecia que el mayor salto en la curva de supervivencia se produce antes para los individuos que se acogieron a la Orden de 2004 que para los que lo hicieron con la Orden de 2002. La explicación ante estos resultados debe encontrarse en el hecho de que los individuos que solicitaron las ayudas mediante la Orden de 2004 fueron aquellos que no se pudieron acoger a la Orden de 2002 porque no cumplían el requisito de que el buque en el que habían ejercido la profesión de pescador, al término del Acuerdo Pesquero con Marruecos, hubiera sido

objeto de una paralización definitiva de la actividad pesquera. Por consiguiente, la mayoría de estos individuos permanecieron en el desempleo durante los dos años en los que estuvieron vigentes las ayudas por paralización temporal de la flota y en cuanto éstas finalizaron intentaron buscar un empleo. De hecho, la curva de supervivencia o permanencia en el desempleo para estos individuos muestra que el mayor salto se produce a los dos años y dos meses aproximados desde que los individuos pasaron a la situación de desempleo.

Estos resultados coinciden con los obtenidos en otros estudios como en el de Katz y Meyer (1990), entre otros, en el que se observan fuertes aumentos de la tasa de salida del desempleo cuando se acerca el período de finalización de las prestaciones en Estados Unidos. En concreto, descubrieron que la duración del desempleo aumenta en una quinta parte de una semana ante un aumento de la duración de las prestaciones en una semana.

Por su parte, la curva de supervivencia en el desempleo correspondiente a los individuos que se acogieron a la Orden de 2002 muestra un descenso en un momento posterior, es decir, a los tres años y dos meses aproximados desde que se quedaron en desempleo. La explicación en este caso concreto vienen dada porque la mayor parte de estos individuos permanecieron, al igual que los otros, en el desempleo durante los dos años en los que estuvieron en vigor las ayudas por paralización temporal de la flota y cuando éstas finalizaron procedieron a solicitar las ayudas de carácter socioeconómico, ya que cumplían los requisitos necesarios.

Teniendo en cuenta que el 83,36% de los individuos solicitaron la modalidad de Prima Global Individual y que ésta subvencionaba la inactividad como pescador a partir del 1 de enero de 2002, o en su caso, a partir de la aprobación de las ayudas y hasta un máximo de doce meses, no es de extrañar que el mayor salto en la curva se produzca a los tres años y dos meses ya que estos individuos estuvieron percibiendo las ayudas por la paralización temporal de la flota durante dos años, y después permanecieron un año más en desempleo debido a la exigencia de la modalidad de ayuda solicitada por la mayor parte de los individuos (PGI) de permanecer un año sin ejercer la actividad de pescador.

A pesar de lo dicho anteriormente, aunque esta modalidad de ayuda era compatible con

otros empleos distintos de la pesca, e incluso con el cobro del desempleo, la mayor parte de los individuos permanecieron desempleados dicho año debido a la dificultad manifiesta de encontrar un empleo alternativo a la pesca. Este hecho es muy interesante ya que muestra la dificultad a la que se enfrentan los trabajadores del mar para encontrar un trabajo diferente al de pescador debido tanto a las características propias de dichos individuos como las escasas alternativas al empleo fuera del régimen del mar en las localidades dependientes de la pesca donde residen.

Otro hecho a destacar de las curvas de supervivencia obtenidas según la Orden por la que los individuos solicitan las ayudas socioeconómicas, es que a los 4 años, prácticamente el 100% de ambos grupos de individuos ya ha salido del desempleo.

La Tabla 71 muestra los percentiles 25, 50 y 75 para los tiempos de permanencia en el desempleo haciendo una distinción según la Orden en la que se solicitó la ayuda. De este modo, se observa que mientras el tiempo de supervivencia mediano es de 1.133 días para los individuos que solicitaron la ayuda con la Orden de 18 de enero de 2002, éste se reduce a 788 días para los que la solicitaron con la Orden de 5 de marzo de 2004.

Tabla 71. Percentiles para los tiempos de permanencia en el desempleo en función de la Orden mediante la que solicitaron las ayudas socioeconómicas

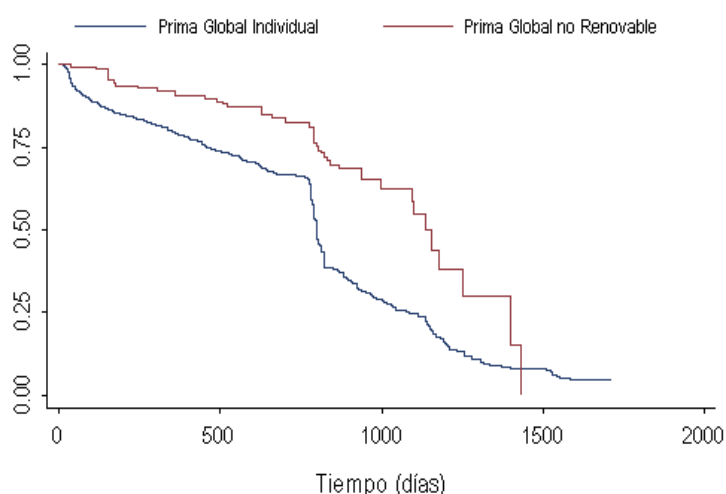
Orden	Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75
Orden de 18/1/2002	623	1.133	1.258
Orden de 5/3/2004	410	788	819

Los contrastes implementados para los dos grupos analizados en función de la variable ORDEN mediante la cual los individuos solicitaron las ayudas socioeconómicas (Tabla 4 del Anexo) muestran la existencia de evidencias para el rechazo de la hipótesis nula de igualdad entre las funciones de supervivencia de los individuos que se acogieron a la Orden de 2002 y de aquellos que lo hicieron mediante la Orden de 2004 ($p < 0,05$). En cuanto a la suposición de riesgos proporcionales, la Figura 2 del Anexo muestra el incumplimiento de dicha suposición debido a que las líneas representadas para cada uno de los grupos no son paralelas, e incluso llegan a cruzarse. Por tanto, de los test aplicados el de rangos logarítmicos no sería adecuado.

A fin de llevar a cabo un posterior análisis semiparamétrico y paramétrico de la duración

del desempleo, otro dato a tener en cuenta es el referido a la modalidad de ayuda solicitada por parte de los individuos. La Figura 57 muestra que la supervivencia o permanencia en el desempleo es mayor para los individuos que solicitaron la modalidad de Prima Global no Renovable que para los de la Prima Global individual. La explicación ante este resultado viene dada porque los individuos que optaron por la Prima Global no Renovable para montar su propia empresa, una vez decididos a abandonar la actividad pesquera para emprender una actividad nueva en tierra, tuvieron que realizar un gran esfuerzo relacionado con el inicio de todo proyecto empresarial. Condicionantes como la falta de cultura empresarial, las rigideces del mercado de trabajo, la escasa formación profesional, el reducido nivel académico y las pocas posibilidades de empleo alternativo se configuran como elementos trascendentales a la hora de explicar estos diferentes patrones de supervivencia planteados.

Figura 57. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier según la modalidad de ayuda socioeconómica solicitada



El hecho de que la curva de supervivencia correspondiente a la modalidad de Prima Global no Renovable decrezca hasta cero significa que el mayor tiempo de supervivencia o permanencia en el desempleo corresponde a una observación completa. Por contra, que la curva de supervivencia para la modalidad de Prima Global Individual no llegue hasta cero significa que el tiempo mayor de desempleo corresponde a una observación censurada por la derecha.

Cabe destacar que mientras que para los individuos que optaron por la modalidad de Prima

Global no Renovable se observa un porcentaje de observaciones censuradas por la derecha del 61,26%, dicho porcentaje se sitúa en el 24,32% para los individuos que optaron por la Prima Global Individual. Otro dato a destacar es que a los cuatro años aproximadamente existe aún un 25% de individuos que optaron por la Prima Global no Renovable que no han salido de la situación de desempleo. Ello muestra las enormes dificultades añadidas que los trabajadores del mar tienen a la hora de iniciar una actividad empresarial (Tabla 72).

Tabla 72. Percentiles para los tiempos de permanencia en el desempleo según la modalidad de ayuda socioeconómica solicitada

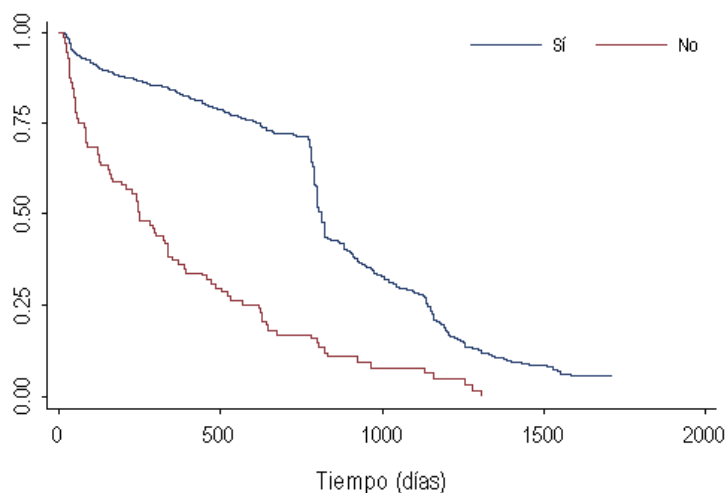
Modalidad	Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75
Prima Global Individual	460	796	1.083
Prima Global no Renovable	800	1.150	1.400

Respecto a la comparación de las curvas de supervivencia según la MODALIDAD de ayuda socioeconómica solicitada por el pescador, la Tabla 5 del Anexo muestra la existencia de evidencias para el rechazo de la igualdad de la permanencia en el desempleo para los individuos que solicitaron la modalidad de Prima Global Individual y para aquellos que solicitaron la modalidad de Prima Global no Renovable ($p < 0,05$).

El único test de los aplicados que encuentra evidencias a favor de la igualdad en la permanencia en el desempleo para ambos grupos de individuos es el test de Fleming-Harrington con una mayor ponderación de los tiempos de salida del desempleo más grandes ($p=0$, $q=3$). Por su parte, a la vista de la Figura 3 del Anexo el test de rangos logarítmicos no sería adecuado ya que se incumple la suposición de proporcionalidad para la variable MODALIDAD de ayuda socioeconómica, dado que las líneas representadas en el gráfico “log-log” no son paralelas.

Si se atiende al criterio de la CONCESIÓN DE LAS AYUDAS, la Figura 58 muestra que los individuos a los que se les concedieron las ayudas presentaron tiempos de supervivencia en el desempleo mayores que aquellos para los que la resolución fue no favorable. Esto es lógico, ya que al no recibir la ayuda, el pescador busca con más esmero una nueva ocupación. En este sentido, destaca que de las ayudas concedidas el 84,73% corresponde a la modalidad de ayuda de Prima Global Individual.

Figura 58. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier según si se le ha concedido la ayuda socioeconómica solicitada



En la Tabla 73 se recogen los percentiles 25, 50 y 75 de los tiempos de supervivencia para los individuos que recibieron y no recibieron ayudas socioeconómicas. Los valores de los tiempos de supervivencia muestran una gran diferencia para cada uno de los grupos de aproximadamente un año y medio; es decir, los pescadores que reciben ayudas socioeconómica tienen una duración en el desempleo mediano en torno a un año y medio superior que los pescadores que no la recibieron.

Tabla 73. Percentiles para los tiempos de permanencia en el desempleo según si se le ha concedido la ayuda socioeconómica

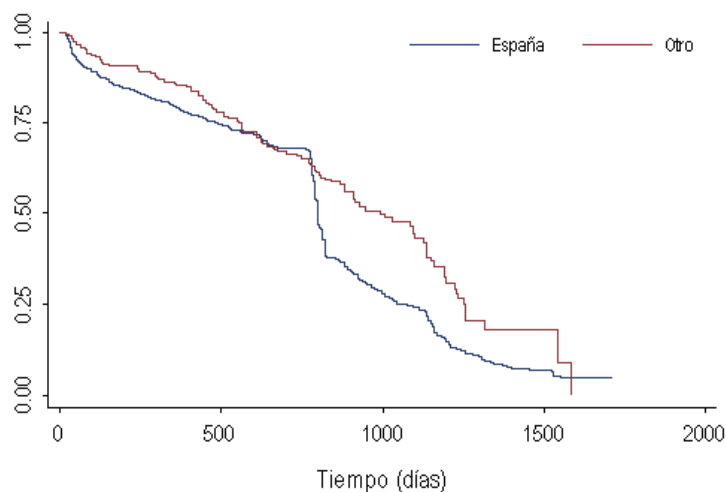
Ayuda socioeconómica	Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75
Sí	618	810	1.140
No	59	248	615

El análisis de la igualdad de las funciones de supervivencia de los grupos a los que se les ha concedido la AYUDA socioeconómica y a los que no, muestra la existencia de evidencias empíricas al rechazo de la igualdad en la permanencia en el desempleo de ambos grupos a un nivel de significación del 5% (Tabla 6 del Anexo). Asimismo, el único test que encuentra evidencias a favor de la igualdad en la supervivencia o permanencia en el desempleo de ambos grupos de individuos es el test de Fleming-Harrington ($p=0$, $q=3$). Respecto a la suposición de proporcionalidad, el hecho de que el gráfico "log-log" (Figura 4 del Anexo) muestre unas líneas paralelas durante prácticamente todo el período, lleva a la conclusión de que tal suposición no se

ha incumplido para la variable AYUDA socioeconómica concedida, por lo que la aplicabilidad del test de rangos logarítmicos sería adecuada.

En lo referente al PAÍS de origen de los individuos analizados, la Figura 59 muestra diferencias en los tiempos de permanencia en el desempleo que son más acusadas para los individuos que aún permanecen en desempleo después de aproximadamente dos años de la finalización del acuerdo de pesca, momento en el que finalizan las ayudas por el amarre temporal de la flota. La diferencia mostrada en las curvas de supervivencia en el desempleo a partir de los dos años viene dada por la debilidad que muestran los individuos extranjeros respecto a los nacionales, en cuanto a la búsqueda de empleo. El motivo de ello es su mayor conocimiento respecto a los procedimientos alternativos de búsqueda de empleo, así como su mayor cualificación. De hecho, de los 195 pescadores cuyo país de origen es otro diferente a España, el 92,82% posee una categoría profesional baja, mientras que ninguno presenta una categoría alta.

Figura 59. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier según país de origen del individuo



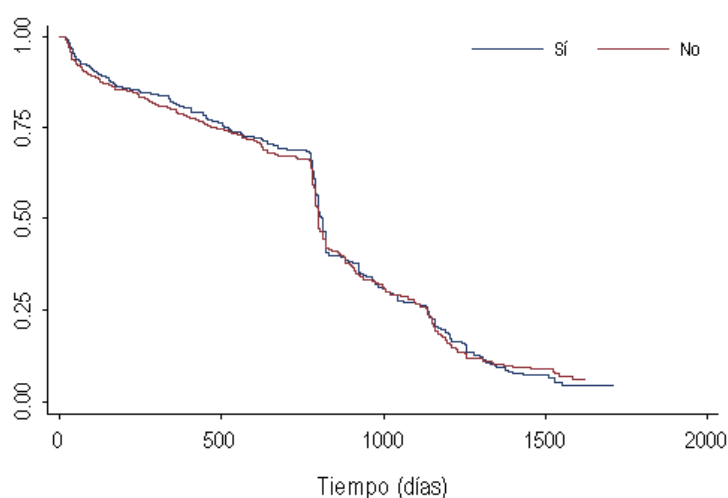
La Tabla 74 muestra cómo existe una diferencia de unos dos meses en la supervivencia o permanencia en el desempleo para el primer 25% de pescadores que abandonan el desempleo según el PAÍS de origen. Estas diferencias llegan incluso a los 6 meses cuando se determina el tiempo de permanencia en el desempleo para un porcentaje del 50% y 75% de los individuos.

Tabla 74. Percentiles para los tiempos de permanencia en el desempleo según el país de origen

País de origen	Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75
Española	486	796	1.059
Otra	553	993	1.248

Para comprobar si las diferencias observadas son realmente significativas entre los grupos de individuos según el PAÍS de origen, se han realizado diversos test de comparación de curvas de permanencia en el desempleo que nos llevan al rechazo de la hipótesis nula de igualdad entre las funciones de supervivencia o permanencia de los grupos de individuos cuyo país de origen es España y de aquellos cuyo país de origen es otro (Tabla 7 del Anexo). En este caso, la Figura 5 del Anexo permite concluir que la suposición de riesgos proporcionales no se cumple para la variable PAÍS de origen del pescador, por lo que el test de rangos logarítmicos no es adecuado.

Figura 60. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier según si el individuo tiene o no experiencia previa fuera del régimen del mar



Una característica de los pescadores que apenas difiere en la supervivencia en el desempleo es la posesión de una experiencia previa fuera del régimen del mar. La Figura 60 y la Tabla 75 muestran curvas de supervivencia y percentiles muy similares en función de dicha característica. La explicación ante este hecho viene dada porque a pesar de que se han instrumentado una serie de ayudas con el propósito de que los pescadores que lo desearan pudieran dedicarse a otro tipo de actividad en tierra, la realidad muestra que el resultado no ha sido

el deseado ya que el 84,4% de los individuos que han abandonado el desempleo lo han hecho en el Régimen Especial del Mar.

Este resultado no era de extrañar dado que estos individuos poseían una edad media en torno a los 40 años cuando se quedaron desempleados, una baja e incluso nula formación académica y una larga experiencia laboral como pescador, lo cual es un handicap con el que se encuentran a la hora de encontrar un empleo fuera del Régimen Especial de Trabajadores del Mar por las escasas alternativas al empleo fuera del régimen del mar.

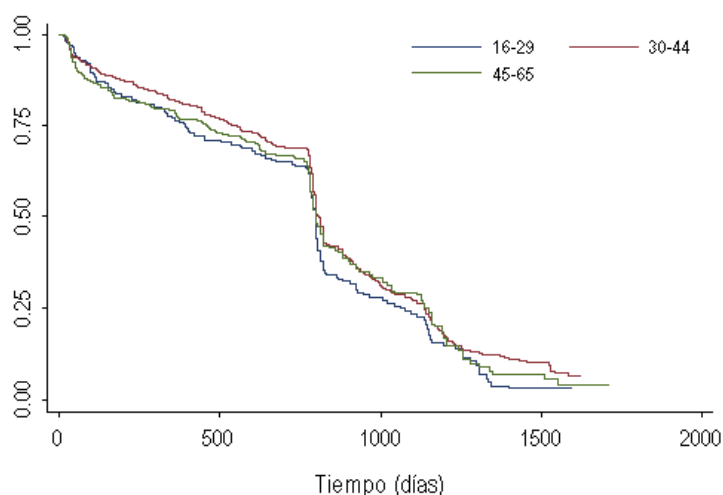
Tabla 75. Percentiles para los tiempos de permanencia en el desempleo según si tienen o no experiencia anterior fuera del régimen del mar

Experiencia previa fuera del mar	Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75
Sí	510	810	1.136
No	474	796	1.133

Como cabría de esperar, los test planteados para la variable EXPERIENCIA previa fuera del Régimen Especial del Mar nos conducen a la aceptación de la hipótesis nula de que las funciones de supervivencia de los grupos de individuos que poseían experiencia previa y los que no la poseían son iguales (Tabla 8 del Anexo). Por su parte, el gráfico “log-log” desaconseja la utilización del test de rangos logarítmicos debido a que la suposición de riesgos proporcionales se incumple (Figura 6 del Anexo).

Conviene también analizar la supervivencia o permanencia en el desempleo en función de los diferentes grupos de EDAD establecidos. La Figura 61 muestra la existencia de escasas diferencias en las curvas de supervivencia en función de los tramos de edad. Este resultado es un poco sorprendente, ya que se supone que los trabajadores con mayor edad deberían encontrar más dificultades en encontrar empleo. Las funciones de supervivencia planteadas para los diferentes tramos de edad muestran descensos prácticamente idénticos y ritmos de decrecimiento muy similares para todos los tramos, lo que permite establecer, aunque de manera preliminar, que la edad no parece haber condicionado la reincorporación de los pescadores afectados a la ocupación.

Figura 61. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier según los tramos de edad



No obstante, en la Tabla 76 se observa que mientras el primer 25% de los pescadores que se encuentran en el tramo de edad de los 16 a los 29 años abandonan el desempleo al año y un mes aproximadamente, los que se encuentran en el tramo de edad de los 30 a los 44 años lo hacen al año y medio, y aquellos que se encuentran en el tramo de edad de los 45 a los 55 años lo abandonan al año y 3 meses aproximadamente. En cuanto a los tiempos de supervivencia medianos son prácticamente iguales.

Tabla 76. Percentiles para los tiempos de permanencia en el desempleo según el tramo de edad

Edad	Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75
16-29	392	796	1.059
30-44	548	804	1.134
45-55	456	796	1.146

Los test planteados sobre igualdad de las funciones de supervivencia en base a los grupos de EDAD establecidos de 16 a 29 años, de 30 a 44 y de 45 a 55 años nos lleva a la aceptación de la hipótesis nula de igualdad entre las funciones de supervivencia de los tres grupos de edad establecidos (Tabla 9 del Anexo). El análisis de la proporcionalidad de la variable EDAD mediante el gráfico “log-log” lleva al rechazo de tal suposición como se puede comprobar en la Figura 7 del

Anexo, en la que se muestran unas líneas no paralelas y que se cruzan entre sí, por lo que la aplicación del test de rangos logarítmicos no es adecuada.

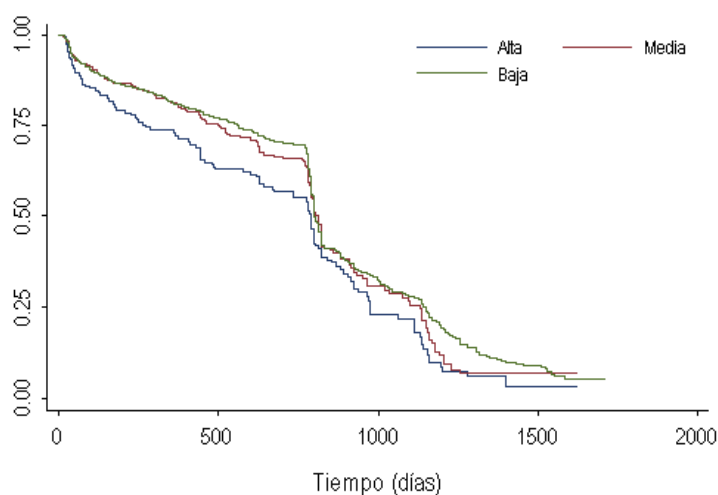
Adicionalmente resulta interesante comprobar que mientras el 27,78% de los pescadores que encontraron empleo pertenecientes al tramo de edad de los 16 a los 29 años lo hicieron en un Régimen a la Seguridad Social diferente al del Mar; en los tramos de edad de los 30 a los 44 años y de los 45 a los 55 años estos porcentajes se reducen al 15,06% y el 8,11%, respectivamente. Esto viene a demostrar que conforme se incrementa la edad de los pescadores se hace más difícil su reconversión. Entre las razones que pueden explicar este resultado, se encuentra la edad temprana a la que se incorporan estos individuos en la actividad pesquera, la cual incide de forma notoria en su adaptación a otro estilo de vida y entorno de trabajo (Tabla 77).

Tabla 77. Régimen a la Seguridad Social en el que los individuos que han encontrado empleo están dados de alta

Edad	R. E. Agrario	R. E. Autónomos	R. General	R. E. Mar
16-29	0	2	43	117
30-44	9	7	70	485
45-55	1	1	16	204

Por otra parte, respecto a las tres categorías laborales establecidas para los individuos en base a la profesión que tenían en el último buque en el que habían estado enrolados a la finalización del acuerdo de pesca, la Figura 62 muestra que los pescadores que tienen una categoría profesional alta son los que presentan un tiempo de supervivencia o permanencia en el desempleo menor debido a su mayor cualificación. Asimismo, se observa que mientras estas diferencias son más acusadas en los primeros momentos del período de desempleo, cuando el período de desempleo se prolonga las diferencias son más pequeñas. La explicación ante tal comportamiento puede venir dada por la pérdida de capital humano que conlleva estar desempleado (Pissarides, 1992).

Figura 62. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier según la categoría laboral de la última profesión



La Tabla 78, en la que se recogen los percentiles en base a la categoría laboral de los pescadores, muestra cómo mientras que el 25% de los individuos cuya categoría laboral es alta abandonan el desempleo a los 269 días, para las categorías laborales de media y baja lo abandonan a los 502 y 560 días, respectivamente, es decir, casi necesitan el doble de tiempo para encontrar empleo. Aunque existen grandes diferencias en cuanto el tiempo de desempleo para los primeros individuos que encuentran empleo, se observan similitudes en los tiempos de empleo para cada una de las categorías respecto al tiempo de desempleo mediano.

Tabla 78. Percentiles para los tiempos de permanencia en el desempleo diferenciando por la categoría laboral

Categoría laboral	Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75
Alta	269	788	974
Media	502	800	1.129
Baja	560	796	1.142

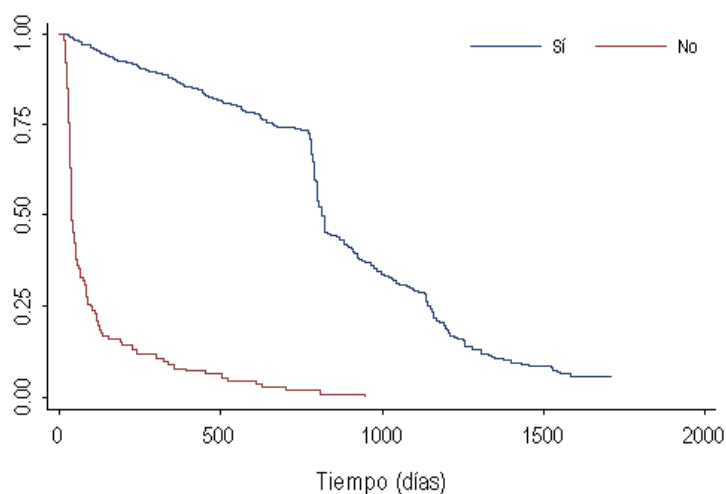
Para los grupos establecidos según la CATEGORÍA, los test sobre igualdad de las funciones de supervivencia llevan al rechazo de la hipótesis de que las permanencias en el desempleo son iguales para los individuos cuya categoría profesional es alta, media y baja (Tabla 10 del Anexo) y la suposición de proporcionalidad para la variable CATEGORÍA parece no cumplirse

en base al gráfico “log-log” como muestra la Figura 8 del Anexo, en la que se presentan unas líneas para los grupos cuya categoría profesional es alta, media y baja que llegan a cruzarse entre sí.

Otro de los factores que incide en la duración del desempleo lo constituye las prestaciones por desempleo. En este sentido, Alba y Freeman (1990) sostienen que la duración del desempleo es un 30% superior entre los individuos que tienen derecho a las prestaciones por desempleo. Concluyen también que este efecto es más acentuado cuanto mayor es el número de meses que el individuo tiene derecho a cobrar dichas prestaciones.

Resulta interesante comprobar en la Figura 63 cómo para los individuos que cobraron prestaciones por desempleo la función de supervivencia sufre un decrecimiento constante hasta aproximadamente los dos años después del inicio del período de desempleo, momento en el que la curva de supervivencia sufre un descenso más pronunciado. Teniendo en cuenta que la mayoría de los individuos comenzaron dicho período el 30 de noviembre de 1999, los dos años coinciden prácticamente con la finalización de las ayudas instrumentadas hasta diciembre de 2001. Este hecho viene a constatar la existencia de fuertes aumentos de la tasa de salida del desempleo cuando se acerca el período de finalización de las prestaciones. Entre los trabajos que han llegado a la misma conclusión caben destacar los de Carling et. al. (1996) para el caso de Suecia, Winter-Ebmer (1998) para Austria y Bratberg y Vaage (2000) para Noruega, entre otros.

Figura 63. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier según si ha percibido algún tipo de prestación



Para el caso español, entre los estudios que han analizado el efecto de las prestaciones sobre la duración del desempleo se encuentran los de Mochón (1983), Alba y Freeman (1990), Ahn y Ugidos (1995), Blanco (1992 y 1995), Cebrián *et al.* (1995), Bover *et al.* (1996), García (1997), y Toharia (1997), entre otros. La conclusión a la que llegan todos ellos es que las prestaciones por desempleo inciden positivamente en la duración del desempleo, debido a que los individuos que la perciben se muestran menos activos a la hora de buscar empleo y más selectivos a la hora de aceptar las posibles ofertas que reciben.

De este modo, el comportamiento de las funciones de supervivencia o permanencia en el desempleo, según la percepción de prestaciones, marca la diferencia entre los trabajadores preocupados por encontrar empleo y los que no. Asimismo, refuerza el argumento de los perniciosos efectos de la excesiva subsidiariedad en el sector de la pesca y de la alteración que provocan los subsidios en el funcionamiento del mercado de trabajo haciéndolo más rígido y ejerciendo un efecto de freno al abandono del desempleo.

La Tabla 79 muestra cómo los pescadores que no percibieron prestaciones por desempleo abandonaron más rápidamente dicho estado. Así, se observa cómo a los 97 días (aproximadamente tres meses) un 75% de los mismos habían abandonado el desempleo. En el caso de los pescadores que cobraron prestaciones se observa que a los 1.146 días (aproximadamente tres años y dos meses) aún permanecen en desempleo un 25% de los mismos. El motivo de que exista una diferencia tan grande entre los tiempos de permanencia en el desempleo dependiendo de la percepción de algún tipo de prestación económica viene dado porque como bien señala Blanco (1992), entre otros, estas prestaciones hacen que los individuos modifiquen su comportamiento laboral y sean más reacios a aceptar empleos, alargándose por tanto, sus períodos de búsqueda de empleo. La razón debemos encontrarla en el efecto de las prestaciones por desempleo sobre el salario de reserva de dichos individuos, es decir, a que *“la regla de parada óptima de un individuo desempleado que escruta posibles empleos de forma secuencial es la fijación de un salario mínimo de aceptación, o salario de reserva, tal que se acepta el primer empleo cuya remuneración sobrepase o iguale este salario (aceptando el supuesto simplificador de que la única característica que diferencia a los puestos de trabajo es el salario). Los modelos predicen que cualquier*

transferencia de renta (y el seguro de desempleo lo es) incrementa el salario mínimo de aceptación y consiguientemente el período medio en el que aparece un empleo con un salario igual o superior al mínimo de aceptación¹⁵⁰.

En el caso de la pesca, estos efectos adquieren matices adicionales, como son la ausencia de expectativas mejores para dichos individuos, unido a que en muchos municipios costeros la pesca sigue siendo el principal motor de las ya debilitadas economías locales.

Tabla 79. Percentiles para los tiempos de permanencia en el desempleo según si ha percibido algún tipo de prestación económica

Prestación	Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75
Sí	660	812	1.146
No	28	35	97

La comparación de curvas de supervivencia en base a la PERCEPCIÓN por desempleo viene recogida en la Tabla 11 del Anexo. Como se puede comprobar, los diversos test planteados encuentran evidencias empíricas para poder rechazar la hipótesis nula de igualdad entre las funciones de supervivencia de los grupos de pescadores que perciben prestaciones y de aquellos que no la perciben ($p < 0,05$).

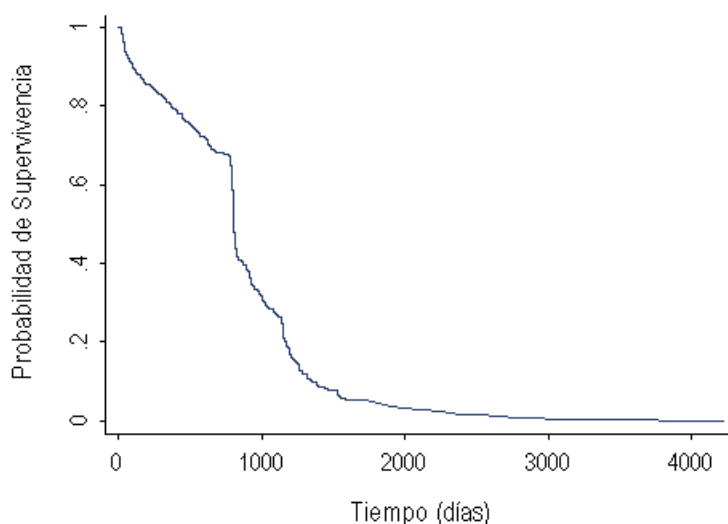
Para comprobar si las funciones son proporcionales se ha representado gráficamente en la Figura 9 del Anexo las funciones de supervivencia para los grupos de individuos que perciben y no perciben prestaciones por desempleo mediante el denominado gráfico “log-log”. El hecho de que las líneas sean paralelas implica que la suposición de riesgos proporcionales para ambos grupos no se ha incumplido. En nuestro caso particular observamos que las líneas son prácticamente paralelas durante todo el período menos al final, y por tanto el test de rango logarítmicos es apropiado.

En cuanto al tiempo medio de permanencia en el desempleo para el total de individuos, calculado como el área bajo la función de supervivencia estimada de Kaplan-Meier, es de 801 días.

¹⁵⁰ Blanco, J. M., (1992), págs 287-288.

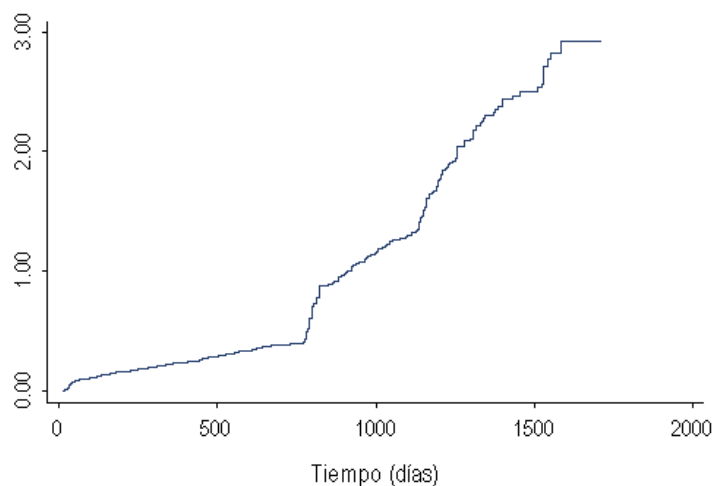
No obstante, dado que la observación con un mayor tiempo de desempleo es una observación censurada por la derecha, la estimación de la media anterior puede estar infravalorada. En este caso, se ha extendido la función de supervivencia desde el último tiempo de desempleo observado hasta el cero mediante una función exponencial y se ha calculado el área de toda la curva de supervivencia, obteniendo un tiempo de supervivencia medio algo superior al anterior, en torno a los 831 días (Figura 64).

Figura 64. Función de supervivencia extendida exponencialmente

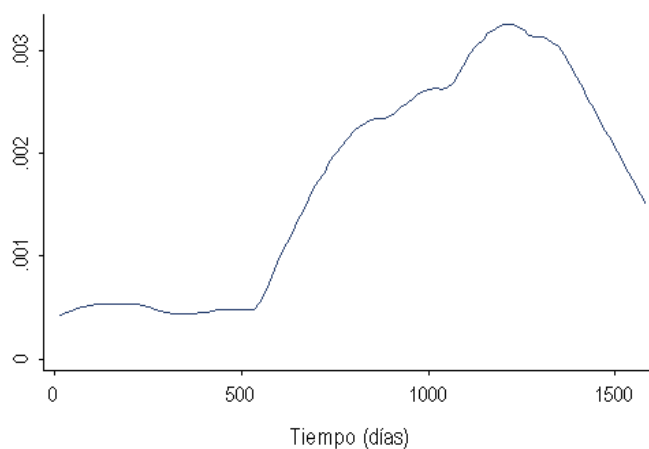


Una estimación de la tasa de riesgo acumulada mediante el procedimiento de Nelson y Aalen viene representada en la Figura 65. La gráfica muestra que los mayores saltos en la función de riesgo acumulado se producen aproximadamente a los dos, tres y cuatro años desde el comienzo del desempleo. En el primer caso, ya se ha comentado en repetidas ocasiones que a los dos años finalizaron las ayudas instrumentadas por el amarre temporal de la flota. En el segundo caso, también se ha puesto de manifiesto anteriormente que los individuos que se acogieron a la modalidad de Prima Global Individual tuvieron que permanecer un año sin ejercer la actividad a partir del 1 de enero de 2002 y hasta el 31 de diciembre de 2002. La cuantía máxima de la ayuda ascendía a 12.000 euros y el pago total de la ayuda que se abonase era proporcional al período máximo consecutivo de inactividad como pescador que hubiera tenido durante el año 2002.

Figura 65. Función de riesgo acumulado de Nelson-Aalen

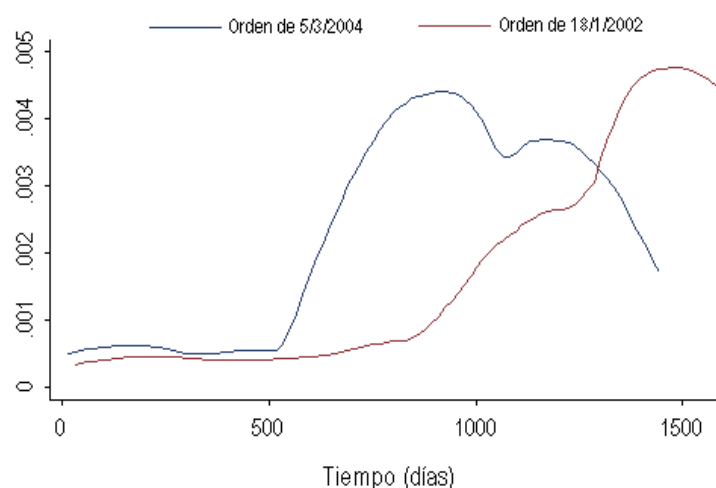


Las tasas de salida del desempleo obtenidas mediante el suavizado de Kernel para el total de pescadores vienen representadas en la Figura 66. Como se puede observar, la tasa de salida del desempleo es muy baja para duraciones inferiores a los dos años pero a partir de esa duración crece; esto significa que a medida que los pescadores llevan más tiempo desempleados, la predisposición de salir de dicho estado es cada vez mayor. Uno de los principales motivos que provoca que la tasa de salida experimente un notable incremento a partir de los dos años es debido a la finalización de las ayudas a los pescadores por el amarre de la flota instrumentadas hasta el mes de diciembre de 2001.

Figura 66. Función de riesgo estimada según el suavizado de Kernel
(Tasas de salida del desempleo)

La función de riesgo estimada según el suavizado Kernel muestra diferencias en el riesgo entre los pescadores según la Orden mediante la cual solicitaron las ayudas. Así, se observa que los individuos que se acogieron a la Orden de 2004 experimentaron las mayores tasas de salida del desempleo antes que aquellos que se acogieron a la de 2002. Cabe mencionar, además, que los pescadores que se acogieron a la Orden de 2004 eran aquellos que no se habían podido acoger a las ayudas socioeconómicas debido a que no cumplían el requisito de que el buque en el que ejercían la profesión de pescador al término del Acuerdo Pesquero con Marruecos hubiera sido objeto de una paralización definitiva de la actividad pesquera. Por esta razón, la función de riesgo de los individuos que se acogieron a la Orden de 2004 muestra un riesgo bajo y prácticamente constante hasta aproximadamente los dos años desde el comienzo del desempleo, momento en el que el riesgo de salida del desempleo comienza a incrementarse rápidamente debido a que es en ese momento en el que se finalizan las ayudas temporales a los pescadores por el amarre forzoso de la flota instrumentadas hasta el 31 de diciembre de 2001 (Figura 67).

Figura 67. Función de riesgo estimado según el método de suavizado Kernel



En cuanto al riesgo de salida del desempleo para los pescadores que se acogieron a la Orden de 2002, éste se mantiene muy bajo y prácticamente constante hasta aproximadamente los dos años y medio desde el comienzo del desempleo, momento en el que el riesgo se incrementa como consecuencia de la finalización de las ayudas temporales a los pescadores por el amarre forzoso de la flota instrumentadas hasta 31 de diciembre de 2001, y de las ayudas de carácter

socioeconómico a las que se acogieron mediante la Orden de 18 de enero de 2002 que en el caso de la Prima Global Individual subvencionaba la inactividad como pescador a partir del 1 de enero de 2002, o en su caso, a partir de la aprobación de las ayudas y hasta un máximo de doce meses. Cabe destacar que esta ayuda era compatible con otros empleos distintos de la pesca y el cobro del desempleo. Por ello, si el tripulante no había ejercido la profesión de pescador desde el 1 de enero de 2002, los doce meses se computaban desde esa fecha, y si el tripulante había ejercido la profesión de pescador a partir del 1 de enero de 2002, los doce meses se computarán desde que el tripulante causaba baja como pescador, lo cual en todo caso, debía producirse dentro de los tres meses siguientes a la notificación de la Resolución.

En definitiva, la función de riesgo no paramétrica recoge, desde un punto de vista dinámico, la probabilidad de transición o salida del estado de desempleo en un momento dado, o lo que es lo mismo, la tasa de riesgo de abandonar el desempleo con el paso del tiempo. El estudio del comportamiento de esta función permite realizar una primera valoración sobre la dependencia de la duración, es decir, si la tasa de riesgo de abandonar el desempleo aumenta, disminuye o permanece constante a medida que transcurre el tiempo. De acuerdo con la Figura 66, durante los dos primeros años la tasa de riesgo permanece más o menos constante en el 0,05%, indicando la no existencia de dependencia de la duración. Posteriormente, tras ese período inicial la función de riesgo presenta un notable incremento con un pico en la tasa de riesgo del 0,3% a los aproximadamente tres años, siendo durante este período la dependencia de la duración es positiva. Finalmente, en el último período que transcurre desde los cuatro hasta los cinco años, la dependencia de la duración existente es negativa, es decir, durante dicho intervalo temporal disminuyen las posibilidades de encontrar un empleo conforme transcurre el tiempo.

Una vez realizada la estimación no paramétrica de la función de supervivencia o permanencia en el desempleo mediante el método de Kaplan-Meier, a continuación, se llevará a cabo dicha estimación mediante el método Actuarial, también conocido como método de la Tabla de Vida abordado en el capítulo tres. Como se mencionó con anterioridad, este procedimiento resulta adecuado cuando se dispone de un gran número de observaciones porque agrupa los tiempos de desempleo en intervalos. Sin embargo, su aplicación resulta inadecuada cuando el número de observaciones no es suficientemente elevado, ya que al realizar la agrupación de los

tiempos de observación en intervalos algunos de ellos podrían quedar vacíos o poco significativos.

Para llevar a cabo el procedimiento Actuarial, la variable duración en el desempleo se ha expresado en meses utilizando, para ello, la equivalencia “estadística” que establece el mes de 30,4375 días, resultado de dividir el año de 365,25 días en los 12 meses. Las Tablas 80 y 81 proporcionan las funciones de supervivencia y de riesgo para los 1.316 pescadores que constituyen nuestra muestra, así como los intervalos de confianza de ambas funciones para un nivel de significación del 5% mediante una agrupación previa del tiempo de desempleo en intervalos regulares de una duración de 6 meses¹⁵¹.

Tabla 80. Función de supervivencia estimada e intervalo de confianza

Intervalos	Total Inicio	Fallos	Censurados	Prob. Superv.	Error Std.	Intervalo de Confianza 95%	
0 - 6	1.316	183	43	0,8586	0,0097	0,8384	0,8765
6 - 12	1.090	75	23	0,7991	0,0112	0,7761	0,82
12 - 18	997	79	21	0,7351	0,0124	0,7099	0,7585
18 - 24	897	71	9	0,6766	0,0132	0,6499	0,7017
24 - 30	817	351	181	0,3497	0,0143	0,3218	0,3777
30 - 36	285	67	23	0,264	0,0141	0,2368	0,292
36 - 42	195	99	27	0,12	0,0117	0,098	0,144
42 - 48	69	22	12	0,0781	0,0105	0,059	0,1003
48 - 54	35	8	26	0,0497	0,0104	0,032	0,073
54 - 60	1	0	1	0,0497	0,0104	0,032	0,073

Una vez establecidos los extremos de los intervalos en la primera columna de las Tablas 80 y 81, en la segunda columna se muestra el número de pescadores que aparecen como aún desempleados al comienzo de cada uno de los intervalos. Respecto a las restantes columnas difieren en cada una de las tablas consideradas. Así, en la Tabla 80 la tercera columna indica el número de individuos que abandonan el desempleo durante cada uno de los intervalos. En cuanto a la cuarta columna muestra el número de observaciones censuradas en el intervalo. De este modo, la única información de que se dispone para dichos individuos es que el período de duración del

¹⁵¹ Los intervalos son cerrados por la derecha y abiertos por la izquierda.

desempleo fue como mínimo el valor que aparece en el extremo superior del intervalo en cuestión. Respecto a la quinta columna recoge las probabilidades de supervivencia al final de cada intervalo, es decir, 85,86% es la probabilidad de supervivencia o en este caso, de no encontrar trabajo, para el tiempo de duración de 6 o más meses desde que finalizó el acuerdo de pesca con Marruecos.

Por último, la sexta y séptima columna muestran el error estándar de Greenwood (1926) y el intervalo de confianza para un nivel de significación del 5% de la función de supervivencia obtenidos mediante las expresiones (46) y (59) del capítulo tres, respectivamente. Como se ha comentado anteriormente, cabe indicar que el error estándar de Greenwood (1926) no se utiliza en la determinación de los intervalos de confianza debido a que podría generar intervalos fuera del rango $[0, 1]$ que representan los límites de la función de supervivencia. Por ello, se ha usado el error aproximado de la varianza dado mediante la expresión (57) del capítulo tres.

Tabla 81. Función de riesgo estimada e intervalo de confianza

Intervalos	Total Inicio	Prob. Acda. Fallo	Error Std.	Tasa de Riesgo	Error Std.	Intervalo de Confianza 95%	
0 - 6	1.316	0,1414	0,0097	0,0254	0,002	0,0217	0,029
6 - 12	1.090	0,2009	0,0112	0,012	0,001	0,0093	0,0147
12 - 18	997	0,2649	0,0124	0,0139	0,002	0,0108	0,017
18 - 24	897	0,3234	0,0132	0,0138	0,002	0,0106	0,017
24 - 30	817	0,6503	0,0143	0,1062	0,005	0,0956	0,1167
30 - 36	285	0,736	0,0141	0,0465	0,006	0,0355	0,0576
36 - 42	195	0,88	0,0117	0,125	0,0116	0,1022	0,1478
42 - 48	69	0,9219	0,0105	0,0705	0,0147	0,0417	0,0993
48 - 54	35	0,9503	0,0104	0,0741	0,0255	0,0240	0,1241
54 - 60	1	0,9503	0,0104	0,0000			

La tercera columna de la Tabla 81 muestra la función de distribución o probabilidad acumulada de fallo al final de cada intervalo, determinándose los valores mediante el complementario de la función de supervivencia. Cabe señalar que los errores estándar recogidos en la cuarta columna para la función de distribución coinciden con los obtenidos para la función de supervivencia. La quinta columna proporciona la función de riesgo estimada en el punto medio del intervalo. Como se puede comprobar, las mayores tasas de salida del desempleo se producen tanto

durante el intervalo que transcurre entre los 24 meses (2años) y los 30 meses (2 años y medio) como en el que transcurre entre los 36 meses (3años)y 42 meses (3 años y medio) desde que finalizó el acuerdo de pesca con Marruecos, con unas tasas de riesgo de 0,1062 y 0,1250 salidas del desempleo al mes, respectivamente. Este hecho no es extraño, ya que el primer momento coincide con la finalización de las ayudas a los pescadores por el amarre temporal de la flota instrumentadas durante unos dos años; y el segundo coincide con el momento en el que finaliza, para los individuos que solicitaron la modalidad de ayuda de Prima Global individual, la exigencia de permanecer inactivos como pescador. Teniendo en cuenta que de los 1.316 individuos analizados, el 91,57% solicitaron la modalidad de ayuda de Prima Global Individual, la cual subvencionaba la inactividad como pescador a partir del 1 de enero de 2002, o en su caso, a partir de la aprobación de las ayudas y hasta un máximo de doce meses, estos resultados muestran las rigideces que producen los subsidios o prestaciones en el mercado laboral.

Por último, la sexta y séptima columna recogen el error estándar de la función de riesgo obtenido mediante la expresión (66) del capítulo tres y el intervalo de confianza para un nivel de significación del 5% dado por la siguiente expresión, respectivamente¹⁵².

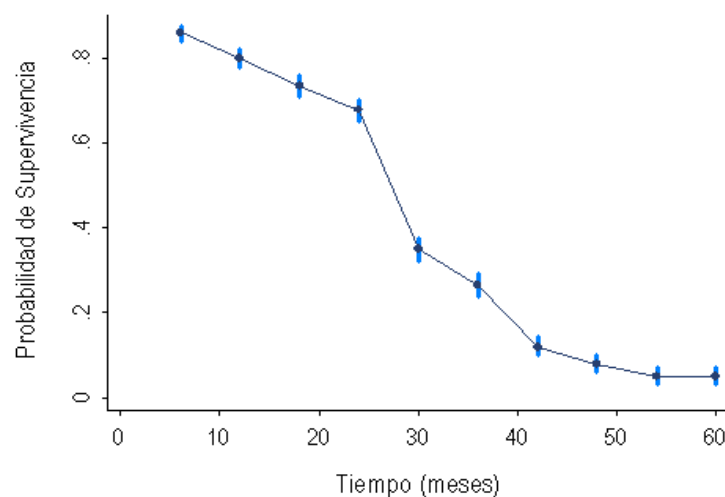
$$\left[\frac{\lambda_j}{2d_j} \cdot X_{2d_j, \alpha/2}^2, \frac{\lambda_j}{2d_j} \cdot X_{2d_j, 1-\alpha/2}^2 \right] \quad (316)$$

donde λ_j representa la función de riesgo estimada, d_j el número de eventos observados durante el intervalo y $2d_j$ los grados de libertad de la distribución chi-cuadrado.

En la Figura 68 se muestra la función de supervivencia estimada mediante el método Actuarial. En dicha gráfica se muestran con líneas verticales los intervalos de confianza a un nivel de significación del 5%. Asimismo, como se ha indicado anteriormente, las probabilidades de supervivencia estimadas son probabilidades obtenidas al final de cada intervalo.

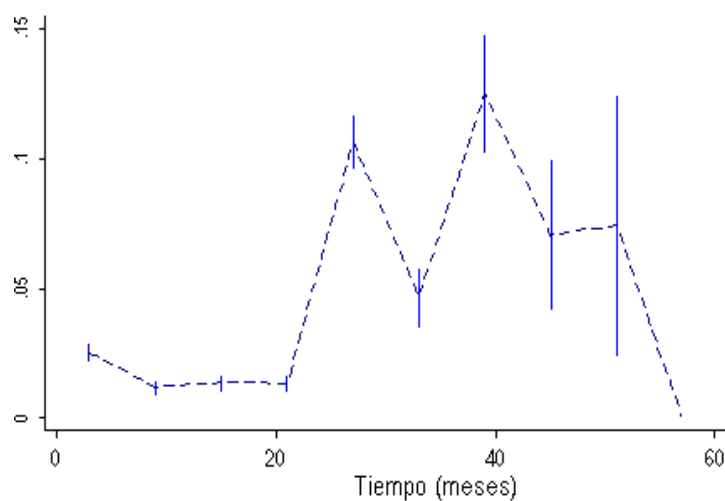
¹⁵² Intervalo de confianza ofrecido por el programa STATA.

Figura 68. Función de Supervivencia estimada mediante el método Actuarial e intervalos de confianza



También ha sido representada la función de riesgo obtenida mediante el método actuarial y los intervalos de confianza a un nivel de significación del 5%. En la Figura 69 se observa que las tasas de riesgo son inferiores a 0,026 durante los primeros dos años de desempleo, así como que las mayores tasas de salida se producen entre los dos años y los dos años y medio, y entre los tres años y tres años y medio.

Figura 69. Función de riesgo mediante el método Actuarial e intervalos de confianza



En definitiva, como conclusiones relevantes de este primer análisis cabe destacar que aunque desde el punto de vista teórico resulta muy importante la reconversión o diversificación socioeconómica por parte de los pescadores en actividades fuera del sector de la pesca, ésta resulta difícil de llevar a la práctica por varios motivos, entre los que es de resaltar, las dificultades propias de las zonas dependientes de la pesca donde residen dichos individuos, en las que existen pocas alternativas de empleo. En segundo lugar, la existencia de una baja movilidad profesional de los pescadores debido especialmente a su baja e incluso nula formación académica y, a la edad precoz de ingreso en la actividad pesquera, así, como debido a la dificultades de adaptación a otro estilo de vida y entorno de trabajo. De hecho, de los 955 pescadores que encontraron empleo, únicamente el 15,6% lo hizo fuera del Régimen Especial del mar. Además, conforme mayor era la edad de los mismos, menor era el porcentaje de los que encontraban empleo fuera del Régimen Especial del Mar.

Por otra parte, el análisis no paramétrico del primer período de desempleo ha mostrado patrones de supervivencia o permanencia en el desempleo diferentes para todas las variables explicativas, excepto para la EDAD Y EXPERIENCIA previa fuera del Régimen Especial del mar.

Asimismo, de todas las variables analizadas la PERCEPCIÓN de prestaciones por desempleo es la que presenta un efecto más notorio, ya que mientras el 75% de los pescadores que no recibieron prestaciones por desempleo abandonan dicho estado a los 97 días, el 75% de los individuos que la recibieron lo abandonan a los 1.146 días. Por tanto, las prestaciones por desempleo ejercen un efecto negativo importante en la actitud de los individuos que la perciben a la hora de buscar y aceptar un empleo y, por consiguiente, en la duración de los períodos de desempleo. De esta manera, cabría plantearse si hubiera sido más adecuado haber dedicado parte de estos recursos a otro tipo de medidas más incentivadoras de la creación de empleo, como por ejemplo, actuaciones destinadas a la formación ocupacional de dichos individuos.

6.4.1.2. ANÁLISIS NO PARAMÉTRICO PARA EL SEGUNDO Y TERCER PERÍODO DE DESEMPLEO

Una vez analizado el primer período de desempleo, a continuación se estudiarán mediante técnicas no paramétricas el segundo y tercer período para aquellos individuos que volvieron a transitar a dicho estado por segunda y tercera vez durante el seguimiento. Estos períodos de desempleo se conocen para el 55,5% y el 36,70% de los 1.316 pescadores iniciales, respectivamente.

Las características de los individuos que experimentaron el segundo y tercer período de desempleo para cada una de las provincias vienen recogidas en las Tablas 12 y 13 del Anexo. Así pues, los porcentajes de observaciones censuradas por la derecha se reducen, en estos casos, al 6,02% y el 8,90% para el segundo y tercer período de desempleo, respectivamente. Mientras que Málaga es la provincia que cuenta con un menor porcentaje de observaciones censuradas para el segundo período de desempleo, es la que posee un mayor porcentaje de censura para el tercer período. También resulta interesante comprobar que en estos dos períodos aunque los porcentajes de individuos que perciben prestaciones por desempleo siguen siendo altos, se muestran inferiores a los observados en el primer período. Así, cabría esperar que los tiempos de supervivencia o permanencia en el desempleo fuesen también inferiores, como se mostrará posteriormente.

Si se atiende conjuntamente al año de comienzo y finalización del segundo período de desempleo, en la Tabla 82 destaca 2002 por ser el año en el que un mayor número de pescadores comienzan su segundo período de desempleo, concretamente el 56,9% de los individuos; y 2003 por ser el año en el que un mayor número lo finalizan (55,16%). Con respecto al tercer período de desempleo, el 58,8% de los individuos lo comenzaron en el año 2003 y el 40,17% lo finalizaron en el año 2004 (Tabla 83). No obstante debe destacarse que el porcentaje de individuos que finaliza el desempleo en el año 2004 excluye a los censurados por la derecha en dicho año.

Tabla 82. Número de individuos según el año de comienzo y de finalización del segundo período de desempleo o pérdida de seguimiento

Año e individuos que comienzan el segundo período de desempleo		Año e individuos que finalizan el segundo período de desempleo o pérdida de seguimiento				
Año de comienzo	Individuos	2000	2001	2002	2003	2004
2000	39	15	24	0	0	0
2001	108		49	436	63	1
2002	416			1073	28210	95
2003	146				913	457
2004	22					157
Individuos que finalizan en cada año el segundo período de desempleo o pérdida de seguimiento		15	73	1509	37916	7019

En comparación con el primer período de desempleo analizado anteriormente, los datos muestran duraciones de desempleo más reducidas tanto para el segundo como para el tercer período. Como se ha explicado anteriormente, estas duraciones dependerán tanto de la tasa de llegada de las ofertas como de la probabilidad de aceptación de las mismas por parte de los individuos.

Tabla 83. Número de individuos según el año de comienzo y de finalización del tercer período de desempleo

Año e individuos que comienzan el tercer período de desempleo		Año en el que finalizan el tercer período de desempleo o pérdida de seguimiento			
Año de comienzo	Individuos	2001	2002	2003	2004
2000	6	41	1	0	0
2001	48	23	183	3	1
2002	108		55	50	3
2003	284			925	16027
2004	37				316
Individuos que finalizan en cada año el tercer período de desempleo o pérdida de seguimiento		271	743	1455	19434

Una vez mostradas las características de los pescadores, a continuación se presentarán los análisis no paramétricos para el segundo y tercer período de desempleo. En primer lugar, se llevará a cabo la estimación de la función de supervivencia o permanencia en el desempleo mediante el método de Kaplan-Meier, y posteriormente mediante el método Actuarial.

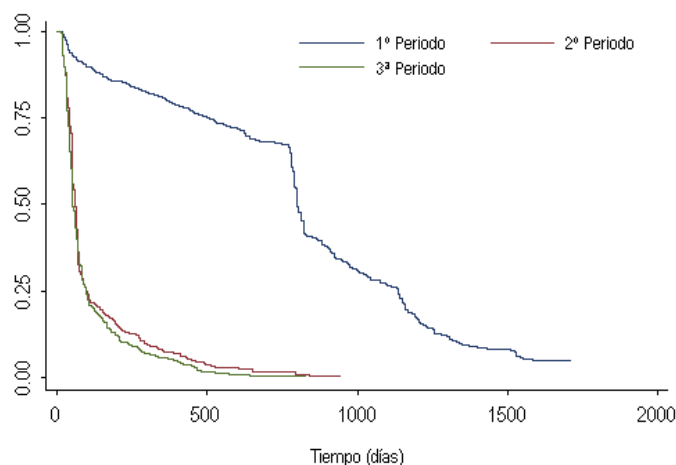
La Figura 70 muestra las funciones de supervivencia o permanencia en el desempleo estimadas mediante el método de Kaplan-Meier para el primer, segundo y tercer período de desempleo. El análisis gráfico muestra una gran diferencia entre la función de supervivencia determinada para el primer período y las obtenidas para el segundo y tercero. Así, mientras en el primer período de desempleo la función de supervivencia decrece lentamente hasta aproximadamente los dos años, en el segundo y tercer período se muestran funciones de supervivencia muy parecidas que experimentan un decrecimiento brusco a los aproximadamente tres meses desde el inicio del desempleo.

El motivo que explica estas diferencias viene dado por el hecho de que el primer período de desempleo se ve realmente influenciado por la implementación de una serie de ayudas establecidas a los pescadores cuyos buques habían sido objeto de paralización temporal de su actividad a causa de la ruptura de las relaciones pesqueras con el Reino de Marruecos. Además, durante el período de percepción de esta prestación especial los individuos estaban dados de alta y cotizando a la Seguridad Social. Por su parte, cabe destacar que el segundo y tercer período de desempleo apenas se ven afectados, ya que los individuos que perciben este tipo de ayudas son el 3,01% y 1,24%, respectivamente, frente a un porcentaje del 86,93% de pescadores que las percibían durante el primer spell.

Otro dato a destacar son los tiempos de permanencia en el desempleo medianos obtenidos para el segundo y tercer período. Así, mientras para el primer período analizado el 50% de individuos abandonaban el desempleo aproximadamente a los dos años y dos meses, en el segundo y tercer período lo hacen a los 61 y 53 días, respectivamente, es decir, a los dos meses aproximadamente. Este hecho demuestra la reducida motivación en la búsqueda de un empleo alternativo mientras permanecieron activas las ayudas económicas por la falta de acuerdo de pesca

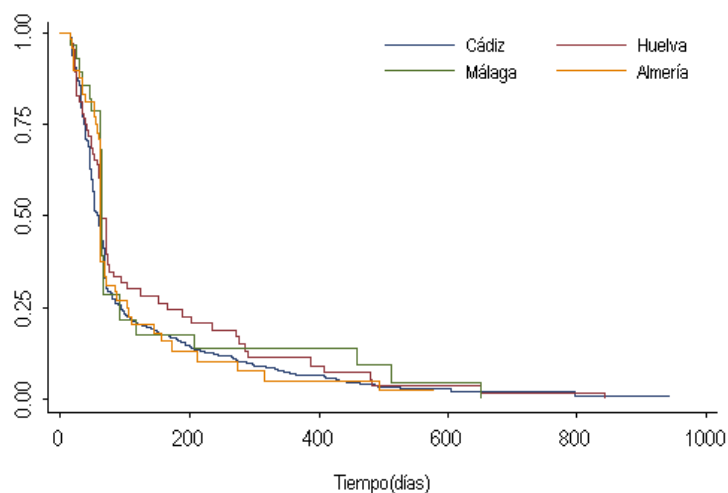
y cómo cuando dichas ayudas desaparecieron, los pescadores afectados buscaron con más interés y efectividad un empleo.

Figura 70. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier para cada uno de los períodos de desempleo



Por otra parte, el análisis por separado de la supervivencia o permanencia en el desempleo para cada una de las PROVINCIAS andaluzas muestra patrones ligeramente diferentes para el segundo y tercer períodos de desempleo. No obstante, parece que las diferencias para las provincias andaluzas son mayores para el tercer período de desempleo que para el segundo período (Figuras 71 y 72).

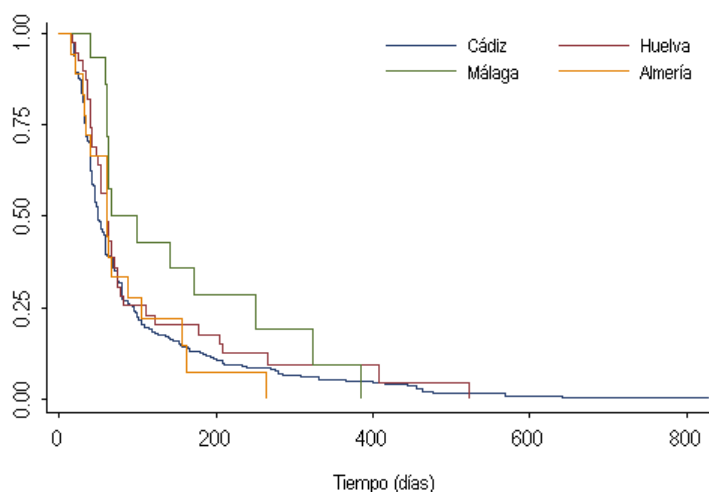
Figura 71. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier para cada una de las PROVINCIAS andaluzas. Segundo período



La inspección de dichos gráficos permite apreciar que mientras en los primeros momentos la supervivencia en el desempleo es prácticamente parecida para todas las provincias, con el paso del tiempo, las provincias de Málaga y Huelva son las que presentan una supervivencia o permanencia en el desempleo mayor.

Los tests planteados para la variable PROVINCIA en la que el pescador solicita la ayuda socioeconómica llevan a la aceptación de la hipótesis de igualdad entre las funciones de supervivencia para las distintas provincias, en base al test de Peto-Peto-Prentice, en el segundo período de desempleo pero no en el tercer período (Tabla 14 del Anexo). Cabe destacar que se ha elegido entre todos los test aplicados el test de Peto-Peto-Prentice debido a que se incumple la suposición de proporcionalidad (Figura 10 del Anexo), y a que este test no se ve afectado por la existencia de diferencias en el patrón de censura entre los grupos.

Figura 72. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier para cada una de las PROVINCIAS andaluzas. Tercer período

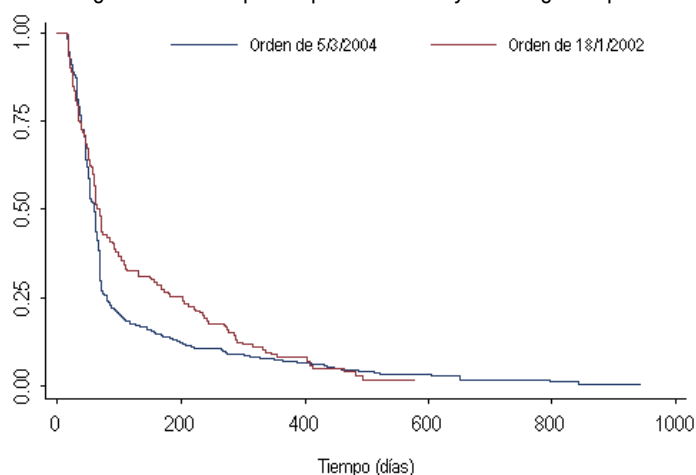


Respecto a la variable ORDEN, las Figuras 73 y 74 muestran que en el segundo y tercer período se producen menos diferencias en las curvas de supervivencias según la Orden por la que se solicita la ayuda que las obtenidas para el primer período de desempleo (Figura 56). De hecho, mientras para el primer spell analizado el tiempo mediano de supervivencia en el desempleo era de 1.133 días para los individuos que se acogieron a la Orden de 2002 y de 788 días para aquellos

que lo hicieron con la Orden de 2004; para el segundo y tercer período de desempleo el tiempo mediano es de 68 y 62 días para los pescadores que se acogieron a la Orden de 2002, y de 59 y 52 días para aquellos que lo hicieron mediante la Orden de 2004, respectivamente. Es decir, mientras en el primer período de desempleo el 50% de los individuos que se acogieron a la Orden de 2002 encuentran empleo aproximadamente un año antes que los que se acogieron a la Orden de 2004, para el segundo y tercer período de desempleo la diferencia es de tan sólo unos 7 días.

No obstante, cabe indicar que a los 203 y 196 días aún quedaban un 25% de pescadores en desempleo de los que se habían acogido a la Orden de 2002 para el segundo y tercer período de desempleo, respectivamente; mientras que para los que se acogieron a la Orden de 2004 el 75% de los individuos habían abandonado el estado de desempleo a los 80 y 86 días para el segundo y tercer spell, respectivamente. La explicación de estos resultados puede venir dada porque los individuos que no pudieron acogerse a la Orden de 2002 buscaron con más esmero un empleo ya que desconocían que con posterioridad se iba a modificar la normativa, permitiéndoles por ello, acogerse a las ayudas socioeconómicas.

Figura 73. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier según la ORDEN por la que solicitó la ayuda. Segundo período

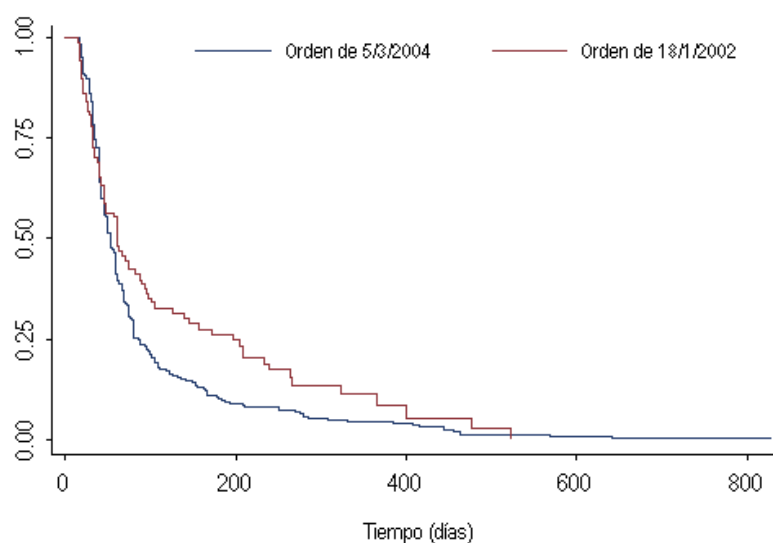


Según la variable ORDEN, los diversos test planteados de igualdad de las funciones de supervivencia llevan a conclusiones distintas (Tabla 15 del Anexo). Así, mientras para el segundo período de desempleo los tests de rangos logarítmicos, Wilcoxon, Tarone-Ware y Peto-Peto-

Prentice concluyen en el rechazo de la hipótesis nula de igualdad entre las funciones de supervivencia de los individuos que se acogieron a la Orden de 2002 y de aquellos que lo hicieron mediante la Orden de 2004 ($p < 0,05$); los tests de Fleming-Harrington no encuentran evidencias empíricas suficientes para rechazar la hipótesis nula de igualdad entre las funciones de supervivencia de los dos grupos analizados ($p > 0,05$). Para el tercer período de desempleo únicamente los tests de rangos logarítmicos encuentran evidencias empíricas en contra de la aceptación de la hipótesis nula de igualdad entre las funciones de supervivencia de los grupos de pescadores en función de la orden por la que solicitó la ayuda socioeconómica ($p < 0,05$).

En cuanto a la proporcionalidad, la Figura 11 del Anexo muestra el incumplimiento de la suposición de riesgos proporcionales para la variable ORDEN mediante la representación del gráfico “log-log”, ya que como se puede observar las líneas no son paralelas, e incluso llegan a cruzarse. Por este motivo, debido a que se incumple la suposición de riesgos proporcionales, el test de rangos logarítmicos no debería utilizarse para comprobar la hipótesis de igualdad en las funciones de supervivencia. En este caso, en base al test de Peto-Peto-Prentice se encuentran evidencias en contra de la igualdad en la permanencia en el desempleo de ambos grupos de individuos para el segundo período de desempleo pero no para el tercer período.

Figura 74. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier según la ORDEN por la que solicitó la ayuda. Tercer período



Otro dato a tener en cuenta es el referido a la CATEGORÍA profesional que los individuos ostentaban en el último buque en el que habían estado enrolados a la finalización del acuerdo de pesca. En este sentido, las Figuras 12 y 13 del Anexo muestran pocas diferencias en cuanto a la permanencia en el desempleo para los pescadores según su categoría laboral. Haciendo una comparativa con el primer período analizado se observa que mientras el 25% de los individuos abandonan el primer período de desempleo a los 269 días para las categorías alta, 502 días para la media y 560 días para la baja; en el segundo período lo hacen a los 42, 35 y 38 días, respectivamente. En lo que respecta al tercer período los resultados son similares a los obtenidos para el segundo período, con unos tiempos de 33, 38 y 33 días para las categorías profesional alta, media y baja, respectivamente.

En definitiva, el efecto de la cualificación laboral sobre la supervivencia o permanencia en el desempleo es sorprendente para el segundo y tercer período, ya que no existen apenas diferencias para cada una de las categorías establecidas. Este resultado tan similar entre categorías puede venir explicado por la pérdida de capital humano que supone el estar desempleado, y debe tenerse en cuenta que la mayoría de dichos pescadores han tenido un primer período de desempleo bastante largo, Pissarides (1992). De hecho, son muchos los estudios que sugieren que el *“paro de larga duración acaba produciendo efectos de histéresis que tienden hacia su perpetuación”*¹⁵³ debido a la paulatina obsolescencia de los conocimientos de los individuos, que les dificulta su integración laboral. Como cabría esperar, los contrastes realizados para la variable CATEGORÍA profesional nos lleva a la aceptación de la hipótesis nula de igualdad de las funciones de supervivencia de los grupos de individuos para ambos períodos analizados (Tabla 16 del Anexo). Asimismo, la suposición de riesgos proporcionales también se incumple para esta variable (Figura 14 del Anexo).

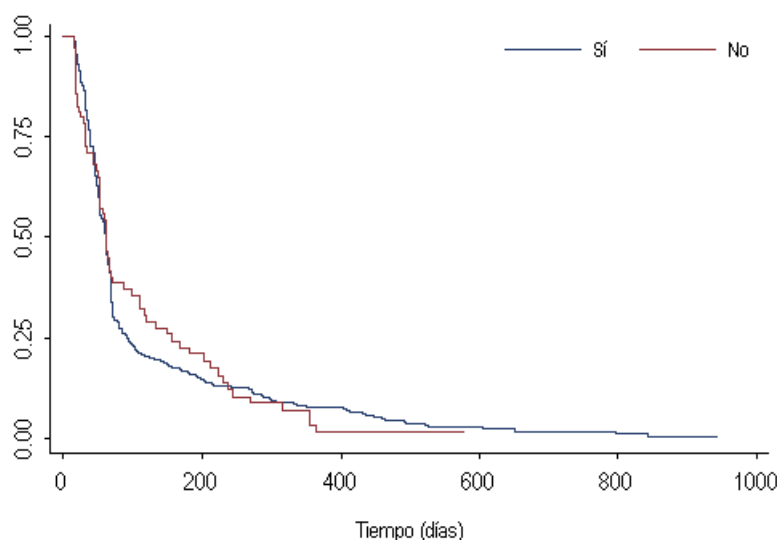
Si se atiende a la concesión de la AYUDA socioeconómica (Prima Global Individual y Prima Global no Renovable), las diferencias para el segundo y tercer período (Figuras 75 y 76) son menores a las obtenidas para el primer período. De hecho, en el primer período se observaba que los pescadores que habían recibido ayudas socioeconómica tenían una duración en el desempleo

¹⁵³ Martín, C., (1997), Papeles de Economía Española, nº 72, pág. 10.

mediano en torno a un año y medio superior que aquellos que no la habían recibido. Este resultado es completamente diferente al obtenido en el segundo y tercer período, en los que la diferencia es de tan sólo 1 día y 5 días, respectivamente, es decir, prácticamente imperceptible.

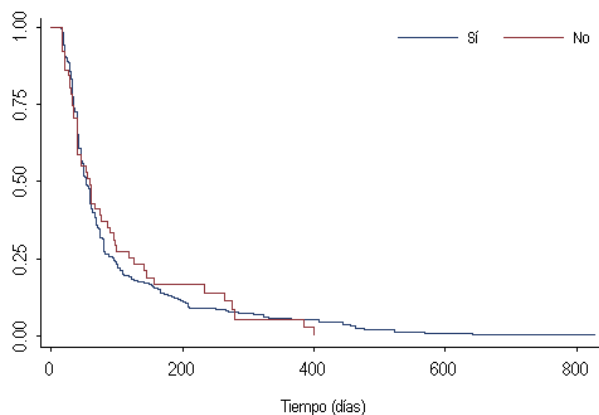
La explicación ante estos resultados tan diferentes viene dada porque en el segundo y tercer período de desempleo va desapareciendo la influencia provocada, en el proceso de búsqueda de empleo y aceptación por parte de los pescadores, de las ayudas socioeconómicas implementadas por parte de la Comunidad Europea, para mitigar la situación de pérdidas de puestos de trabajo tras la ruptura del acuerdo de pesca con Marruecos.

Figura 75. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier según si se le ha concedido la AYUDA socioeconómica. Segundo período



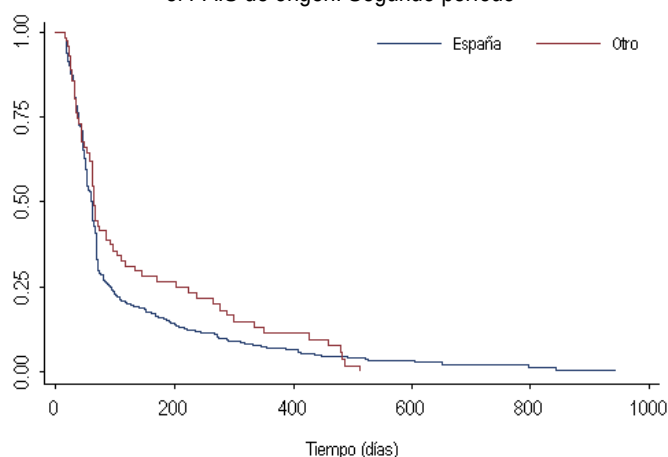
En contraposición a lo que ocurría para el primer período de desempleo, los contrastes de igualdad de las funciones de supervivencia de los individuos a los que se les había concedido la AYUDA socioeconómica y aquellos a los que se les había desestimado la ayuda, muestran la existencia de evidencias a favor de la hipótesis nula (Tabla 17 del Anexo). Con respecto a la suposición de riesgos proporcionales, ésta se incumple en ambos períodos analizados (Figura 15 del Anexo).

Figura 76. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier según si se le ha concedido la AYUDA socioeconómica. Tercer período



Respecto al PAÍS de origen, las Figuras 77 y 78 muestran diferencias en las curvas de supervivencia en el desempleo de los individuos cuyo país de origen es España respecto a los que no lo son. Cabe destacar que este resultado coincide con el obtenido para el primer spell en el que los pescadores españoles también tenían una permanencia en el desempleo menor. Como se anticipó, esta diferencia viene dada por la debilidad de los extranjeros, en cuanto a la búsqueda de empleo, respecto a los nacionales, mayores conocedores de los procedimientos alternativos de búsqueda de empleo y más cualificados.

Figura 77. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier según el PAÍS de origen. Segundo período

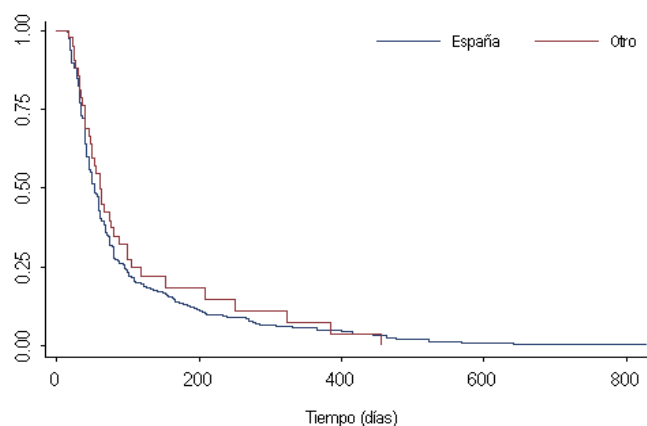


No obstante, las diferencias observadas en la supervivencia o permanencia en el desempleo para ambos grupos de individuos en función del país de origen, parecen disminuir de

un período a otro. De hecho, mientras para el primer spell el 75% de los pescadores cuyo país de origen era España encontraban empleo 6 meses antes que el mismo porcentaje de individuos cuyo país de origen era otro distinto, para el tercer período analizado esta diferencia es de tan sólo 10 días.

La comparación de curvas de supervivencia para la variable PAÍS de origen del pescador lleva a la aceptación de la no existencia de diferencias significativas entre las funciones de supervivencia estimadas para los grupos de pescadores en función de su país de origen tanto para el segundo como el tercer período de desempleo (Tabla 18 del Anexo). Estos resultados difieren respecto a los obtenidos para el primer período de desempleo en los que sí que se evidenciaban diferencias significativas entre ambos grupos. Por lo que respecta a la proporcionalidad, la Figura 16 del Anexo indica que el test de rangos logarítmicos no es adecuado debido a que se incumple el supuesto de riesgos proporcionales.

Figura 78. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier según el PAÍS de origen. Tercer período

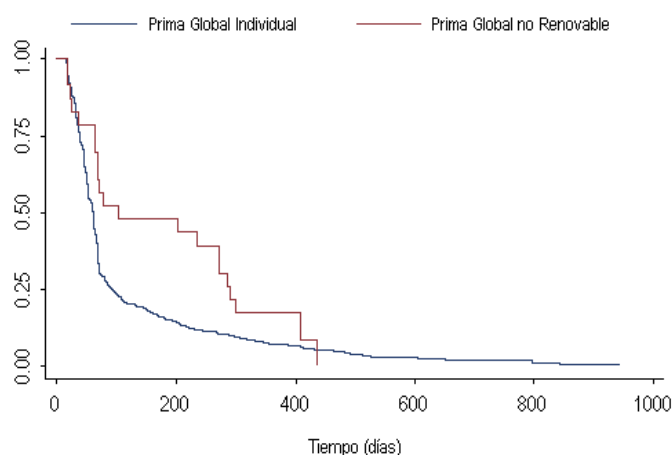


Por otra parte, en relación con la variable EXPERIENCIA previa por parte del individuo fuera del régimen del mar, los resultados muestran una gran similitud en cuanto a la supervivencia o permanencia en el desempleo (Figuras 17 y 18 del Anexo). Este resultado se ve reforzado al examinar los porcentajes de individuos que han abandonado el desempleo en un Régimen diferente al Especial del Mar para cada uno de los períodos analizados, que tan sólo es del 15%. Naturalmente, este resultado viene a confirmar la hipótesis de partida sobre los dramáticos efectos

de la reconversión o diversificación. Los principales motivos que pueden provocar tal situación, aún disponiendo de alguna experiencia previa fuera del Régimen del Mar, pueden venir originados tanto por el lado del pescador, mediante la decisión de no buscar empleos alternativos a la pesca debido a su larga experiencia en dicha profesión y al miedo al cambio; como por el lado del empleador, al no querer contratar a unos individuos que poseen, en general, un bajo nivel de estudios y edad media en torno a los 40 años. Los resultados de la comparación de curvas de supervivencia mediante diversos test llevan a la aceptación, para ambos períodos analizados, de la hipótesis nula de igualdad entre las funciones de supervivencia de los grupos de individuos en función de la variable EXPERIENCIA previa fuera del Régimen del Mar (Tabla 19 del Anexo). Por su parte, la Figura 19 del Anexo sugiere el incumplimiento de la suposición de riesgos proporcionales en ambos períodos.

Otra característica a tener en cuenta a la hora de analizar el tiempo del desempleo está relacionada con la MODALIDAD de ayuda socioeconómica solicitada por parte de los individuos. En este sentido, las Figuras 79 y 80 muestran la existencia de diferencias en cuanto a la supervivencia o permanencia en el desempleo respecto a dicha variable. De forma análoga a como ocurría ocurría en el primer período, en estos casos también se observa una permanencia en el desempleo menor para los individuos que solicitaron la modalidad de Prima Global Individual frente los que optaron por la Prima Global no renovable.

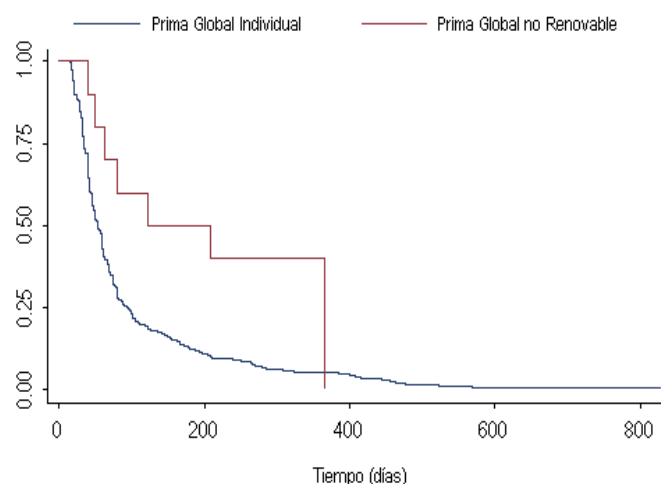
Figura 79. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier según según la MODALIDAD de ayuda socioeconómica solicitada. Segundo período



En este caso los test de comparación de curvas de supervivencia aplicados muestran la

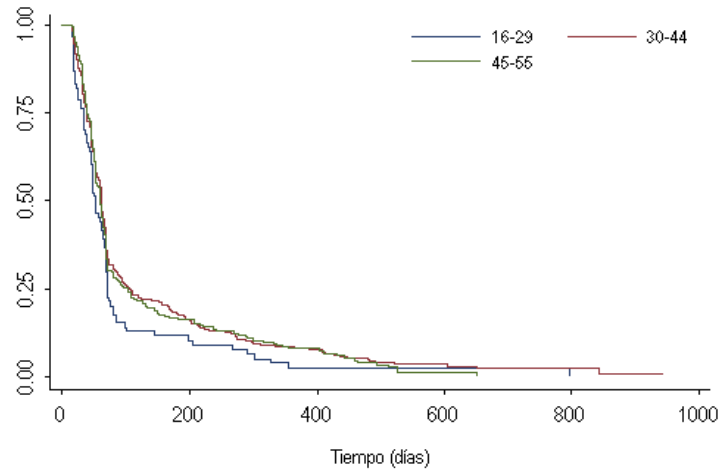
existencia de evidencias significativas para rechazar la hipótesis nula de que la permanencia en el desempleo es la misma para los pescadores que solicitaron la Prima Global Individual y los que optaron por la Prima Global no Renovable. La suposición de riesgos proporcionales únicamente se cumple para el tercer período.

Figura 80. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier según según la MODALIDAD de ayuda socioeconómica solicitada. Tercer período



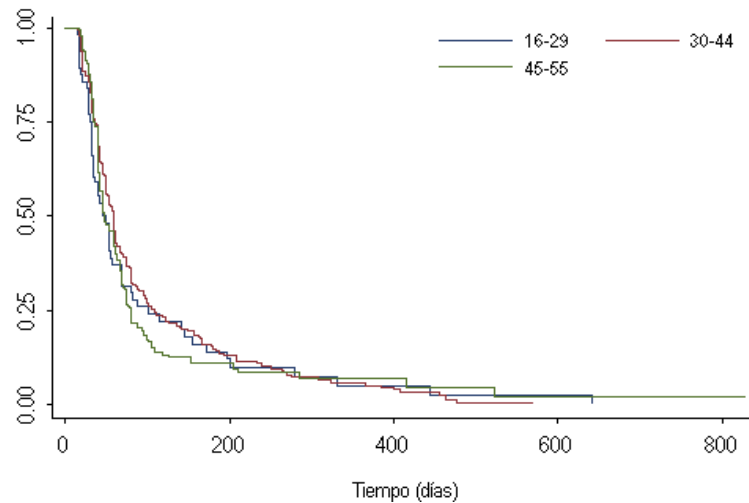
En lo que se refiere al efecto de la EDAD sobre la duración del desempleo, las Figuras 81 y 82 muestran escasas diferencias en las funciones de supervivencia para los tres grupos de edad establecidos. No obstante, si se atiende a la reconversión o diversificación por parte de los pescadores en otros empleos alternativos a la pesca, se ha podido comprobar la influencia de esta variable, debido a que se observa que conforme se incrementa la edad de los individuos más difícil es su reconversión. Los contrastes planteados sobre la igualdad de las funciones de supervivencia en base a los tres grupos de EDAD establecidos nos sugieren la aceptación de la hipótesis nula de que las permanencias en el desempleo son iguales para los individuos de los tres grupos de edad considerados, tanto para el segundo como para el tercer período de desempleo (Tabla 21 del Anexo). Asimismo, el análisis de la proporcionalidad de la variable EDAD mediante el gráfico “log-log” lleva al rechazo de tal suposición en ambos períodos de desempleo. La Figura 21 del Anexo muestra que las líneas correspondientes a cada uno de los grupos de edad establecidos no son paralelas e incluso llegan a cruzarse en algún momento, tanto en el segundo como en el tercer período.

Figura 81. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier según los tramos de EDAD. Segundo período



Estos resultados difieren de los obtenidos en otros estudios como los de García (1997) y Antolín (1997), entre otros, en los que se ponían de manifiesto la disminución de la probabilidad de salida del desempleo conforme el individuo se hacía mayor.

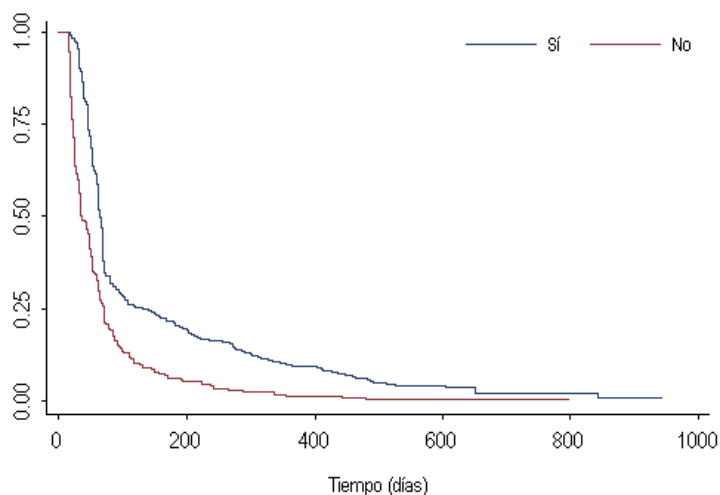
Figura 82. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier según los tramos de EDAD. Tercer período



Atendiendo al criterio basado en el cobro de PRESTACIONES, las Figuras 83 y 84 muestran un efecto parecido al obtenido para el primer período de desempleo, aunque algo menor. Dada la evidencia empírica, las prestaciones inciden negativamente, y de forma muy notoria, en la actitud de los individuos que la perciben a la hora de buscar y aceptar un empleo y, por tanto, en

la mayor duración de los períodos de desempleo. Dicho con otras palabras, las prestaciones hacen que los individuos se muestren menos activos a la hora de buscar un empleo y más selectivos a la hora de aceptar una oferta de trabajo.

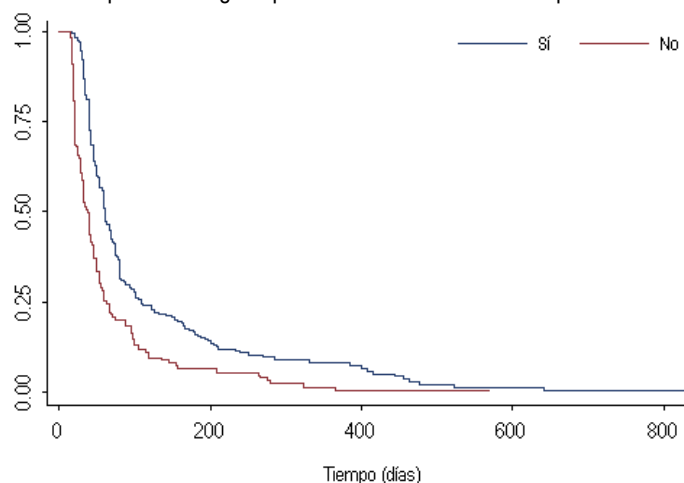
Figura 83. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier según si ha percibido algún tipo de PRESTACIÓN. Segundo período



Para entender mejor la menor incidencia de las prestaciones sobre la permanencia en el desempleo para el segundo y tercer spell, conviene destacar que en estos dos períodos los individuos pueden percibir dos tipos de prestaciones: las contributivas destinadas a personas que han perdido su empleo y han cotizado durante un determinado período y las asistenciales destinadas a atender situaciones de necesidad. En el primer período analizado estos pescadores podían, además, cobrar un subsidio especial por el amarre temporal de la flota española en el caladero Alauita consistente en una cuantía fija de 910,53 euros mensuales por tripulante durante unos dos años, además de estar dados de alta y cotizando a la Seguridad Social durante el período que percibieran dicha prestación. Así se observaba que aquellos individuos que optaron por este tipo de prestación, agotaron al máximo el período de percepción.

A pesar de lo dicho anteriormente, bien es cierto que aunque las prestaciones por desempleo provocan rigideces en el mercado laboral, también amortiguan los efectos negativos que suponen la pérdida de empleo mediante transferencias de rentas salariales a los individuos durante un cierto período.

Figura 84. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier según si ha percibido algún tipo de PRESTACIÓN. Tercer período

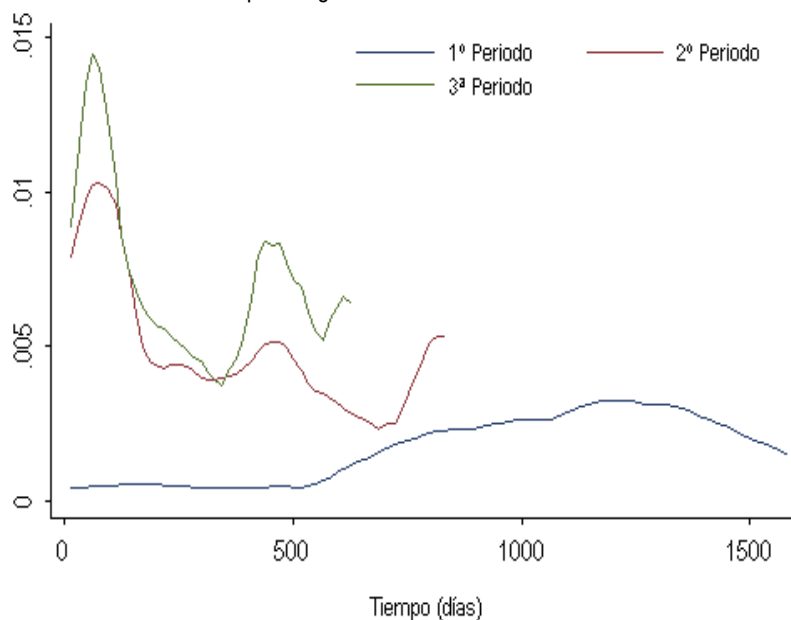


La Tabla 22 del Anexo muestra que tanto para el segundo spell como para el tercero, se encuentran evidencias en contra de la aceptación de la hipótesis nula de igualdad entre las funciones de supervivencia de los grupos de pescadores que perciben prestaciones y de aquellos que no la perciben ($p < 0,05$). La comprobación de la suposición de proporcionalidad entre las funciones de supervivencia en base a la variable PERCEPCIÓN indica que la suposición de riesgos proporcionales para ambos grupos de pescadores analizados se ha incumplido. En nuestro caso particular, observamos que las líneas no son paralelas en el segundo ni tercer período (Figura 22 del Anexo).

Una vez analizada la Función de Supervivencia o permanencia en el desempleo, a continuación, se presenta otra importante función de gran utilidad que sirve para describir la dinámica del proceso de salida del desempleo: la Función de Riesgo. Como se puede observar en la Figura 85, las tasas de salida para el primer período de desempleo difieren bastante de las obtenidas para el segundo y tercer período, que muestran un comportamiento más parecido. Así, mientras para el primer spell las tasas de salida aumentan a medida que aumenta la duración, para el segundo y tercer spell ocurre lo contrario. Haciendo alusión a la literatura existente, el resultado que suele obtenerse más frecuentemente es una tasa de salida decreciente respecto a la permanencia en el desempleo, en este sentido, Van den Berg (1990) sostiene como posible explicación el hecho de que las ofertas de empleo llegan a los individuos a una tasa decreciente

durante el período de desempleo¹⁵⁴.

Figura 85. Función de riesgo estimada para el segundo y tercer período de desempleo según método de suavizado Kernel



La observación detenida del comportamiento de la función de riesgo pone de manifiesto que los valores de la probabilidad condicional de que un individuo que ha estado desempleado hasta el instante t deje de estarlo en el período inmediatamente posterior, o lo que es lo mismo, la tasa de riesgo de que se produzca el evento (salida del desempleo), no exceden del 0,3%, 1% y 1,5%, para el primer, segundo y tercer spell, respectivamente, alcanzándose dichas cifras una vez transcurridos tres meses, en el caso del segundo y tercer período de desempleo y tres años para el primer spell.

Siguiendo con el análisis no paramétrico para el segundo y tercer período de desempleo, a continuación, se ha llevado a cabo la estimación de la función de supervivencia mediante el método Actuarial. Para ello, se ha realizado una agrupación del tiempo de desempleo de cada individuo en intervalos temporales de 3 meses para el segundo período de desempleo y de 6 meses para el tercer período, ya que este último posee menos observaciones.

¹⁵⁴ Van den Berg, G. J., (1990), The Economic Journal, Nº 100, pág. 858.

Las Tablas 84 y 85 muestran las funciones de supervivencia y de riesgo para el segundo período de desempleo, así como los intervalos de confianza de ambas funciones para un nivel de significación del 5%. Respecto a la probabilidad de supervivencia, se observa que mientras para el segundo período el porcentaje de individuos que aún permanecen en desempleo a los seis meses es del 16,71%, para el primer período este porcentaje era del 85,86%.

Tabla 84. Función de supervivencia estimada e intervalo de confianza. Segundo Período

Intervalos (meses)	Total Inicio	Fallos	Censurados	Prob. Superv.	Error Std.	Intervalo de Confianza 95%	
0 - 3	731	534	10	0,2645	0,0164	0,2329	0,2970
3 - 6	187	67	10	0,1671	0,0140	0,1407	0,1955
6 - 9	110	34	3	0,1147	0,0122	0,0923	0,1399
9 - 12	73	24	3	0,0762	0,0103	0,0577	0,0981
12 - 15	46	12	7	0,0547	0,0091	0,0388	0,0744
15 - 18	27	11	5	0,0301	0,0074	0,0180	0,0473
18 - 21	11	1	3	0,0270	0,0073	0,0152	0,0442
21 - 24	7	2	0	0,0193	0,0070	0,0089	0,0368
24 - 27	5	1	2	0,0144	0,0067	0,0053	0,0327
27 - 30	2	1	0	0,0072	0,0061	0,0010	0,0295
30 - 33	1	0	1	0,0072	0,0061	0,0010	0,0295

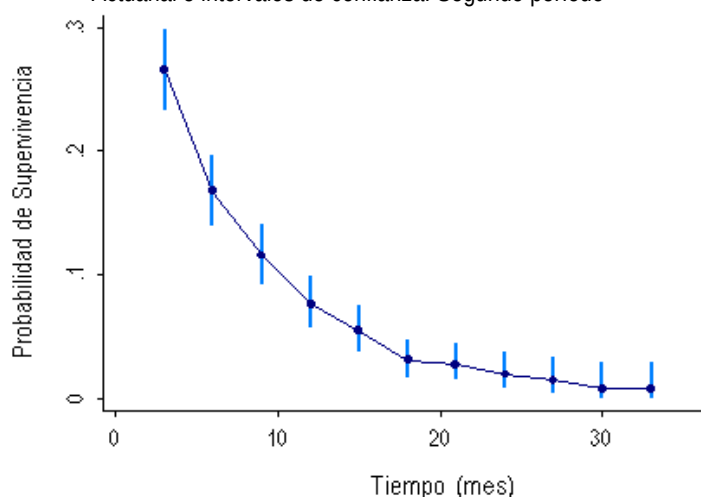
En cuanto a la función de riesgo estimada, en la Tabla 85 se puede observar que la mayor tasa de riesgo de salida del desempleo corresponde al primer intervalo temporal establecido, es decir, durante los tres primeros meses desde el comienzo de este segundo período de desempleo. Posteriormente, se detecta una reducción en la tasa de salida a más de la mitad del valor que tenía originalmente, y que muestra una pérdida de las posibilidades de encontrar un empleo a medida que transcurre el tiempo. Durante el intervalo que transcurre entre los 6 y los 15 meses, la tasa de riesgo se mantiene más o menos constante, pero es a partir de ese momento cuando se vuelve a experimentar un ascenso en las posibilidades de encontrar empleo. Finalmente, se observa una nueva bajada y un nuevo ascenso en la tasa de salida.

Tabla 85. Función de riesgo estimada e intervalo de confianza. Segundo Período

Intervalos (meses)	Total Inicio	Prob. Acda. Fallo	Error Std.	Tasa de Riesgo	Error Std.	Intervalo de Confianza 95%	
0 - 3	731	0,7355	0,0164	0,3878	0,0137	0,3610	0,4146
3 - 6	187	0,8329	0,0140	0,1504	0,0179	0,1153	0,1855
6 - 9	110	0,8853	0,0122	0,1239	0,0209	0,0830	0,1648
9 - 12	73	0,9238	0,0103	0,1345	0,0269	0,0818	0,1871
12 - 15	46	0,9453	0,0091	0,1096	0,0312	0,0484	0,1708
15 - 18	27	0,9699	0,0074	0,1930	0,0557	0,0838	0,3021
18 - 21	11	0,9730	0,0073	0,0370	0,0370	0,0000	0,1095
21 - 24	7	0,9807	0,0070	0,1111	0,0775	0,0000	0,2629
24 - 27	5	0,9856	0,0067	0,0952	0,0943	0,0000	0,2800
27 - 30	2	0,9928	0,0061	0,2222	0,2095	0,0000	0,6329
30 - 33	1	0,9928	0,0061	0,0000			

Las probabilidades de supervivencia estimadas mediante el método Actuarial para cada uno de los intervalos, así como sus respectivos intervalos de confianza aparecen reflejadas en la Figura 86. En este caso, destaca el rápido descenso de la curva que se produce durante los tres primeros meses, es decir, la probabilidad de conseguir un empleo antes del tercer mes es del 74%, o lo que es lo mismo, la probabilidad de que el proceso se prolongue 3 meses o más es del 26%.

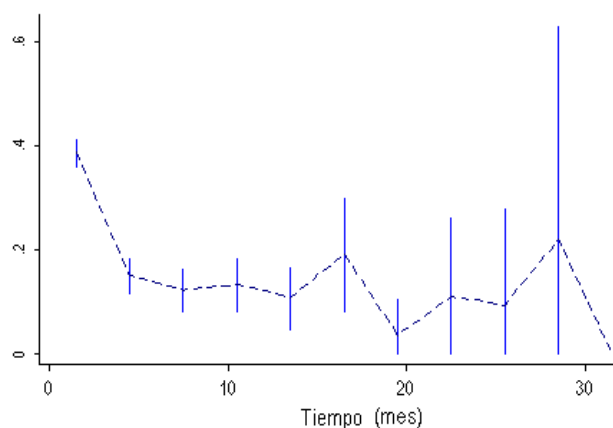
Figura 86. Función de Supervivencia estimada mediante el método Actuarial e intervalos de confianza. Segundo período



La representación gráfica de la función de riesgo permite describir la dinámica del proceso, ya que nos indica, de una manera aproximada, la velocidad con la que se van completando los

períodos de tiempo de fallo tras haber llegado a una duración t . La Figura 87 muestra gráficamente que la mayor tasa de abandono del estado de desempleo por parte de los pescadores analizados se produce durante los tres primeros meses desde el inicio del segundo período de desempleo.

Figura 87. Función de riesgo mediante el método Actuarial e intervalos de confianza. Segundo período



Por último, el análisis Actuarial para el tercer período de desempleo muestra resultados similares a los obtenidos para el segundo período. De hecho, se observa que el porcentaje de individuos que aún permanecen en desempleo a los seis meses desde su inicio es del 12,97%.

Tabla 86. Función de supervivencia estimada e intervalo de confianza. Tercer Período

Intervalos (meses)	Total Inicio	Fallos	Censurados	Prob. Superv.	Error Std.	Intervalo de Confianza 95%	
0 - 6	483	406	33	0,1297	0,0156	0,1011	0,1619
6 - 12	44	22	8	0,0584	0,0124	0,0373	0,0859
12 - 18	14	10	1	0,0151	0,0077	0,0049	0,0366
18 - 24	3	2	0	0,0055	0,0048	0,0005	0,0246
24 - 30	1	0	1	0,0055	0,0048	0,0005	0,0246

Fuente: Elaboración propia

Por lo que respecta a la función de riesgo, la Tabla 87 indica que la mayor tasa de salida del desempleo se produce durante los seis primeros meses desde el inicio del tercer período de desempleo. Seguidamente, se produce un descenso en las posibilidades de encontrar empleo, al que le sigue un nuevo repunte en la tasa de salida, aunque no de la misma magnitud que el período

inicial. Y finalmente, la tasa de riesgo experimenta un nuevo descenso.

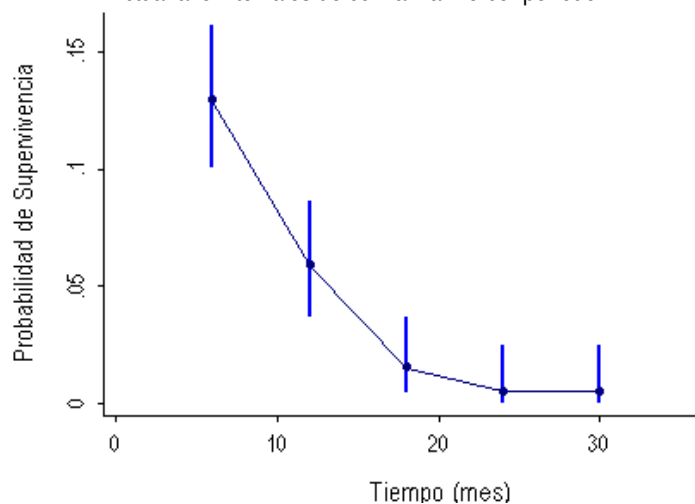
Tabla 87. Función de riesgo estimada e intervalo de confianza. Tercer Período

Intervalos (meses)	Total Inicio	Prob. Acda. Fallo	Error Std.	Tasa de riesgo	Error Std.	Intervalo de Confianza 95%	
0 - 6	483	0,8703	0,0156	0,2568	0,0081	0,2409	0,2727
6 - 12	44	0,9416	0,0124	0,1264	0,0249	0,0776	0,1753
12 - 18	14	0,9849	0,0077	0,1961	0,0501	0,0978	0,2944
18 - 24	3	0,9950	0,0048	0,1667	0,1021	0	0,3667
24 - 30	1	0,9950	0,0048	0,0000			

Fuente: Elaboración propia

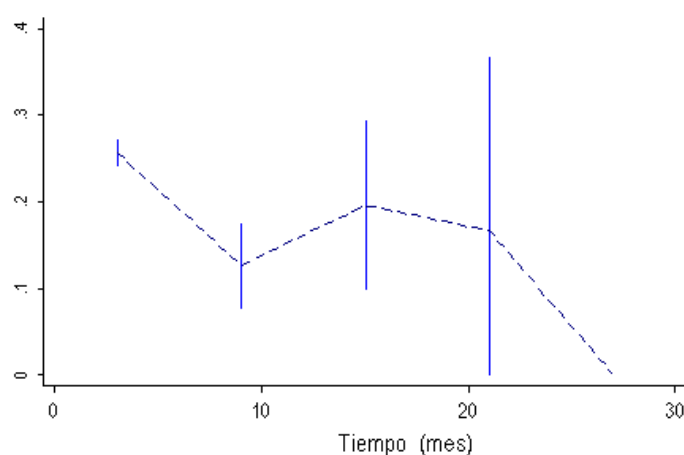
Las representaciones gráficas de las funciones de supervivencia y riesgo estimadas por el método Actuarial se muestran en las Figuras 88 y 89. Respecto a la función de supervivencia o permanencia en el desempleo cabe destacar el rápido decrecimiento que se observa en la gráfica.

Figura 88. Función de Supervivencia estimada mediante el método Actuarial e intervalos de confianza. Tercer período



En este mismo orden de cosas se observa que la tasa de abandono del desempleo decrece con el transcurso del tiempo en el que el individuo permanece en dicha situación. Así, se comprueba gráficamente que la mayor tasa de abandono del estado de desempleo por parte de los pescadores analizados se produce durante los seis primeros meses desde el inicio del tercer período de desempleo.

Figura 89. Función de riesgo mediante el método Actuarial e intervalos de confianza. Tercer período



En definitiva, el análisis no paramétrico realizado para el segundo y tercer período de desempleo permite extraer algunas conclusiones, a nuestro juicio, relevantes. Respecto a la duración en el desempleo, en términos generales se han obtenido duraciones menores que las obtenidas para el primer período de desempleo. Además, mientras para el primer spell las tasas de salida aumentaban a medida que aumentaba la duración en el desempleo, para el segundo y tercer spell ocurre lo contrario. En este sentido, cabe señalar que mientras para el primer período analizado las mayores tasas de salida se producían entre los dos años y los dos años y medio, y entre los tres años y los tres años y medio; para el segundo y tercer spell las mayores tasas se producen durante los tres y los seis primeros meses desde su inicio, respectivamente.

Por otra parte, la comparación de las curvas de supervivencia mediante contrastes no paramétricos para el conjunto de variables consideradas a lo largo del trabajo, nos ha permitido encontrar evidencias a favor de la hipótesis nula de igualdad de las funciones de supervivencia en todas ellas excepto en las variables PERCEPCIÓN, MODALIDAD y ORDEN para el segundo período de desempleo analizado, y en las variables PERCEPCIÓN, MODALIDAD y PROVINCIA para el tercer período.

Una vez realizados los análisis no paramétricos de los tiempos de permanencia en el

desempleo para el primer, segundo y tercer spell considerando un único estado de salida, en el siguiente apartado se procederá a la inclusión de variables que nos permitan clasificar la población objeto de estudio en diferentes grupos de riesgo, definidos a partir de determinadas combinaciones de valores o rangos de valores de las variables explicativas con comportamiento homogéneo.

6.4.2. ANÁLISIS PARAMÉTRICO DEL PRIMER PERÍODO DE DESEMPLEO

En secciones anteriores se han podido detectar mediante técnicas elementales en el análisis de supervivencia los elementos diferenciales que caracterizan el tiempo de permanencia en el desempleo del colectivo de pescadores que venían faenando con asiduidad en el caladero marroquí al amparo de acuerdos bilaterales de pesca hasta finales de 1999. Características como la formación académica, la cualificación profesional, la nacionalidad o inclusive elementos institucionales como el tipo de ayuda instrumentalizada a modo de subvención han provocado diferentes patrones de comportamiento a la hora de buscar un empleo alternativo al margen de la actividad pesquera o inclusive su reubicación en otros caladeros.

Pero además, la posibilidad de explotar con mayor grado de intensidad la base de datos construida a tal efecto, nos permite profundizar más si cabe en el fenómeno de la supervivencia en el desempleo mediante la utilización de factores explicativos adicionales en forma de covariables. Una manera convencional de presentar dicha relación es mediante los modelos de regresión, cuya estimación puede llevarse a cabo tanto de forma paramétrica, como semiparamétrica, dando lugar, en este último caso, al denominado modelo de regresión semiparamétrico de riesgos proporcionales de Cox (Cox, 1972), que será analizado en el apartado 6.4.3.

En el caso concreto del análisis paramétrico de datos de duración, los dos modelos más utilizados son el modelo de riesgos proporcionales (PH) y el modelo de tiempo de fallo acelerado (AFT). La diferencia existente entre ambos modelos radica en la forma de incluir los efectos de las covariables. Así, como se ha indicado anteriormente, en el modelo de riesgos proporcionales el

efecto de las variables explicativas incide sobre la función de riesgo, mientras que en el modelo de tiempo de fallo acelerado el efecto de las variables se produce sobre el tiempo de duración. De esta manera, los modelos exponencial y Weibull se pueden implementar como PH o AFT, mientras que el modelo Gompertz solamente se puede especificar como PH, y el modelo lognormal, log-logístico y Gamma como AFT.

La estimación de los modelos se realiza mediante la maximización de la correspondiente función de verosimilitud expresada por la incorporación de las contribuciones respectivas de las observaciones, es decir, un valor de $f(t, \beta)$ para las observaciones no censuradas y un valor de $S(t, \beta)$ para las observaciones censuradas por la derecha

$$L(\beta) = \sum_{\text{no censuradas}} \ln f(t, \beta) + \sum_{\text{censuradas}} \ln S(t, \beta)$$

Con el fin de proponer un modelo adecuado que explique el comportamiento de los datos de duración, se recomienda que las variables explicativas introducidas sean científicamente relevantes y con una buena justificación teórica debido a que, como se ha comentado anteriormente, la incorporación en el modelo de variables sin relevancia teórica provoca una escasa fiabilidad y validez del modelo. Para lograr una mayor concreción en el análisis se considerará un único estado de salida del desempleo consistente en cualquier forma de empleo.

La descripción de las variables o factores determinantes de la tasa de salida del desempleo utilizadas como regresores en el modelo viene recogida en la Tabla 88. A tal efecto se ha realizado una transformación de las variables explicativas cualitativas o categóricas con más de dos categorías o niveles, previa a la incorporación al modelo, en $k-1$ variables dicotómicas o dummy, codificadas respecto a una categoría que se ha tomado como de referencia. En este sentido, las categorías de referencia utilizadas para las variables cualitativas con más de dos categorías han sido la PROVINCIA de Huelva, la CATEGORÍA PROFESIONAL baja, EDAD de los 45 a los 65 años, y el AÑO de inicio del desempleo 1999.

No debe obviarse que pueden existir otras variables que influyan en la función de riesgo y que no se hayan analizado, pudiendo causar, en este caso, un problema de heterogeneidad inobservable en los modelos estimados. No tener en cuenta este problema provocaría un sesgo en los parámetros estimados, tanto de los que recogen la dependencia de la duración, como de los que evalúan el efecto de las covariables. La heterogeneidad inobservable se analizará en el apartado 6.4.3.

Tabla 88. Descripción de las variables utilizadas como regresores en el modelo de Cox

Variables	Descripción
Provdum1	Variable Dicotómica: vale 1 si la provincia es Almería
Provdum2	Variable Dicotómica: vale 1 si la provincia es Málaga
Provdum3	Variable Dicotómica: vale 1 si la provincia es Cádiz
Codayudadum	Variable Dicotómica: vale 1 si al individuo se le denegado la ayuda socioeconómica solicitada
Cualidum1	Variable Dicotómica: vale 1 si la categoría profesional es Media
Cualidum2	Variable Dicotómica: vale 1 si la categoría profesional es Alta
Codnuele	Variable Dicotómica: vale 1 si el individuo solicitó la ayuda socioeconómica mediante la Orden de 5/3/2004
Añodum1	Variable Dicotómica: vale 1 si el individuo inició el período de desempleo en el año 2000
Añodum2	Variable Dicotómica: vale 1 si el individuo inició el período de desempleo en el año 2001 o posterior
Percep dum	Variable Dicotómica: vale 1 si el individuo no percibe prestaciones por desempleo
Modaldum	Variable Dicotómica: vale 1 si el individuo solicitó la ayuda socioeconómica de Prima Global Individual
Codtrabdum	Variable Dicotómica: vale 1 si el individuo no poseía experiencia previa fuera del Régimen Especial del Mar
Nacionadum	Variable Dicotómica: vale 1 si el país de origen del individuo es España
Edadum1	Variable Dicotómica: vale 1 si el individuo pertenece al grupo de edad de in los 16 a 29 años
Edadum2	Variable Dicotómica: vale 1 si el individuo pertenece al grupo de edad de los 30 a 44 años
Codpesca	Variable Dicotómica: vale 1 si la modalidad de pesca de la última embarcación en la que estuvo enrolado el individuo era Arrastre o Cerco

Aunque, como se ha indicado anteriormente, la modelización de la duración del desempleo presenta diferentes posibilidades paramétricas (exponencial, Weibull, lognormal, log-logístico, Gompertz y gamma generalizada), se ha seleccionado el modelo más adecuado mediante el criterio de información de Akaike (1974) basado en el nivel de ajuste del modelo. El criterio de AIC se basa en el valor de máxima verosimilitud que nos proporciona una medida del ajuste del modelo ponderado por el número de variables independientes incluidas. La Tabla 89 muestra el modelo Gompertz como el preferido ya que presenta el mayor valor del logaritmo de la verosimilitud y el menor valor en la aproximación de Akaike (AIC)¹⁵⁵.

Tabla 89. Comparación de los valores del logaritmo de verosimilitud y criterio de Akaike¹⁵⁶

	Exponencial	Weibull	Lognormal	Log-logístico	Gompertz	Gamma
Variables	16	34	34	32	32	30
Parámetros		1	1	1	1	2
Log-likelihood	-1.370,026	-1.107,556	-1.118,284	-1.023,061	-968,111	-1.092,621
AIC	2.774,052	2.287,112	2.308,568	2.114,122	2.004,222	2.251,242

En el modelo de Gompertz (Tabla 90) las estimaciones de la tasa de riesgo deben ser interpretadas como un factor que multiplica a la tasa de salida básica o de referencia. Por consiguiente, categorías de variables que tienen un valor menor a la unidad indican que su tasa de salida es inferior a la de referencia y categorías de variables que presentan un valor superior a la unidad indican que su tasa de salida es superior a la de referencia.

Como ya se ha comentado en secciones anteriores, en los modelos de tiempo de fallo acelerado los coeficientes estimados miden de forma directa la relación existente entre la duración y cada una de las variables, a partir del modelo básico $\ln T_i = X_i\beta + g$. Mientras que un β negativo tendrá un efecto acelerador en el tiempo de fallo, o lo que es lo mismo, la transición al empleo ocurrirá antes de lo previsto en los pescadores que poseen esta característica, un valor de β positivo

¹⁵⁵ El estadístico de AIC viene dado mediante la siguiente expresión: $AIC = -2 \log L + 2(c+p+1)$, donde c es el número de covariables en el modelo de regresión y p representa el número de parámetros auxiliares del modelo.

¹⁵⁶ Las estimaciones para cada uno de los modelos vienen recogidas en el Anexo.

tendrá un efecto desacelerador en el tiempo de fallo, o una transición al empleo más tarde de lo previsto (Tablas 25, 26 y 27 del Anexo).

Tabla 90. Resultados de la estimación del modelo. Distribución Gompertz

Variables	Coeficientes	Error Estándar	Tasa de riesgo	Error Estándar	p-valor
prov dum1	-0,009	0,315	0,991	0,312	0,976
prov dum2	-0,626	0,465	0,535	0,249	0,178
prov dum3	0,068	0,220	1,070	0,236	0,759
codayudadum	1,492	0,206	4,448	0,917	0,000
codnuele	0,129	0,209	1,138	0,238	0,536
añodum1	2,722	0,691	15,215	10,513	0,000
añodum2	1,115	0,631	3,050	1,924	0,077
cualidum1	0,759	0,243	2,135	0,519	0,002
cualidum2	1,063	0,251	2,894	0,727	0,000
cualidum1*prov dum1	-0,180	0,379	0,835	0,316	0,634
cualidum1*prov dum2	0,590	0,524	1,805	0,946	0,260
cualidum1*prov dum3	-0,525	0,269	0,592	0,159	0,051
cualidum2*prov dum1	-0,598	0,395	0,550	0,217	0,129
cualidum2*prov dum2	-0,196	0,653	0,822	0,537	0,765
cualidum2*prov dum3	-0,609	0,292	0,544	0,159	0,037
codnuele*prov dum1	0,487	0,345	1,627	0,561	0,158
codnuele*prov dum2	1,000	0,459	2,720	1,249	0,029
codnuele*prov dum3	1,205	0,235	3,337	0,785	0,000
prov dum1*añodum1	1,445	1,182	4,244	5,014	0,221
prov dum2*añodum1	-0,797	1,015	0,451	0,457	0,432
prov dum3*añodum1	-0,565	0,656	0,568	0,373	0,389
prov dum1*añodum2	1,787	0,690	5,970	4,119	0,010
prov dum2*añodum2	2,250	0,735	9,487	6,973	0,002
prov dum3*añodum2	1,713	0,642	5,545	3,559	0,008
codayudadum * codnuele	-0,893	0,262	0,410	0,107	0,001
cualidum1 * añodum1	0,249	0,455	1,283	0,584	0,583
cualidum1 * añodum2	-0,064	0,243	0,938	0,228	0,791
cualidum2 * añodum1	-3,508	0,751	0,030	0,022	0,000
cualidum2 * añodum2	0,532	0,261	1,702	0,445	0,042
codnuele * añodum1	0,068	0,380	1,070	0,407	0,858
codnuele * añodum2	-1,099	0,199	0,333	0,066	0,000
percep dum	1,855	0,135	6,389	0,865	0,000
constante	-10,026	0,217			
gamma	0,003	0,000	0,003	0,000	0,000

En síntesis, a partir de las estimaciones del modelo paramétrico de Gompertz se concluye la existencia de factores que afectan positivamente al riesgo de salir del desempleo, como el hecho de no percibir prestaciones por desempleo, haber sido denegada la ayuda socioeconómica solicitada, poseer una categoría profesional media o alta, y haber iniciado este primer período de desempleo en el año 2000 o posterior. Así, los pescadores que no perciben prestaciones por desempleo poseen un riesgo de abandonar este estado seis veces superior que aquellos que no perciben prestaciones.

Este último resultado coincide con lo que sostiene la teoría de la búsqueda de empleo al señalar que los individuos tienden a ser más selectivos con respecto a las ofertas de empleo que reciben cuanto mayor es la renta que perciben cuando están desempleados. Este comportamiento viene dado porque, como ya se ha indicado anteriormente, esta transferencia de renta incrementa el salario mínimo de aceptación de los individuos¹⁵⁷.

A pesar de ello, y siguiendo a Antolín (1995), los beneficios por desempleo pueden afectar al comportamiento de búsqueda de dos maneras bien diferentes. En primer lugar, ejercen un efecto sobre el salario de reserva, y en segundo lugar, pueden aumentar la intensidad de búsqueda de empleo en el caso de que los individuos utilicen esos ingresos para subvencionar el proceso de búsqueda (Wadsworth, 1991). A este respecto, Alba y Freeman (1990) y Cebrián *et al.* (1994) encontraron evidencias a favor de que los prestaciones por desempleo han incrementado la duración del desempleo en España, ya que los individuos agotan las mismas antes de iniciar una intensa búsqueda de empleo. En lo que respecta a la categoría profesional, se muestra que los individuos que poseen una categoría profesional catalogada como media tienen un riesgo de salir del desempleo dos veces superior que aquellos cuya categoría profesional es baja. En el caso de los pescadores que poseen una categoría profesional alta el riesgo de abandonar el estado de desempleo se eleva tres veces respecto a la categoría baja. Este resultado es el esperado ya que parece lógico que un individuo que tiene una categoría profesional alta debiera recibir más ofertas de empleo que otro con una categoría profesional baja.

¹⁵⁷ Ver Lancaster y Nickell (1980) y Narendranathan y Nickell (1985), Mortensen (1986), Nickell (1979a y 1979b) y, Devine y Kiefer (1991), entre otros.

Asimismo, para aquellos pescadores que poseen una categoría baja la salida del desempleo aumenta aún más si el período de desempleo comienza en el año 2001 o con posterioridad. Esto es debido a que en diciembre de 2001 finalizaron las ayudas destinadas a los pescadores por el amarre temporal de la flota como consecuencia de la finalización del acuerdo de pesca con Marruecos. En este sentido conviene advertir que los resultados de la estimación muestran que los individuos que comenzaron el primer período de desempleo en el año 2000 tienen un riesgo de salir del desempleo quince veces superior que aquellos que lo iniciaron en el año 1999. Además, también se observa que cuando el período de desempleo se inicia en el año 2001 o con posterioridad, el riesgo de abandonar el desempleo es de tres veces superior que cuando se comienza en el año 1999. No obstante, existen diferencias en función de la provincia de origen. En efecto, de los individuos que comenzaron el período de desempleo en 2001 o posterior, aquellos que habían solicitado la ayuda socioeconómica en las provincias de Almería, Málaga y Cádiz tenían un riesgo mayor de abandonar el estado de desempleo que aquellos que la habían solicitado en la provincia de Huelva. Adicionalmente, se ha podido comprobar que para los individuos que poseían una categoría profesional alta y habían solicitado la ayuda en Cádiz, el riesgo de salir del desempleo es menor¹⁵⁸.

Otro resultado que parece interesante destacar viene dado por el hecho de que los pescadores a los que se les había denegado las ayudas de carácter socioeconómico presentaron un riesgo de salir del desempleo más de cuatro veces superior que aquellos cuya resolución fue favorable. Como se ha indicado anteriormente, este resultado es lógico ya que, parece razonable, que el pescador que no recibe la ayuda busque con más esmero una nueva ocupación.

Por otra parte, el valor obtenido del parámetro auxiliar de la distribución Gompertz de 0,003 implica, al tener un signo positivo, que la función de riesgo es creciente con el transcurso del tiempo ($e^{0,003} > 1$). Además, se observa que dicho parámetro es significativamente distinto de cero por lo que se descarta una función de riesgo constante. En cuanto a los resultados de las estimaciones de los restantes modelos paramétricos analizados cabe destacar los siguientes: en primer lugar, el modelo exponencial caracterizado porque la tasa de riesgo es constante en el tiempo, es decir, por su falta de memoria, proporciona un valor de la función de riesgo para un pescador de referencia ($x=0$) de

¹⁵⁸ Cabe resaltar que el pescador podía solicitar la ayuda socioeconómica tanto en su provincia de residencia como en la provincia a la que pertenece el puerto base del buque en el que había estado enrolado.

0,0038 constante para todo el tiempo (Tabla 23 del Anexo)¹⁵⁹.

Respecto al modelo Weibull (Tabla 24 del Anexo) se ha obtenido un valor del parámetro de forma de la distribución (p) igual a 2,051, lo cual indica una dependencia de la duración positiva al ser dicho parámetro mayor a la unidad. Además, que dicho valor sea mayor a 2 muestra que la función de riesgo crece a un ritmo creciente¹⁶⁰. En relación al modelo gamma, como se ha indicado anteriormente, es un modelo muy flexible ya que permite adaptarse a un gran número de formas posibles. Así, cuando $\beta=1$ se obtiene la distribución Weibull, cuando $\beta=1$ y $\Gamma=1$ se obtiene la distribución exponencial, y cuando $\beta=0$ se obtiene la distribución lognormal. Los resultados del test de Wald para la hipótesis de que $\beta=0$ (test para ver si la distribución lognormal es apropiada) arroja un valor $p=0,000$, con lo que sugiere que la distribución lognormal no es adecuada. Igualmente para la hipótesis de que $\beta=1$ (test para ver si la distribución Weibull es apropiada) también arroja un valor de $p=0,000$, con lo que la distribución Weibull tampoco es apropiada¹⁶¹. Finalmente, en este análisis paramétrico del primer período de desempleo parece interesante comprobar en el modelo estimado la presencia de heterogeneidad inobservable, hecho este último que será analizado en la siguiente sección.

6.4.3. ESTUDIO DE LA HETEROGENEIDAD INOBSERVABLE

En secciones anteriores se había supuesto la no existencia de heterogeneidad inobservable en el modelo estimado. Con el objeto de comprobar si este supuesto es incorrecto se utilizan los modelos de supervivencia con heterogeneidad inobservable. En el presente apartado se analizará la posible presencia de heterogeneidad inobservable provocada por la omisión de variables explicativas y/o errores de medición en las mismas. En este sentido, Han y Hausman (1990)

¹⁵⁹ Dicho valor de la función de riesgo base o de referencia se ha obtenido exponenciando el término constante del modelo ($e^{-7,866}$).

¹⁶⁰ Que el valor del parámetro p sea distinto de uno señala que la distribución exponencial no es apropiada, ya que la tasa de riesgo no permanece invariante en el tiempo.

¹⁶¹ Los modelos exponencial, Weibull y lognormal son modelos anidados del gamma.

sostienen que la no consideración de la heterogeneidad no observable es más importante cuando se utilizan especificaciones paramétricas que cuando se utiliza una especificación no paramétrica de la función de riesgo de referencia.

Los resultados de la estimación del modelo de Gompertz controlado por la heterogeneidad inobservable se presenta en la Tabla 91. Como se ha indicado anteriormente, para controlar la heterogeneidad inobservable se incluye en el modelo un factor (ω), incorrelacionado con el resto de variables explicativas, cuya distribución tiene media uno y varianza ω^2 , tal que $h(t/\omega) = \omega h(t)$. En este sentido, se asumen generalmente dos tipos de distribuciones para ω : la distribución gamma y la distribución gaussiana-inversa. De este modo, cuando el parámetro ω^2 es estadísticamente distinto de cero indica que la heterogeneidad inobservable se debe tener en cuenta.

Lo expresado con anterioridad en cuanto a la existencia de heterogeneidad inobservable permite afirmar, entre otras cosas, que existe información de la que no disponemos y que puede estar afectando de manera significativa a los individuos analizados. En este sentido, cabe destacar que el objeto de introducir en el modelo variables explicativas es reducir la heterogeneidad del colectivo estudiado. No obstante, es difícil realizar una completa especificación de los factores de heterogeneidad por diversas razones, entre las que se encuentran la no disponibilidad de dicha información, pudiendo provocar sesgos importantes en los parámetros estimados.

Como se anticipó en el capítulo cuatro, las principales implicaciones de ignorar la heterogeneidad no observada son que el modelo sobreestima el grado de dependencia de duración negativa en la función de riesgo e infra-estima el grado de dependencia de duración positiva. Por otra parte, se produce una minoración de los efectos de las variables explicativas, es decir, la estimación de un positivo (negativo) β_k derivado de un modelo donde se ignora la heterogeneidad no observada infra-estima (sobreestima) la verdadera estimación.

Tabla 91. Resultados de la estimación del modelo Gompertz en presencia de heterogeneidad inobservable (con distribución gamma)

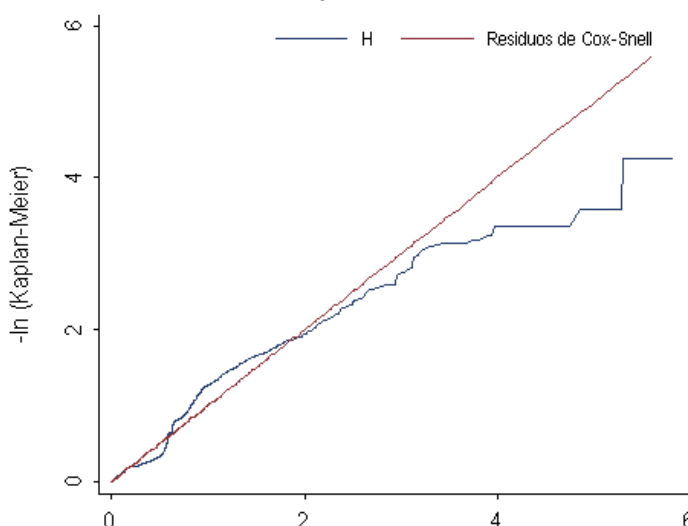
Variables	Coeficientes	Error Estándar	Tasa de riesgo	Error Estándar	p-valor
provdum1	-0,163	0,435	0,850	0,370	0,708
provdum2	-0,512	0,613	0,599	0,367	0,403
provdum3	-0,279	0,310	0,756	0,235	0,368
codayudadum	2,982	0,404	19,722	7,963	0,000
codnuele	1,038	0,339	2,824	0,958	0,002
añodum1	2,681	1,061	14,602	15,490	0,011
añodum2	3,787	1,055	44,120	46,561	0,000
cualidum1	1,059	0,378	2,883	1,089	0,005
cualidum2	2,023	0,415	7,564	3,141	0,000
cualidum1*provdum1	0,129	0,583	1,138	0,664	0,825
cualidum1*provdum2	0,090	0,793	1,094	0,868	0,909
cualidum1*provdum3	-0,647	0,415	0,523	0,217	0,119
cualidum2*provdum1	-1,085	0,620	0,338	0,209	0,080
cualidum2*provdum2	-1,005	0,941	0,366	0,344	0,285
cualidum2*provdum3	-1,427	0,474	0,240	0,114	0,003
codnuele*provdum1	-0,203	0,528	0,816	0,431	0,700
codnuele*provdum2	0,784	0,663	2,190	1,452	0,237
codnuele*provdum3	1,184	0,363	3,268	1,188	0,001
provdum1*añodum1	0,602	1,963	1,826	3,586	0,759
provdum2*añodum1	-0,665	1,480	0,514	0,761	0,653
provdum3*añodum1	0,277	0,962	1,319	1,269	0,773
provdum1*añodum2	1,095	1,053	2,988	3,146	0,298
provdum2*añodum2	1,676	1,147	5,346	6,132	0,144
provdum3*añodum2	1,202	1,010	3,327	3,359	0,234
codayuda*codnuele	-2,359	0,472	0,095	0,045	0,000
cualidum1*añodum1	0,196	0,693	1,216	0,843	0,778
cualidum1*añodum2	-0,322	0,381	0,725	0,276	0,399
cualidum2*añodum1	-3,231	1,459	0,040	0,058	0,027
cualidum2*añodum2	0,125	0,418	1,134	0,474	0,764
codnuele*añodum1	0,800	0,648	2,226	1,442	0,216
codnuele*añodum2	-1,136	0,304	0,321	0,098	0,000
percep dum	2,559	0,224	12,918	2,893	0,000
constante	-12,260	0,363	0,006	0,000	0,000
gamma	0,006	0,000	0,062	0,117	0,000
ln theta	0,062	0,117	1,064	0,125	0,596
theta	1,064	0,125			

Los resultados de la estimación Gompertz con la inclusión del término de heterogeneidad

inobservada revela la presencia de heterogeneidad. La estimación del modelo Gompertz controlado por la heterogeneidad no observable arroja un valor del parámetro auxiliar de la distribución de 0,006. El signo positivo de dicho parámetro indica que la función de riesgo es creciente con el transcurso del tiempo. Además, y dado que el parámetro es significativamente distinto de cero, hace que se descarte una función de riesgo constante.

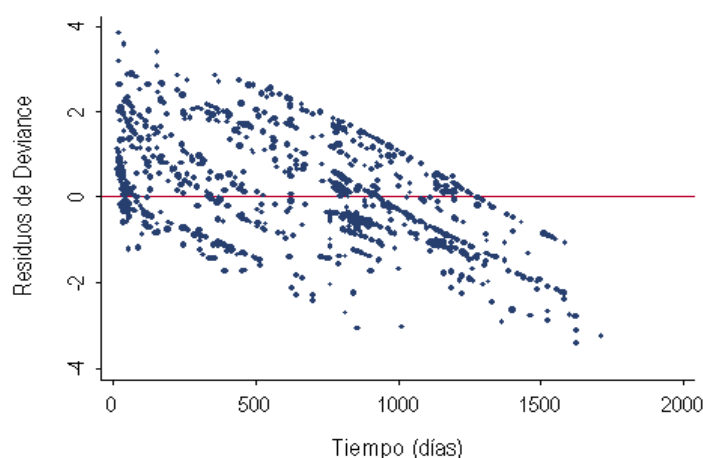
Para evaluar los modelos paramétricos estimados controlando la heterogeneidad no observada, se ha llevado a cabo el análisis de los residuos de Cox-Snell. Si el ajuste realizado a tal efecto es satisfactorio, dichos residuos definirán aproximadamente una distribución exponencial de parámetro la unidad (Figura 90).

Figura 90. Gráfico de los residuos de Cox-Snell para el modelo Gompertz con heterogeneidad Gamma



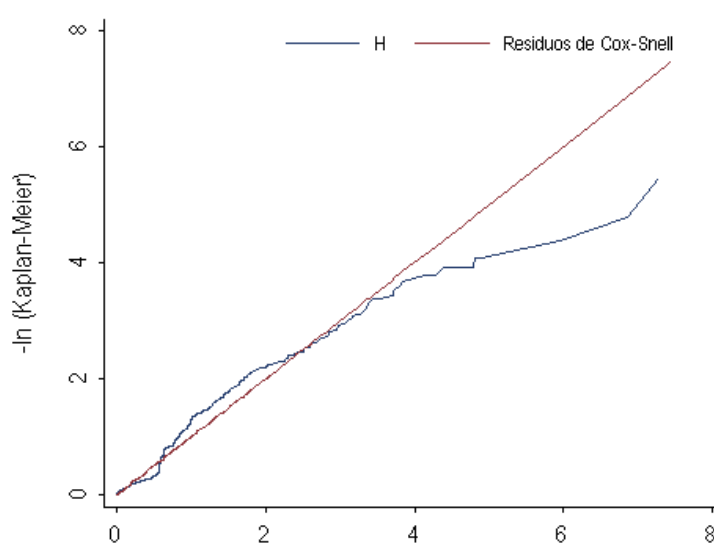
A la vista de la Figura 91, que muestra la distribución de los residuos de deviance para la evaluación del modelo Gompertz con heterogeneidad gamma, se observa que los residuos de deviance tienen los valores mayores en las duraciones más pequeñas y luego decrecen con el transcurso del tiempo de desempleo. Este comportamiento muestra que el modelo Gompertz sobreestima las probabilidades de salida para los pescadores que presentan unas duraciones en el desempleo más largas e infravalora las probabilidades de salida de aquellos otros con tiempos de paro más cortos.

Figura 91. Gráfico de los residuos de Deviance para evaluar la estimación del modelo Gompertz con heterogeneidad Gamma



No obstante cabe señalar que, aunque en base al valor de máxima verosimilitud, el modelo elegido ha sido el de Gompertz, el análisis de la posible presencia de la heterogeneidad inobservada indica que ésta es rechazada en el modelo log-logístico a un nivel de significación del 5% ($p=0,05$). En este sentido, destaca el trabajo de Kiefer (1984), en el que se obtiene un resultado diferente según el criterio de elección del modelo dependiendo del valor de la verosimilitud o en términos de la heterogeneidad. Las Figuras 92 y 93 ilustran la representación gráfica de los residuos de Cox-Snell y Deviance para el modelo log-logístico con heterogeneidad Gamma (Tabla 28 del Anexo).

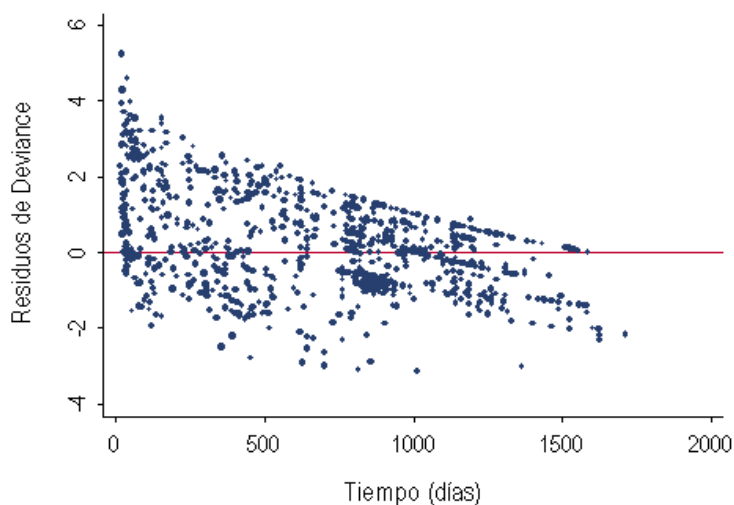
Figura 92. Gráfico de los residuos de Cox-Snell para el modelo Log-logístico con heterogeneidad Gamma



Asimismo, siguiendo la línea argumental de Kiefer (1988), a la hora de seleccionar el modelo paramétrico más adecuado, se debe tener en cuenta la información aportada por las estimaciones no paramétricas de la función de riesgo, ya que éstas nos proporciona algunas pistas sobre la forma funcional correcta del modelo y nos permitirá, por tanto, ser más selectivos en las distribuciones.

Dado que la función de riesgos en la estimación no paramétrica (Figura 66) muestra un cambio en la dirección de la variación de la función de riesgo y que el modelo paramétrico de Gompertz se caracteriza porque su función de riesgo tiene un comportamiento monótono en el tiempo, es decir, creciente o decreciente, pero no alternando, en base a este criterio, resulta más adecuada la utilización de la función log-logística.

Figura 93. Gráfico de los residuos de Deviance para evaluar la estimación del modelo Log-logístico con heterogeneidad Gamma



Por su parte, la valoración gráfica del ajuste del modelo mediante los residuos de Cox-Snell han mostrado un comportamiento parecido tanto para el modelo Gompertz como para el Log-logístico. En las Figuras 90 y 92 se han observado unos residuos cercanos a la recta de pendiente la unidad al menos para aquellos residuos que tienen un tamaño más pequeño. No obstante, a medida que los residuos son mayores se va produciendo un alejamiento paulatino a dicha recta debido a la mayor variabilidad que se produce en el modelo en dicho tramo como consecuencia de la pérdida de observaciones por los eventos que se van produciendo y también por la censura.

En definitiva, los análisis paramétricos para el primer período de desempleo llevan a la conclusión de que en base al criterio de Akaike y a la valoración del modelo mediante el gráfico de los residuos de Cox-Snell, el modelo Gompertz parece ser el más adecuado. Asimismo, cabe destacar que los datos analizados no han resultado ser tan simples como parecían en un principio.

Una vez finalizado el análisis paramétrico del primer período de desempleo, a continuación se llevará a cabo el estudio mediante el modelo semiparamétrico de Cox, el cual no requiere la elección de una distribución de probabilidad específica para los tiempos de duración en el desempleo.

6.4.4. MODELIZACIÓN SEMIPARAMÉTRICA PARA EL ANÁLISIS DEL PRIMER PERÍODO DE DESEMPLEO

El modelo de regresión de riesgos proporcionales desarrollado por Cox (1972) nos permite identificar y evaluar la posible relación entre un conjunto de variables explicativas y la tasa de salida del desempleo sin tener que realizar ninguna suposición sobre la forma de la función de riesgo de referencia. Por ello, el modelo semiparamétrico de Cox es uno de los más utilizados ya que presenta la ventaja sobre los métodos paramétricos de su flexibilidad, al no requerir la elección de una distribución de probabilidad específica para los tiempos de permanencia en el desempleo. De hecho, el modelo de Cox únicamente utiliza información del orden de las duraciones en el desempleo muestrales y no de la distancia entre ellas.

En el modelo de regresión de riesgos proporcionales la tasa de riesgo viene definida mediante la siguiente expresión $h(t;x)=h_0(t)e^{\beta'x}$, donde $h(t;x)$ expresa la tasa de riesgo de un pescador en el que se dan unos valores determinados de las variables explicativas, en el momento t ; $h_0(t)$ es la función de riesgo de referencia que sólo depende del tiempo y se caracteriza por no poseer una distribución específica; y $e^{\beta'x}$ es la función exponencial del vector de variables explicativas para el individuo. Así, la función de riesgo de referencia representa las tasas instantáneas de riesgo de un individuo hipotético que posee valores iguales a cero en todas las

variables explicativas.

En definitiva, como ya se adelantó en el capítulo cuatro, el modelo de Cox está compuesto por dos términos: el primero representa una función de riesgo común a todos los pescadores, denominada riesgo base porque no se le impone restricción alguna, depende exclusivamente del tiempo de desempleo y representa la parte no paramétrica del modelo. El segundo término es una función que depende únicamente de las variables explicativas, que tomará un valor distinto para cada pescador en función de los valores que tomen dichas variables, y representa la parte paramétrica del modelo.

El interés por modelizar la función de riesgo es patente dada la importancia del conocimiento del riesgo inmediato de salida del desempleo de una observación muestral en cualquier momento del tiempo. En este tipo de modelos se consideran tres supuestos implícitos de proporcionalidad, linealidad e inexistencia de heterogeneidad no observada, es decir, se supone que toda la heterogeneidad existente entre las observaciones muestrales se considera en el modelo mediante la inclusión de las variables explicativas.

La estimación de los parámetros en el modelo de regresión de riesgos proporcionales se obtiene mediante el método de máxima verosimilitud parcial propuesto por Cox, con la corrección de Breslow (1974) para los casos en que se haya producido más de un evento en más de un determinado momento. La estrategia de modelización a la hora de seleccionar variables relevantes que expliquen la duración del desempleo ha consistido en la Comparación de Modelos Anidados según el estadístico $-2LL$ (-2 veces el Logaritmo Neperiano de la Verosimilitud L). Por tanto, cuanto más pequeño sea el valor de este estadístico y por tanto, más grande el valor de la Verosimilitud, mejor será el ajuste realizado.

La Tabla 92 proporciona la estimación del efecto de cada una de las variables explicativas sobre la tasa de salida del desempleo. Dado que en el modelo de Cox se supone que el efecto de cada variable es el mismo en todos los puntos del tiempo, se ha procedido a verificar la hipótesis de riesgos proporcionales mediante el test Grambsch y Therneau (1994) basado en los residuos de Schoenfeld, llevándose a cabo tanto para cada una de las variables de forma individual como

para el modelo global. Se trata, en definitiva, de verificar la hipótesis nula de pendiente no cero de una regresión lineal generalizada de los residuos de Schoenfeld. En definitiva, la ejecución del test de pendiente no cero es equivalente a contrastar que el logaritmo de la función de la tasa de riesgo es constante en el tiempo.

Los resultados obtenidos muestran que la proporcionalidad no se cumple ni de forma global ni para las variables provdum1, provdum3, codayudadum, codayuañob1 y leyañob2. Ello ha recomendado una flexibilización del modelo de Cox con el propósito de que se pueda modelar la falta de proporcionalidad mediante la incorporación en el modelo de variables explicativas dependientes del tiempo (véase la Tabla 93).

Tabla 92. Resultados de la estimación del modelo de riesgos proporcionales de Cox.
Primer período de desempleo

Variables	Coefficientes	Error Estándar	Tasa de riesgo	Error Estándar	p-valor
provdum1	0,107	0,166	1,113	0,185	0,520
provdum2	-0,017	0,200	0,983	0,197	0,930
provdum3	0,532	0,110	1,703	0,188	0,000
codayudadum	1,497	0,247	4,469	1,102	0,000
cualidum1	0,322	0,102	1,380	0,141	0,002
cualidum2	0,508	0,121	1,662	0,201	0,000
codnuele	1,104	0,087	3,015	0,262	0,000
añodum1	1,954	0,406	7,060	2,868	0,000
añodum2	2,975	0,182	19,585	3,567	0,000
percep dum	1,793	0,137	6,006	0,824	0,000
codayudadum * ley	-0,949	0,271	0,387	0,105	0,000
cualidum1 * añodum1	0,216	0,410	1,241	0,509	0,599
cualidum1 * añodum2	-0,218	0,235	0,804	0,189	0,355
cualidum2 * añodum1	-2,588	0,511	0,075	0,038	0,000
cualidum2 * añodum2	0,509	0,239	1,663	0,397	0,033
codnuele * añodum1	0,144	0,379	1,155	0,437	0,703
codnuele * añodum2	-0,976	0,185	0,377	0,070	0,000
codayudadum * añodum1	0,303	0,357	1,354	0,484	0,397
codayudadum * añodum2	-0,895	0,334	0,408	0,136	0,007

Los coeficientes estimados en el modelo de Cox nos presentan las contribuciones al cambio de la tasa de riesgo respecto a la categoría de referencia, de manera que si el valor obtenido es

mayor que uno, el riesgo de salida del desempleo es mayor y viceversa. Para las variables que tienen término de interacción con el tiempo tendremos dos coeficientes. Dado que la exponencial del modelo está formado por $(\beta_1 + \beta_2 \cdot t) \cdot x$, uno recoge el efecto de la variable en el momento inicial (β_1) y el otro el efecto de la variable en el tiempo (β_2). De modo que si este último coeficiente es positivo significa que el efecto de la variable crece linealmente con el tiempo, y si es negativo decrece.

Tabla 93. Modelo de Cox con interacciones con el tiempo para la no proporcionalidad.
Primer período de desempleo

Variables	Coeficientes	Error Estándar	Tasa de riesgo	Error Estándar	p-valor
provdum1	-1,007	0,307	0,365	0,112	0,001
provdum2	-0,486	0,225	0,615	0,138	0,031
provdum3	-0,874	0,224	0,417	0,093	0,000
codayudadum	3,372	0,371	29,134	10,805	0,000
cualidum1	0,371	0,102	1,450	0,148	0,000
cualidum2	0,559	0,121	1,748	0,212	0,000
codnuele	1,215	0,088	3,370	0,297	0,000
añodum1	2,218	0,419	9,186	3,852	0,000
añodum2	3,741	0,203	42,152	8,561	0,000
percep dum	1,813	0,145	6,132	0,891	0,000
codayudadum * codnuele	-1,278	0,269	0,278	0,075	0,000
cualidum1 * añodum1	0,381	0,425	1,464	0,622	0,370
cualidum1 * añodum2	-0,299	0,236	0,741	0,175	0,204
cualidum2 * añodum1	-3,845	0,581	0,021	0,012	0,000
cualidum2 * añodum2	0,304	0,239	1,355	0,323	0,203
codnuele * añodum1	0,629	0,405	1,875	0,760	0,121
codnuele * añodum2	-0,065	0,222	0,937	0,208	0,770
codayudadum * añodum1	-1,555	0,457	0,211	0,097	0,001
codayudadum * añodum2	-2,162	0,370	0,115	0,043	0,000
provdum1 * t	0,002	0,000	1,002	0,000	0,000
provdum3 * t	0,002	0,000	1,002	0,000	0,000
codayudadum * t	-0,003	0,000	0,997	0,000	0,000
codayudadum * añodum1 * t	0,008	0,002	1,008	0,002	0,000
codnuele * añodum2 * t	-0,004	0,001	0,996	0,001	0,000

Es destacable que todas las interacciones entre variables explicativas incluidas en el

modelo que no cumplían la proporcionalidad y la variable tiempo de supervivencia o permanencia en el desempleo han resultado ser significativas. La significación global del modelo se ha analizado a través de la Prueba de Razón de Verosimilitudes y la significación parcial de cada uno de los coeficientes a través de la Prueba de Wald Parcial, abordadas en el capítulo cuarto. En este caso, el supuesto de proporcionalidad se cumple tanto de forma global como individual para cada una de las variables incorporadas al modelo (Tabla 94).

Tabla 94. Test de proporcionalidad de Grambsch y Therneau (1994)

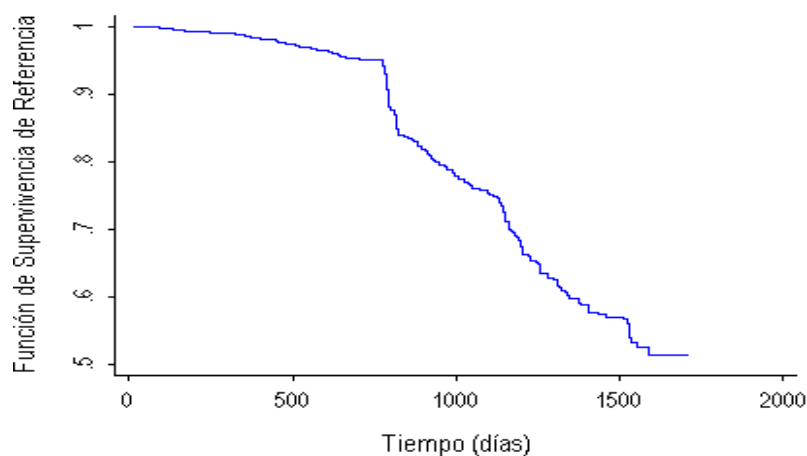
Variables	rho	chi-2	g.l.	p-valor
provdum1	-0,012	0,16	1	0,687
provdum3	0,044	2,06	1	0,152
provdum2	0,018	0,32	1	0,572
codayudadum	-0,001	0,00	1	0,961
cualidum1	-0,020	0,39	1	0,532
cualidum2	-0,027	0,69	1	0,413
codnuele	0,012	0,13	1	0,723
añodum1	-0,021	0,37	1	0,544
añodum2	-0,027	0,67	1	0,412
percep dum	-0,039	1,67	1	0,197
codayudadum *codnuele	0,010	0,12	1	0,727
cualidum1 *añodum1	0,023	0,55	1	0,460
cualidum1 *añodum2	0,011	0,13	1	0,723
cualidum2 *añodum1	-0,038	1,73	1	0,188
cualidum2 *añodum2	0,027	0,70	1	0,402
codnuele *añodum1	-0,008	0,07	1	0,785
codnuele *añodum2	-0,002	0,00	1	0,945
codayudadum *añodum1	0,002	0,00	1	0,962
codayudadum *añodum2	-0,009	0,11	1	0,744
provdum1*t	0,025	0,64	1	0,423
provdum3*t	-0,004	0,02	1	0,900
codadyudadum*t	-0,005	0,02	1	0,889
codayudadum*añodum1*t	0,023	0,62	1	0,432
codnuele *añodum2 * t	0,014	0,19	1	0,665
Test Global		15,09	24	0,918

Esta modelización semiparamétrica del primer período de desempleo nos permite destacar los siguientes resultados a nuestro juicio relevantes en el análisis empírico: en primer lugar, en relación con las prestaciones por desempleo se observa que los pescadores que no han percibido prestaciones tienen un riesgo de abandonar el desempleo 6 veces superior que aquellos que la

percibieron ($HR=6,1$). Asimismo, los individuos que poseen una categoría profesional alta han experimentado un riesgo de salida del desempleo de 1,7 veces superior que aquellos cuya categoría es baja. Por su parte, acorde con la intuición, el riesgo de salida de los individuos cuya categoría profesional es media es de tan sólo 1,4 veces superior que los de la categoría baja. En tercer lugar, se ha comprobado que la concesión de la ayuda socioeconómica también tiene un efecto significativo sobre el riesgo de salida del desempleo, ya que se observa que los individuos a los que se les denegó la ayuda tienen un riesgo de abandonar el desempleo 29 veces mayor que aquellos cuya resolución fue favorable. Por último, en cuanto al año en el que el pescador inicia el período de desempleo, los resultados apuntan que aquellos que lo inician en el año 2000 tienen un riesgo 9 veces superior que los que lo comienzan en el año 1999, y que para los que lo comienzan en el año 2001 o posterior el riesgo es de 42 veces superior que para el año 1999.

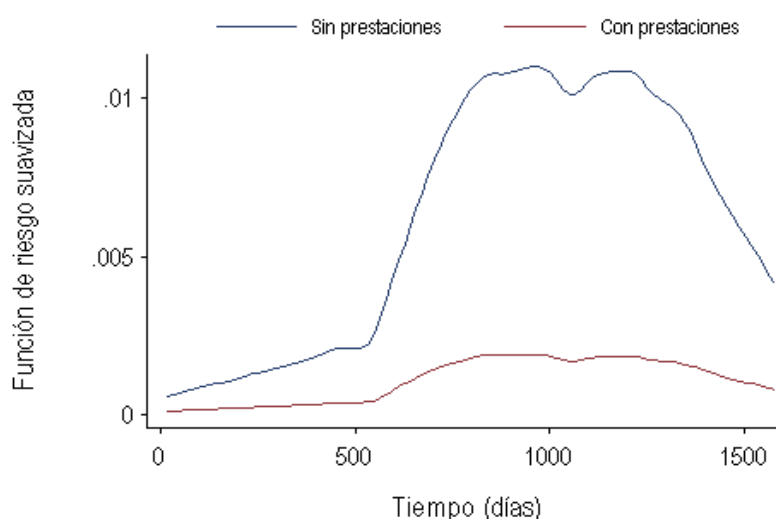
La Figura 94 muestra la función de supervivencia de referencia para un pescador que solicitó la ayuda socioeconómica en la provincia de Huelva mediante la Orden de 2002 con resolución favorable, que poseía una categoría profesional baja, comienza el período de desempleo en el año 1999, y ha percibido prestaciones durante el período de desempleo. Se comprueba que los mayores descensos en la curva se producen a partir de los dos años desde el comienzo del período de desempleo, momento que coincide con la finalización de las prestaciones excepcionales a los pescadores por el amarre forzoso de la flota pesquera, como consecuencia de la finalización del Acuerdo de pesca con Marruecos.

Figura 94. Función de Supervivencia de Referencia



En definitiva, el modelo pone de manifiesto que la percepción de prestaciones por desempleo hace que la probabilidad de abandonar este estado se reduzca considerablemente, lo cual es coherente con lo que sugiere la teoría de la búsqueda de empleo. Como se muestra en la columna 4 de la Tabla 93, el riesgo de salida del desempleo para los individuos que no perciben prestaciones es unas 6 veces mayor que aquellos que la perciben. El gráfico también muestra una dependencia de la duración positiva, es decir, a medida que aumenta el tiempo de permanencia en el desempleo, el riesgo de salida también se incrementa. Esta situación se produce hasta aproximadamente los tres años y medio, mientras que a partir de este período, la dependencia de la duración es negativa.

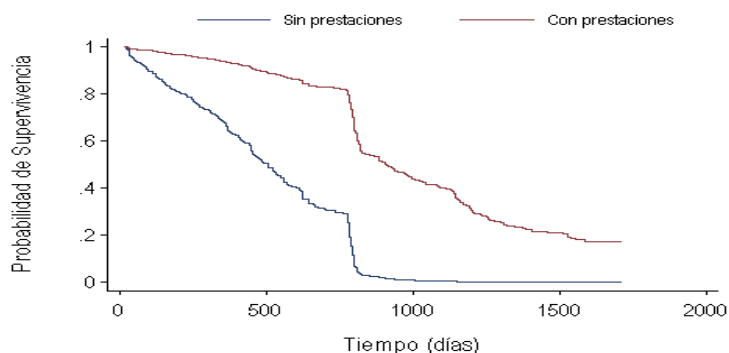
Figura 95. Función de riesgo suavizada según PRESTACIÓN



Grupo de referencia: Provincia de Huelva, recibe ayuda socioeconómica, solicita la ayuda mediante la Orden de 18 de enero de 2002, comienza el período de desempleo en el año 1999, posee una cualificación baja

Las figuras 95 y 96 contrastan gráficamente el efecto de las prestaciones sobre la duración del desempleo. Así, mientras en la función suavizada se observa que el riesgo de salida es superior para los individuos que no perciben prestaciones frente a los que la reciben, en la función de supervivencia se observa que los pescadores que perciben prestaciones permanecen más tiempo en desempleo.

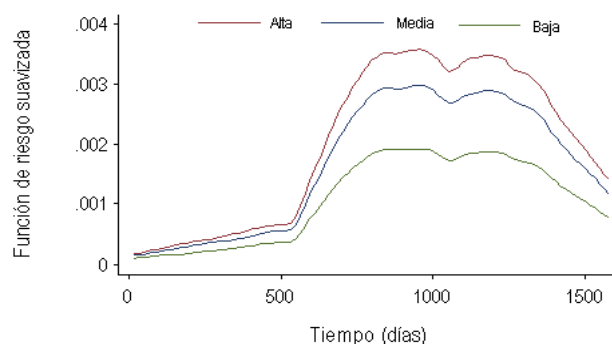
Figura 96. Función de Supervivencia estimada de Cox según si ha percibido algún tipo de PRESTACIÓN



Grupo de referencia: Provincia de Huelva, recibe ayuda socioeconómica, solicita la ayuda mediante la Orden de 18 de enero de 2002, comienza el período de desempleo en el año 1999, posee una cualificación baja

Si nos fijamos en la CATEGORÍA laboral del pescador, se observa que los individuos que poseen una categoría alta y media salen del desempleo antes que los que poseen una categoría baja, cuya supervivencia en el desempleo es mayor. El hecho de que las mayores diferencias se observen a partir de los dos años viene explicado porque dichos individuos estuvieron percibiendo unas prestaciones excepcionales por la finalización del acuerdo de pesca durante dos años (véanse las figuras 97 y 98).

Figura 97. Función de riesgo suavizada según la CATEGORÍA laboral de la última profesión

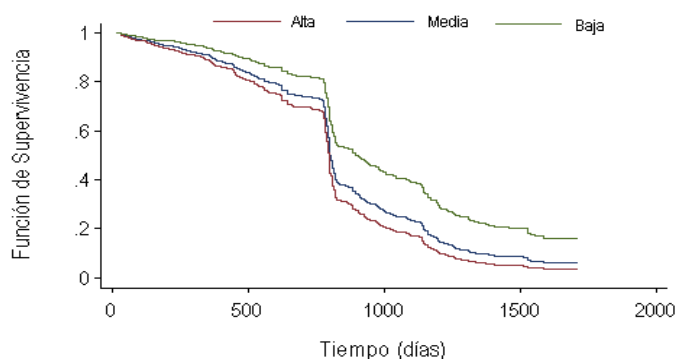


Grupo de referencia: Percibe prestaciones por desempleo, Provincia de Huelva, recibe ayuda socioeconómica, solicita la ayuda mediante la Orden de 18 de enero de 2002, comienza el período de desempleo en el año 1999

Respecto a los coeficientes estimados para las dos variables dicotómicas que recogen el efecto de la categoría profesional, cabe señalar que ambos resultan ser significativos mediante el test de Wald y que poseen un signo positivo, acorde con nuestra intuición. Ello quiere decir que el

riesgo de salida del desempleo para los pescadores que poseen una categoría profesional alta es 1,7 veces mayor que aquellos cuya categoría profesional es baja. Asimismo, también se observa que el riesgo de salida para los que tienen una categoría profesional media es 1,5 veces mayor que los que presentan una categoría profesional baja (Tabla 93).

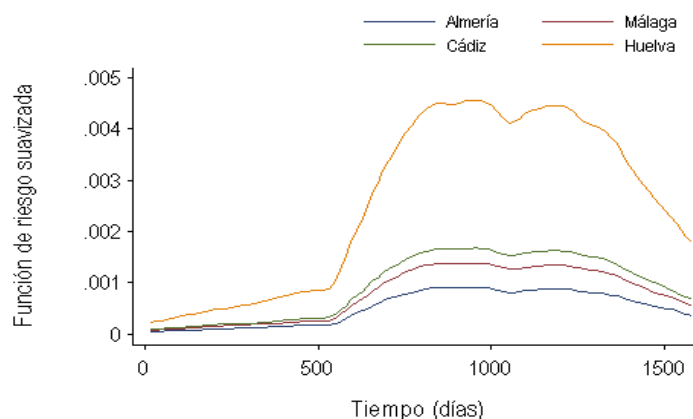
Figura 98. Función de Supervivencia estimada de Cox según la CATEGORÍA laboral de la última profesión



Grupo de referencia: Percibe prestaciones por desempleo, Provincia de Huelva, recibe ayuda socioeconómica, solicita la ayuda mediante la Orden de 18 de enero de 2002, comienza el período de desempleo en el año 1999

Con respecto a la provincia en la que el pescador solicita la ayuda socioeconómica, las Figuras 99 y 100 muestran Huelva como la provincia que presenta una mayor probabilidad de salida del desempleo (menor supervivencia) y Almería como la que posee una menor probabilidad de salida (mayor permanencia en el desempleo).

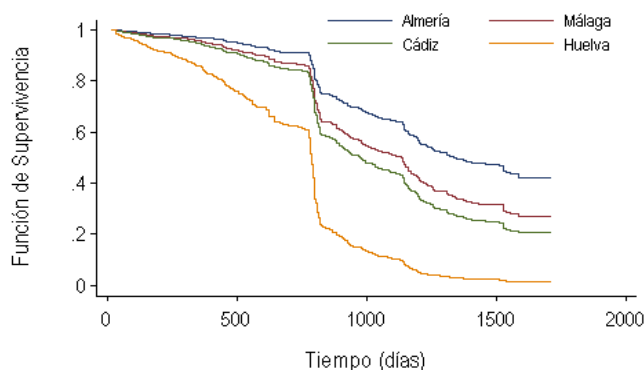
Figura 99. Función de riesgo suavizada para cada una de las PROVINCIAS andaluzas



Grupo de referencia: Percibe prestaciones por desempleo, recibe ayuda socioeconómica, posee una cualificación baja, solicita la ayuda mediante la Orden de 18 de enero de 2002, comienza el período de desempleo en el año 1999

De este modo, se observa que los riesgos de salida del desempleo son 2,7 veces, 1,6 veces y 2,4 veces mayores para los individuos cuya provincia es Huelva que para aquellos cuyas provincias son Almería, Málaga y Cádiz, respectivamente.

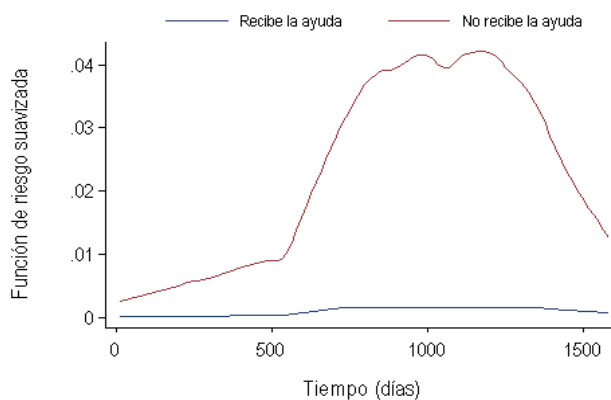
Figura 100. Función de Supervivencia estimada de Cox para cada una de las PROVINCIAS andaluzas



Grupo de referencia: Percibe prestaciones por desempleo, recibe ayuda socioeconómica, posee una cualificación baja, solicita la ayuda mediante la Orden de 18 de enero de 2002, comienza el período de desempleo en el año 1999

Otra de las conclusiones destacables que se obtienen a la vista de las funciones de riesgo estimadas es que los pescadores a los que no se les concedieron las ayudas socioeconómicas (Prima Global Individual y Prima Global no Renovables) salieron del desempleo antes que aquellos cuya resolución fue desfavorable (Figura 101 y 102).

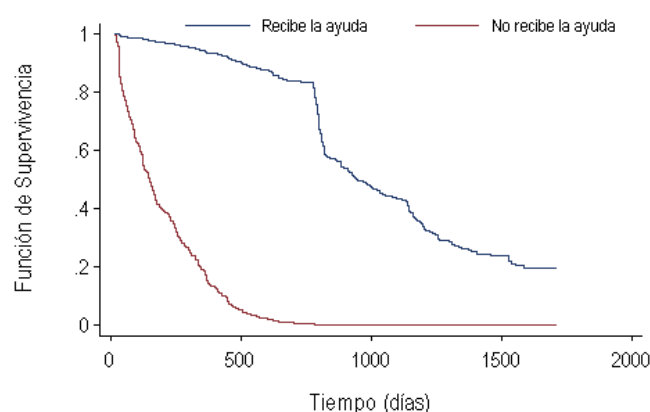
Figura 101. Función de riesgo suavizada según si se le ha concedido la AYUDA socioeconómica



Grupo de referencia: Percibe prestaciones por desempleo, provincia de Huelva, posee una cualificación baja, solicita la ayuda mediante la Orden de 18 de enero de 2002, comienza el período de desempleo en el año 1999

La representación gráfica de las funciones de riesgo para ambos tipos de individuos es definitiva. De hecho, el riesgo de salida del desempleo para los pescadores que no recibieron las ayudas es de unas 3 veces superior que aquellos que la recibieron. No obstante, dado que también se ha incorporado en el modelo un término de interacción de esta variable con el tiempo y que su coeficiente tiene un signo negativo, el efecto de la variable decrece linealmente con el tiempo.

Figura 102. Función de Supervivencia estimada de Cox según si se le ha concedido la AYUDA socioeconómica



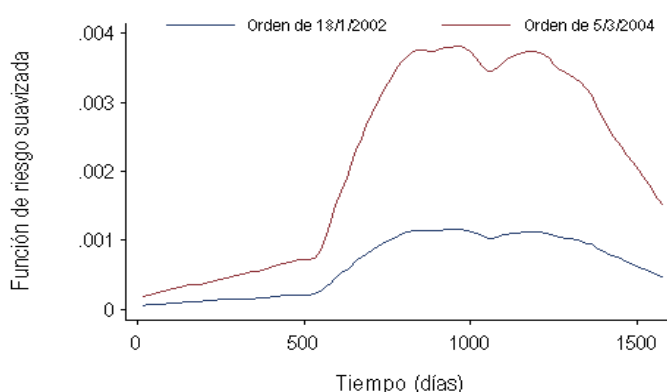
Grupo de referencia: Percibe prestaciones por desempleo, provincia de Huelva, posee una cualificación baja, solicita la ayuda mediante la Orden de 18 de enero de 2002, comienza el período de desempleo en el año 1999

Tal y como ya se puso de manifiesto en apartados anteriores, se ha podido verificar de nuevo que los individuos que solicitaron las ayudas socioeconómicas mediante la Orden de 2004 presentaron un riesgo de salida del desempleo estimado de unas 3 veces superior que aquellos que las solicitaron mediante la Orden de 2002. Las figuras 103 y 104 sugieren claramente duraciones en el desempleo diferentes en función de la fecha en la que decidieron acogerse a las ayudas instrumentadas por las diferentes administraciones. Los mayores saltos en las curvas de supervivencia estimadas se producen precisamente cuando se agotan las prestaciones excepcionales por desempleo debido al amarre forzoso de la flota.

Todo ello parece indicar con bastante nitidez que el agotamiento de la percepción de rentas en forma de subsidios es lo que aviva el interés por parte de los pescadores en encontrar empleo de nuevo, poniendo de manifiesto argumentos tan repetidos en diferentes foros como los del

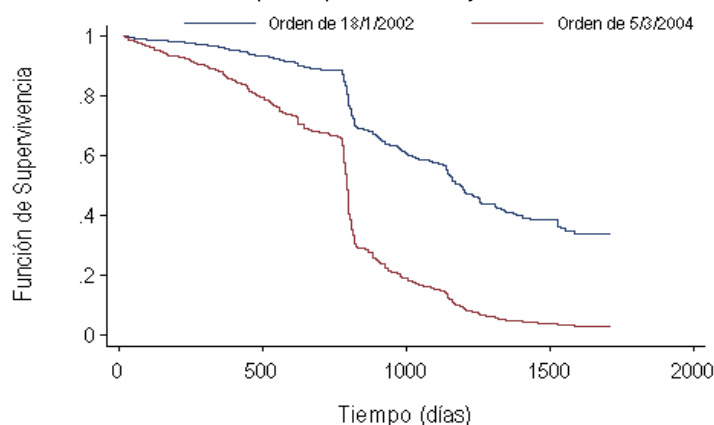
inmovilismo del sector pesquero y la excesiva dependencia de los subsidios. Cabe pensar, por tanto, que ayudas destinadas a facilitar la reincorporación al mundo laboral de los pescadores desempleados se utilizaron más como un mero subsidio que como un verdadero incentivo a la recolocación laboral.

Figura 103. Función de riesgo suavizada según la ORDEN por la que solicitó la ayuda



Grupo de referencia: Percibe prestaciones por desempleo, provincia de Huelva, posee una cualificación baja, recibe ayuda socioeconómica, comienza el período de desempleo en el año 1999

Figura 104. Función de Supervivencia estimada de Cox según la ORDEN por la que solicitó la ayuda



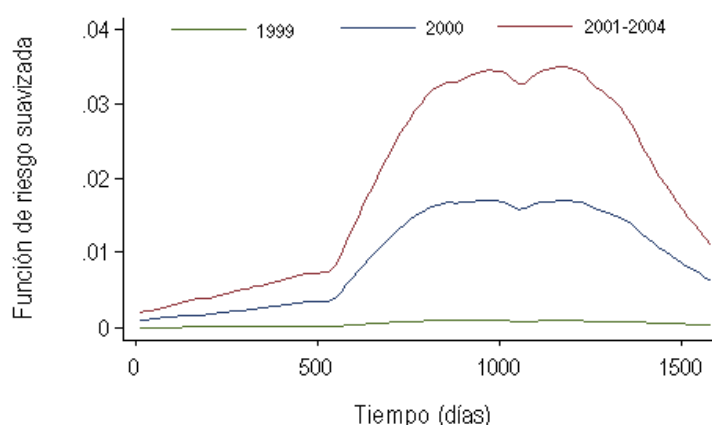
Grupo de referencia: Percibe prestaciones por desempleo, provincia de Huelva, posee una cualificación baja, recibe ayuda socioeconómica, comienza el período de desempleo en el año 1999

Finalmente, la incorporación en el modelo de variables dicotómicas que recogen el efecto del año de inicio del período de desempleo muestra que el riesgo de salida del desempleo para los

individuos que lo iniciaron en el año 2000 es unas 2 veces superior que la de aquellos que lo iniciaron en el año 1999. Uno de los motivos que pueden ayudar a comprender este hecho diferencial tiene su origen en el 30 de noviembre de 1999 cuando finaliza el Acuerdo de pesca entre Marruecos y la Unión Europea, y desafortunadamente, para todos y sobre todo para la flota pesquera española no se produce la renovación del acuerdo y la flota comunitaria se ve obligada al amarre forzoso. Para que los pescadores pudieran hacer frente a esta difícil situación de paralización total de sus actividades de pesca, se autorizaron, por parte de la Comisión europea, una serie de medidas. El primer conjunto de ayudas temporales consistían en una cuantía a razón de 910,53 euros mensuales por tripulante y cubría el período que transcurría entre el 1 de diciembre de 1999 y el 31 de diciembre de 2001. Posteriormente, al finalizar las ayudas temporales, se decretaron otra serie de medidas que pretendían fomentar la diversificación económica de las zonas afectadas por dicha falta de acuerdo (Prima Global Individual y Prima Global no Renovable).

En este orden de cosas, para los pescadores que iniciaron el período de desempleo en el año 2001 o posterior, el riesgo de salida del desempleo es unas 4 veces superior que aquellos individuos que lo comenzaron el año 1999.

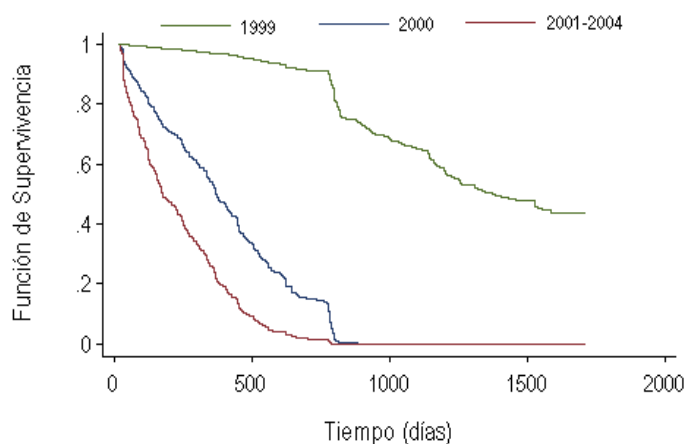
Figura 105. Función de riesgo suavizada según el año de inicio del mismo



Grupo de referencia: Percibe prestaciones por desempleo, provincia de Huelva, posee una cualificación baja, recibe ayuda socioeconómica, solicita la ayuda mediante la Orden de 18 de enero de 2002

Las Figuras 105 y 106 muestran gráficamente el efecto del inicio del período de desempleo sobre el riesgo de salida del desempleo y permanencia en el desempleo, respectivamente.

Figura 106. Función de Supervivencia estimada de Cox según el año de inicio del mismo

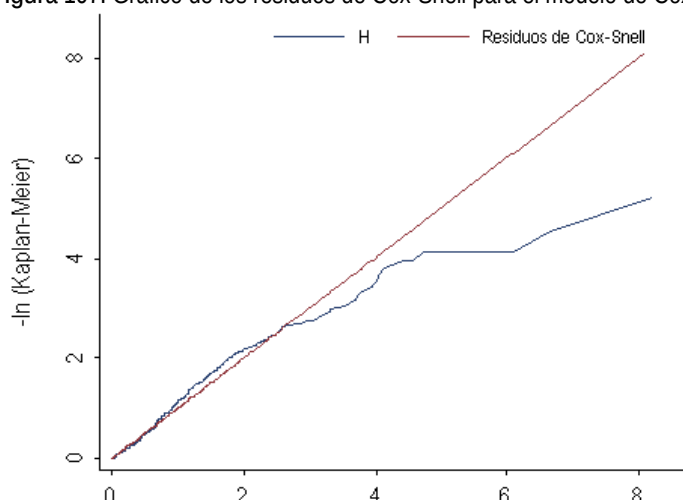


Grupo de referencia: Percibe prestaciones por desempleo, provincia de Huelva, posee una cualificación baja, recibe ayuda socioeconómica, solicita la ayuda mediante la Orden de 18 de enero de 2002

Por último, con el propósito de realizar una valoración de la adecuación del modelo de riesgos proporcionales de Cox, se procederá a representar gráficamente los residuos de Cox-Snell (Cox-Snell, 1968). Este procedimiento permite valorar de forma gráfica si el modelo presenta un buen ajuste. La manera de realizar esta representación consiste en estimar el modelo de Cox y obtener los residuos de Cox-Snell. A continuación, se obtiene la función de riesgo acumulada a partir de la estimación de Kaplan y Meier de la función de supervivencia de los residuos de Cox-Snell. De esta manera, si el ajuste del modelo es satisfactorio, la representación gráfica de esta función de riesgos acumulada frente a los residuos se aproximadamente a la recta de pendiente igual a uno. En la Figura 107, se observa que el comportamiento de estos residuos no se alejan mucho de esa recta en el caso de los residuos de pequeño tamaño, sin embargo, a medida que los residuos son mayores se produce un alejamiento paulatino.

Este fenómeno suele ser bastante usual en trabajos de esta naturaleza, ya que en el caso de residuos elevados es frecuente que se presenten mayores desviaciones provocadas por la incorporación de la censura y por el número de observaciones en las que ya ha ocurrido el evento de interés.

Figura 107. Gráfico de los residuos de Cox-Snell para el modelo de Cox



En definitiva, la valoración del modelo mediante el gráfico de los residuos de Cox-Snell llevan a una conclusión parecida que en el análisis paramétrico, con unos residuos cercanos a la recta de pendiente la unidad al menos para los residuos con un tamaño más pequeño, mientras que a medida que los residuos son mayores se va produciendo un alejamiento paulatino de la recta.

6.4.5. ANÁLISIS COMPARATIVO PARA EL PRIMER PERÍODO DE DESEMPLEO

El análisis expuesto en apartados anteriores a puesto de manifiesto que las diferentes metodologías al uso, tanto desde un enfoque no paramétrico como semiparamétrico y paramétrico, parecen coincidir en aspectos relevantes a la hora de especificar los determinantes potenciales de la duración en el desempleo para el colectivo analizado.

No obstante, y a fin de aportar una visión conjunta se plantea en este apartado un análisis comparativo de dichas metodologías. Concretamente, en los casos paramétrico y semiparamétrico se propondrá un modelo conjunto en el que, en este caso, se han introducido como variables relevantes aquellas que se encontraban presentes en ambos modelos y mostraron su relevancia en los diferentes contrastes de significación.

En la Figura 108 se muestra una comparativa de las funciones de supervivencia estimadas según el método no paramétrico de Kaplan-Meier, el semiparamétrico de riesgos proporcionales de Cox y el paramétrico mediante la distribución Gompertz y log-logística. Como se ha indicado anteriormente, la ventaja fundamental de las técnicas no paramétricas frente a las paramétricas y semiparamétricas radica en su facilidad de aplicación y comprensión, así como en la no necesidad de realizar suposiciones específicas sobre la distribución de los tiempos de permanencia en el desempleo. De este modo, las técnicas no paramétricas nos proporcionan una primera aproximación de los datos analizados con el objetivo de encontrar una determinada distribución para el modelo.

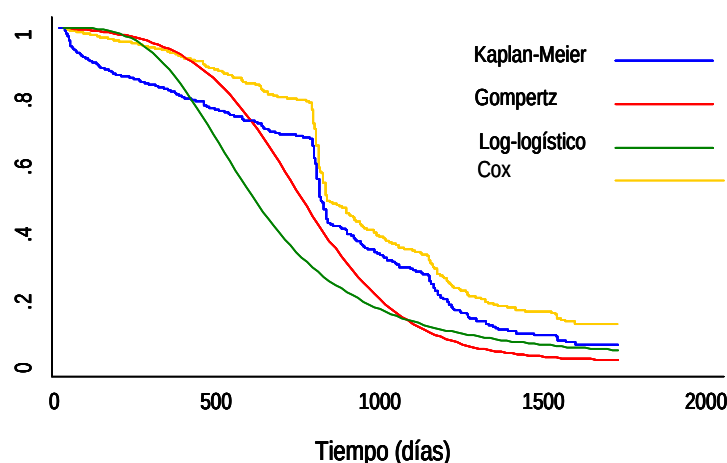
En lo que respecta a la estimación no paramétrica máximo verosímil de la función de supervivencia $S(t)$ mediante el método de Kaplan-Meier, los análisis previos concluyen con una curva con fuertes descensos en dos momentos determinados en el tiempo que coinciden con la finalización de las ayudas a los pescadores por el amarre temporal de la flota instrumentadas durante unos dos años, así como con el momento en el que finaliza, para los individuos que solicitaron la modalidad de ayuda socioeconómica de Prima Global individual, la exigencia de permanecer inactivos como pescador durante un año.

En cuanto a las estimaciones semiparamétrica de Cox y paramétrica mediante la distribución Gompertz, cabe destacar que nos permiten especificar la relación entre el tiempo de duración del desempleo y un conjunto determinado de variables explicativas. Ambos son modelos de riesgos proporcionales en los que el efecto de las variables explicativas incide sobre la función de riesgo. En este sentido, como variables explicativas se han incluido aquellas científicamente relevantes y con una buena justificación teórica de las que se han podido tener información. Por otro lado, cabe destacar que aunque el modelo semiparamétrico es muy utilizado, este no suele ser utilizado para comprobar la posible presencia de heterogeneidad inobservable debido a su dificultad o imposibilidad, tal y como mencionan entre otros autores Han Hausman (1990).

En contraste con lo que ocurre en el modelo de Cox que permite una forma más flexible de la función de riesgo, el modelo paramétrico de Gompertz se caracteriza porque su función de riesgo tiene un comportamiento monótono en el tiempo, es decir, el ajuste mediante esta función tiene

como resultado una función de riesgo que muestra una dependencia de la duración positiva o negativa, pero no alternando la dirección esta dependencia. Por este motivo, la función log-logística resulta más adecuada que la Gompertz cuando se da un cambio en la dirección de la variación de la función de riesgo. Todo ello parece indicar que los resultados basados en el modelo de Gompertz aportan una visión bastante simplista y parcelada del problema sujeto a análisis. Resultado similar es el obtenido por Han y Hausman (1990) al comparar un modelo paramétrico mediante una distribución Weibull con otra más flexible en el que la función de riesgo de referencia no posee una distribución específica.

Figura 108. Funciones de Supervivencia estimadas según los procedimientos no paramétricos, semiparamétricos y paramétricos

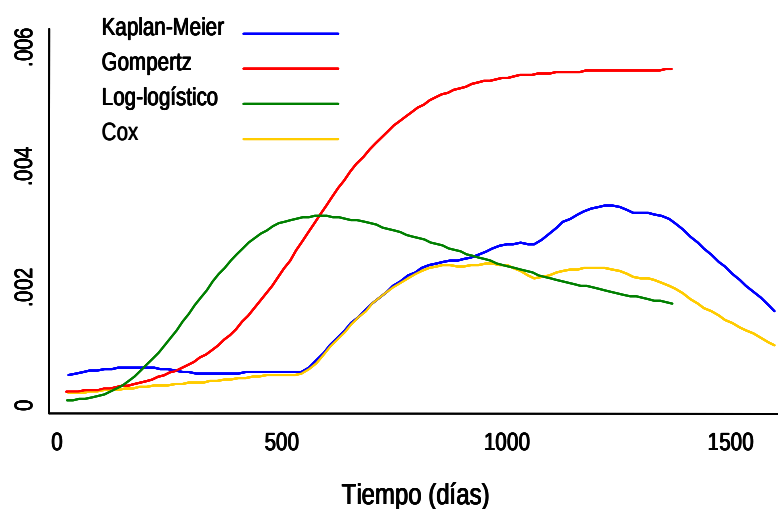


Tal y como se hizo en un apartado anterior, debemos recordar que el modelo de Cox implementado ha sido flexibilizado con el propósito de modelar la falta de proporcionalidad mediante la incorporación en el modelo de variables explicativas dependientes del tiempo (Tabla 93).

En definitiva, el estudio comparativo de los análisis no paramétrico, paramétrico y semiparamétrico permite concluir que, dada la información obtenida a partir de la estimación de la función de riesgo mediante el enfoque no paramétrico, la cual nos proporciona algunas pistas sobre la forma funcional correcta, el mejor modelo parece ser el semiparamétrico de Cox. El motivo de tal elección es porque los datos analizados no son tan simples como parecían en un principio, y el

modelo de Cox posee la ventaja sobre los métodos paramétricos de su flexibilidad para modelizar un gran número de situaciones diferentes. Así, como se observa en la Figura 109, la función de riesgo estimada mediante el modelo de Cox recoge bastante bien la dependencia de la duración obtenida, aunque de forma demasiado agregada y sin tener en cuenta las covariables, mediante la estimación no paramétrica de Kaplan-Meier.

Figura 109. Funciones de riesgo estimadas según los procedimientos no paramétricos, semiparamétricos y paramétricos. Método de suavizado Kernel



A pesar de todo lo anterior, no debemos obviar el hecho de que en los análisis previos se ha considerado el tiempo de permanencia en el desempleo considerando un único estado de salida. Ello podría suponer una simplificación importante del problema a tratar recomendando, tal y como se realizará en el siguiente apartado, que se lleve a cabo un estudio de dicha duración considerando dos estados posibles de salida. Ello nos permitirá concluir si existen diferencias significativas entre los factores explicativos de la permanencia en el desempleo cuando se consideran diferentes salidas de tal estado.

6.5. ANÁLISIS DE DURACIÓN CON RIESGOS COMPETITIVOS PARA EL PRIMER PERÍODO DE DESEMPLEO

Uno de los aspectos simplificadores que han sido considerados en los análisis realizados

hasta el momento hace referencia al supuesto de que el evento objeto de interés era único, es decir, no se han tenido en cuenta los posibles estados de salida alternativos en el desempleo. Entre las alternativas planteadas en tal sentido nos hemos decantado por considerar como salidas diferentes al desempleo la ocupación de un puesto de trabajo dentro del Régimen Especial del Mar o en caso alternativo, en otros régimen laboral diferente. La razón de tal elección es que, a nuestro juicio, la intención de las autoridades de gestión que pusieron en marcha las diferentes ayudas en forma de subsidios lo hicieron con la intención de facilitar la reconversión de los trabajadores en empleos alternativos al margen de la actividad extractiva. Parece por tanto razonable que profundicemos en este caso mediante la consideración de la metodología basada en los modelos de competencia en riesgo (Competing risks)¹⁶².

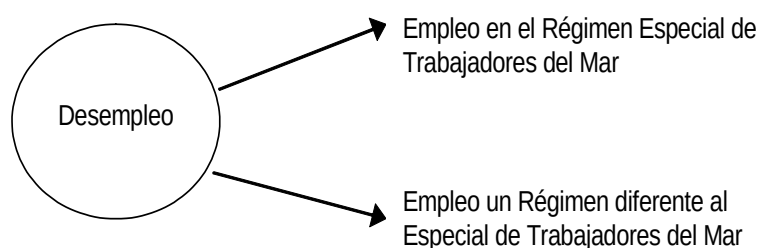
Aunque la mayoría de los trabajos empíricos que han analizado la duración del desempleo con competencia en riesgo han considerando como posibles estados de salida el empleo por cuenta propia y por cuenta ajena (Gil *et al.*, 1994); en el caso que nos ocupa esta distinción no ha sido posible debido a que únicamente el 1,05% de los pescadores se emplearon por cuenta propia.

Queda patente, por tanto, que la evaluación de las variables que afectan al tiempo que un pescador permanece en desempleo antes de volver a la actividad laboral, distinguiendo si éste ha sido empleado en el Régimen Especial del Mar o en otro Régimen diferente, tiene importancia para la formulación de medidas que favorezcan la reconversión o diversificación de los pescadores, ya que permite diferenciar las variables que afectan a cada una de las salidas del desempleo.

Una de las características de este tipo de análisis es que la ocurrencia para un individuo de un tipo de evento elimina la posibilidad de riesgo de los otros tipos de eventos. De esta manera, cuando un pescador encuentra empleo lo hace bien en el Régimen Especial del Mar o en otro Régimen distinto a éste (Figura 110).

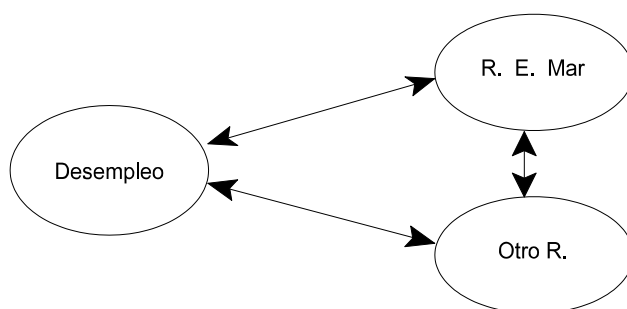
¹⁶² Véase David y Moeschberger (1978).

Figura 110. Modelo de riesgos competitivos independientes



Se ha supuesto que los riesgos competitivos son independientes ya que, como se ilustra en la Figura 111, las probabilidades de tránsito, por parte de los pescadores, de un empleo en el Régimen Especial de Trabajadores del Mar a un empleo en un Régimen diferente de éste son muy pequeñas, ocurriendo lo mismo en dicho tránsito entre regímenes en sentido contrario.

Figura 111. Modelo de riesgos competitivos dependientes

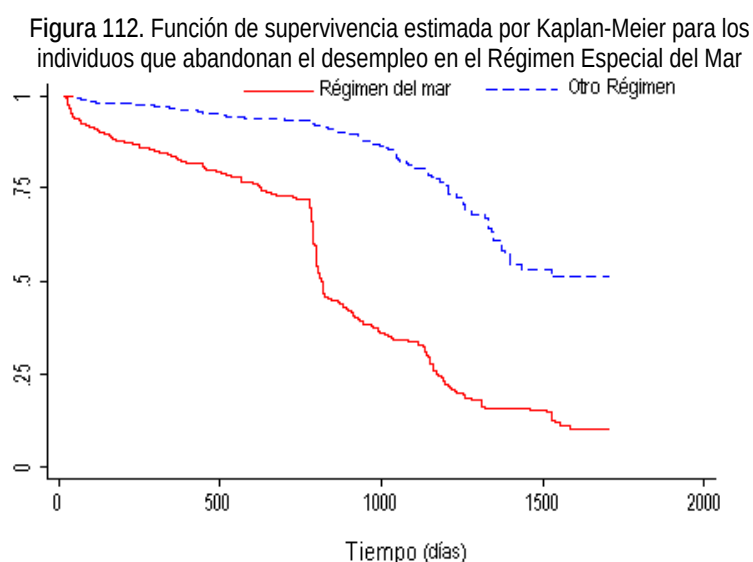


Fuente: Elaboración propia

A continuación, se comentarán los principales resultados del análisis no paramétrico y paramétrico del modelo de riesgos competitivos para el primer período de desempleo distinguiendo si la salida ha sido a un empleo en el Régimen Especial de Trabajadores del Mar o en un Régimen

diferente a éste. Este modelo permite descubrir la existencia de diferencias entre las variables que afectan a cada uno de los distintos estados de salida del desempleo considerados.

La Figura 112 muestra las funciones de supervivencias estimadas por Kaplan-Meier para los dos estados de empleo. Como se puede apreciar, la curva correspondiente a los individuos que se emplean en el Régimen Especial del Mar queda por debajo de la curva de aquellos pescadores que se emplean en otro Régimen distinto. Este resultado apoyaría la hipótesis de que el proceso de reconversión resulta más complejo y con mayores condicionantes para aquellos trabajadores que optaron por un régimen alternativo al del mar.



De hecho, mientras a los 623 días el 25% de los pescadores que salieron al Régimen Especial del Mar ya habían abandonado el estado de desempleo, para los individuos que se emplearon en otro Régimen distinto el 75% aún permanecían parados a los 1.204 días. El análisis de las funciones de supervivencia estimadas pone de manifiesto que los mayores descensos se producen a partir de los dos años contados desde el inicio del período de desempleo, momento que coincide con la finalización de las ayudas a los pescadores afectados por el amarre de la flota a partir de la finalización del Acuerdo de Pesca con Marruecos. Pero además, el descenso es mucho menos apuntado en el caso de los trabajadores que optaron por salir definitivamente del régimen especial del mar, ya que su reincorporación en el mercado laboral fue más compleja y encontró mayores dificultades.

Respecto a las funciones de supervivencia en el desempleo estimadas para cada una de las salidas consideradas, distinguiendo entre el PAÍS de origen, éstas vienen recogidas en las Figuras 23 y 24 del Anexo. Así, tal y como se puede observar en ambas gráficas, la permanencia en el desempleo es mayor para los pescadores cuyo país de origen no es España.

No obstante, estas diferencias son más pronunciadas a partir de la finalización de las ayudas especiales implementadas por el amarre temporal de la flota. Como se ha puntualizado anteriormente, la diferencia mostrada en las curvas de supervivencia en el desempleo a partir de los dos años viene dada por la debilidad que muestran los individuos extranjeros respecto a los nacionales en cuanto a la búsqueda de empleo. El motivo de ello es el mayor conocimiento, por parte de los desempleados españoles, respecto a los procedimientos alternativos de búsqueda de empleo, así como su mayor cualificación. Además, mediante el análisis de riesgos competitivos se ha podido comprobar que estas diferencias se producen tanto para la salida a un empleo en el Régimen Especial de Trabajadores del Mar como para un empleo alternativo a éste.

Por otro lado, si bien en el análisis de la duración del desempleo mediante la consideración de un único estado de salida no se evidenciaban diferencias en cuanto a la variable EXPERIENCIA previa fuera del Régimen del Mar, el análisis de competencia en riesgo muestra diferencias para dicha variable únicamente en la salida del desempleo a un empleo en el un Régimen diferente al Especial del Mar (Figuras 113 y 114).

Figura 113. Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo en el Régimen Especial del Mar según la EXPERIENCIA previa fuera del Régimen del Mar

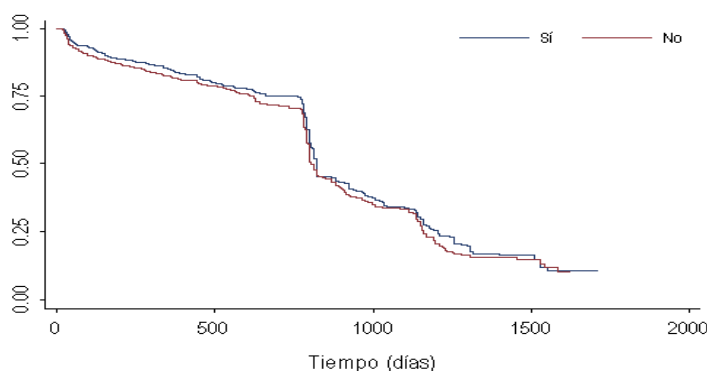
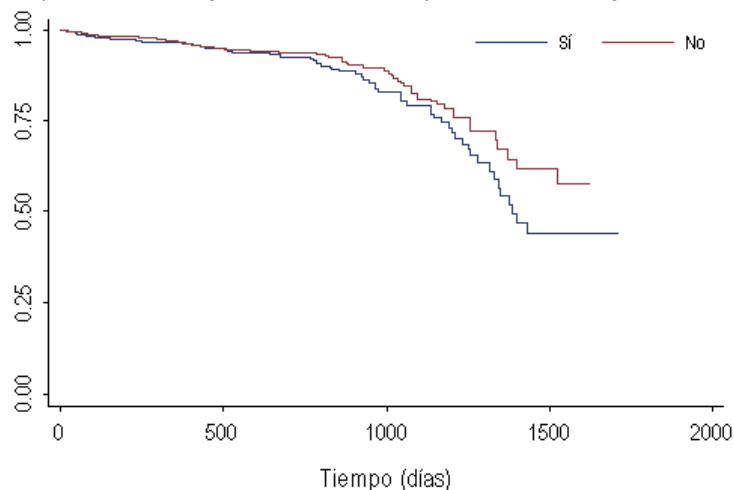


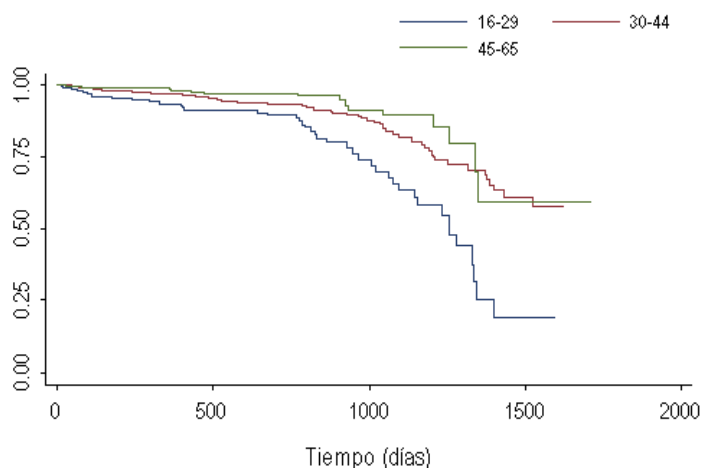
Figura 114. Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo en un Régimen diferente al Especial del Mar según la EXPERIENCIA previa fuera del Régimen del Mar



Estos resultados parecen lógicos ya que cuando el evento de interés es el abandono del estado de desempleo en actividades alternativas a la pesca, el hecho de que el individuo posea una experiencia previa en otros sectores hace que el proceso de reconversión sea más fácil. No obstante, cabe destacar que las diferencias se muestran a partir del momento en el que finalizan las ayudas a los pescadores por el amarre temporal de la flota instrumentadas durante unos dos años. De hecho, como señala Antolín (1995), entre otros, las prestaciones por desempleo presenta en los individuos un incentivo para posponer la búsqueda de empleo.

Respecto a la variable EDAD, los resultados son parecidos a los obtenidos para la EXPERIENCIA previa en otros empleos diferentes al de pescador. De este modo, cuando se considera la salida de la situación de paro a un empleo en el Régimen Especial del Mar, no se presentan diferencias en la permanencia en el desempleo en función de la edad del individuo (Figura 25 del Anexo). Sin embargo, cuando la salida es a un empleo en un Régimen diferente al Especial del Mar, sí que se evidencian diferencias para los individuos en función de su edad. En este sentido, la Figura 115 muestra que los pescadores más jóvenes encuentran empleos alternativos a la pesca antes que los de más edad, que se muestran más reacios al cambio de profesión.

Figura 115. Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de paso de la situación de paro a un empleo en el Régimen diferente al Especial del Mar según la variable EDAD



El resultado obtenido para la salida en el Régimen Especial del Mar es un poco sorprendente, ya que parece razonable que los trabajadores con mayor edad deberían tener más dificultades en encontrar empleo. Como se ha comentado anteriormente, desde el punto de vista teórico, la variable edad puede afectar tanto a la probabilidad de aceptar una oferta de trabajo como a la decisión del empleador de seleccionar a un individuo. Por una parte, a mayor edad el individuo suele tener una mayor experiencia laboral y en consecuencia tendría unas mayores expectativas salariales. Por este motivo, cabría esperar que cuando aumenta la edad, la probabilidad de aceptar una oferta de trabajo y consecuentemente la probabilidad de abandonar el estado de desempleado disminuye. Por otra parte, a mayor edad parece lógico que el individuo tenga una mayor experiencia laboral y por tanto un mayor deseo por parte de los empleadores de contratarlos. Sin embargo, a mayor edad, los empleadores también esperarán una mayor dificultad por parte del individuo para adaptarse al nuevo puesto de trabajo. De todo lo anterior, llegamos a la conclusión de que no existen expectativas previas claras en cuanto a la influencia de esta variable sobre la duración del desempleo.

Uno de los factores que inciden negativamente en el proceso de salida del desempleo hacia el empleo consiste en la percepción de prestaciones. Como se ha indicado anteriormente, los individuos desempleados que reciben PRESTACIONES por desempleo se muestran más reacios a la hora de aceptar un empleo. En nuestro caso particular, los individuos que perciben prestaciones

por desempleo alargan más tiempo su período de desempleo tanto para la salida en empleos en el Régimen del Mar como en otros empleos distintos al de pescador (Figuras 116 y 117).

Figura 116. Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo en el Régimen Especial del Mar según la variable PERCEPCIÓN

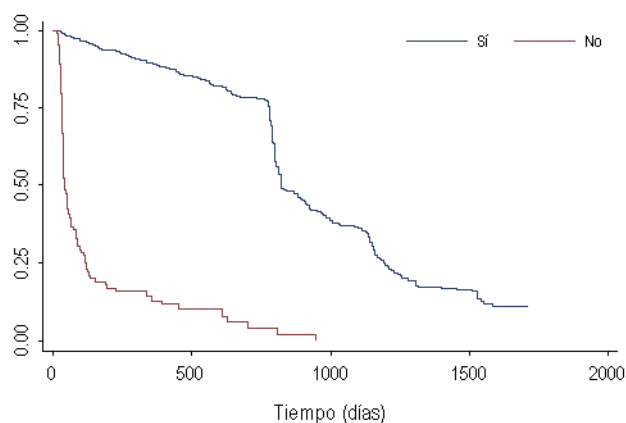
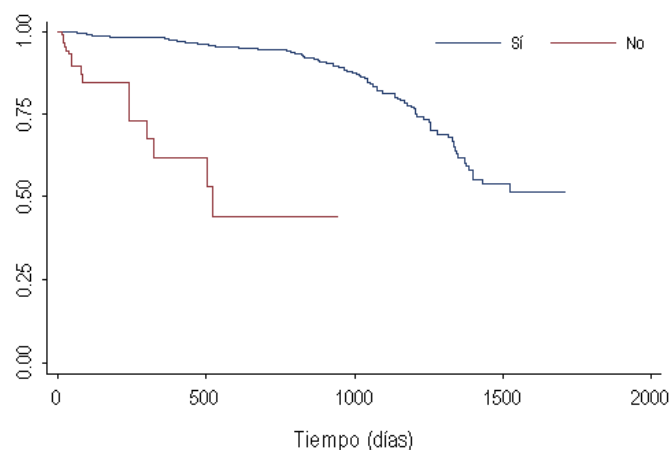


Figura 117. Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo en un Régimen diferente al Especial del Mar según la variable PERCEPCIÓN



Este último resultado encuentra su apoyo en otros referentes como Cachón y Prieto (1993), quienes aseguran que *“el sistema de protección por desempleo (SPD) está configurado en los países occidentales como un mecanismo colchón que sirve para amortiguar los efectos de las crisis del mercado de trabajo mediante la reposición parcial de las rentas salariales durante un cierto*

período inmediatamente posterior a la pérdida del empleo...¹⁶³".

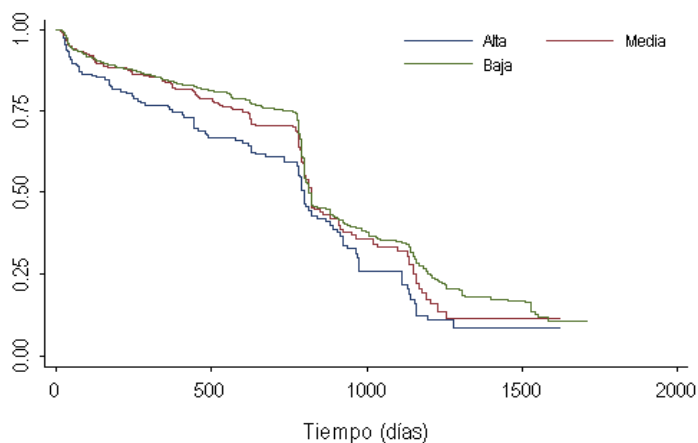
Atendiendo al efecto de la MODALIDAD de ayuda socioeconómica solicitada por el pescador, se constata la existencia de diferencias para cada una de las posibles salidas del desempleo consideradas. Las Figuras 26 y 27 del Anexo corroboran lo comentado en el párrafo anterior, ya que mientras para la salida al Régimen Especial del Mar se observan disimilitudes en la permanencia en el desempleo en función de la modalidad de ayuda solicitada por el pescador, en la salida a otro Régimen distinto al del Mar apenas existen diferencias a lo largo del tiempo. Asimismo, cabe señalar el hecho de que, en la Figura 27, la curva correspondiente al grupo de individuos que optó por la Prima Global no Renovable llegue hasta cero significa que el mayor tiempo de desempleo observado corresponde con una duración completa y no censurada.

Por lo que se refiere a la concesión de la AYUDA socioeconómica solicitada, las Figuras 28 y 29 del Anexo muestran que los individuos a los que se les aprobaron las ayudas presentaron tiempos de supervivencia en el desempleo mayores que aquellos para los que la resolución no fue favorable. Estos resultados obtenidos parecen lógicos, ya que, como se ha puntualizado anteriormente, el pescador al no recibir la ayuda socioeconómica busca con más esmero una nueva ocupación.

Por otra parte, respecto a la CATEGORÍA laboral del individuo en base a la profesión que tenía en el último buque en el que habían estado enrolado a la finalización del Acuerdo de pesca con Marruecos, la Figura 118 muestra que para la salida al Régimen del Mar, los pescadores que tienen una categoría profesional alta son los que presentan un tiempo de permanencia en el desempleo menor debido a su mayor cualificación. No obstante, a medida que el desempleo se prolonga esta diferencia es menor debido, como se ha indicado a lo largo de este capítulo, a la pérdida de capital humano que conlleva estar desempleado (Pissarides, 1992).

¹⁶³ Cachón, L. y A. Prieto, (1993).

Figura 118. Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo en el Régimen Especial del Mar según la CATEGORÍA laboral de la última profesión



En lo que respecta a la salida a otro Régimen distinto al del Mar, en la Figura 30 del Anexo no se muestran diferencias en cuanto a la CATEGORÍA profesional para los tres primeros años, momento a partir del cual, las diferencias que se observan siguen siendo pequeñas.

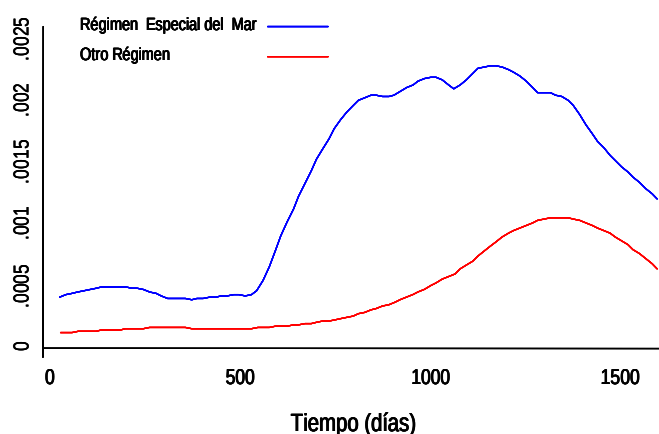
Otro aspecto a destacar es la diferencia que, en términos de probabilidades de permanencia en el desempleo, tiene el efecto de la ORDEN por la que el pescador solicita la ayuda socioeconómica (Figuras 31 y 32 del Anexo). Así, mientras para la salida al Régimen del Mar se evidencian diferencias en cuanto a la ORDEN, cuando se considera la salida a otro Régimen apenas se observan diferencias. El motivo es debido a que el 83,36% de los individuos solicitaron la modalidad de ayuda de Prima Global Individual, y que ésta era compatible con otros empleos distintos al de pescador.

Por último, debemos señalar que en lo que se refiere al análisis para cada una de las PROVINCIAS se observan patrones de supervivencia diferentes tanto para la salida al Régimen Especial del Mar como hacia otro Régimen distinto. Atendiendo a la provincia que presenta una mayor permanencia en el desempleo, en las Figuras 33 y 34 del Anexo aparecen la provincia de Huelva por tener unas mayores probabilidades de supervivencia tanto para el empleo en el Régimen Especial del Mar como en un empleo diferente a éste. Por su parte, en la salida a un Régimen distinto al Especial del Mar, Málaga es la provincia que presenta una menor permanencia en el desempleo.

Una vez realizado el análisis de la función de supervivencia de Kaplan-Meier, a continuación, se presenta otra importante función de gran utilidad que sirve para describir la dinámica del proceso de salida del desempleo: la Función de Riesgo. Como ya se ha dicho con anterioridad, esta función recoge los valores de la probabilidad condicional de que un individuo que ha estado desempleado hasta el instante t deje de estarlo en el período inmediatamente posterior, o lo que es lo mismo, la tasa de riesgo de que se produzca la salida del desempleo.

Como se puede comprobar, las tasas de salida al Régimen Especial de Mar son mayores que las que se presentan en la salida a otro Régimen diferente a éste. Así, mientras los valores de la función de riesgo no exceden del 0,2% para la salida al Régimen Especial del Mar, en la salida a otro Régimen dicho valor es inferior al 0,1% (Figura 119). Por otra parte, también se comprueba que los individuos salen antes del desempleo en empleos en el Régimen Especial del Mar.

Figura 119. Función de riesgo estimada para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo en el Régimen Especial de trabajadores del Mar y a la de empleo en un Régimen diferente al Especial del Mar. Método de suavizado Kernel



Una vez realizado el análisis no paramétrico, a continuación se llevará a cabo el estudio del desempleo mediante el enfoque paramétrico. De este modo, bajo la suposición de que los dos estados de salida son independientes, la tasa de riesgo de salida del desempleo hacia algún destino se obtiene como la suma de la tasa de riesgo a un empleo en el Régimen Especial de Trabajadores del Mar y la tasa de riesgo a un empleo en un Régimen distinto al del Mar.

$$h(t) = h_M(t) + h_O(t) \quad (315)$$

Según Jenkins (2004) la independencia también significa que la función de supervivencia para la salida del desempleo hacia alguno de los destinos puede ser descompuesta en el producto de las funciones de supervivencia para cada uno de los destinos considerados.

$$\begin{aligned} S(t) &= \exp \left[- \int_0^t h(u) du \right] = \exp \left[- \int_0^t [h_M(u) + h_O(u)] du \right] = \\ &= \exp \left[- \int_0^t h_M(u) du \right] \exp \left[- \int_0^t h_O(u) du \right] = S_M(t) S_O(t) \end{aligned} \quad (316)$$

La función de verosimilitud en el modelo de riesgos competitivos con dos estados de salida viene dada mediante la siguiente expresión

$$\begin{aligned} L &= (L^M)^{\delta^M} (L^O)^{\delta^O} (L^C)^{1 - \delta^M - \delta^O} = \\ &= [f_M(T) S_O(T)]^{\delta^M} [f_O(T) S_M(T)]^{\delta^O} [S_M(T) S_O(T)]^{1 - \delta^M - \delta^O} = \\ &= \left[\frac{f_M(T)}{S_M} \right]^{\delta^M} S_M(T) \left[\frac{f_O(T)}{S_O} \right]^{\delta^O} S_O(T) = [[h_M(T)]^{\delta^M} S_M(T)] [[h_O(T)]^{\delta^O} S_O(T)] \end{aligned} \quad (317)$$

donde se han establecido dos variables dicotómicas, definidas en el rango dado por los valores 0 y 1, designadas por δ^M y δ^O que indica fallo o censura y que toma los valores

$$\delta^M = \begin{cases} 1 & \text{si sale a M} \\ 0 & \text{sale a O o son censurados} \end{cases} \quad (318)$$

$$\delta^O = \begin{cases} 1 & \text{si sale a O} \\ 0 & \text{sale a M o son censurados} \end{cases} \quad (319)$$

En cuanto al logaritmo de la función de verosimilitud, éste viene dado por

$$\ln L = [\delta^M \ln h_M(T) + \ln S_M(T)] + [\delta^O \ln h_O(T) + \ln S_O(T)] \quad (320)$$

por lo que la maximización del logaritmo de la función de verosimilitud se basa en la maximización de las dos partes de la ecuación (320) de forma separada.

Las Tablas 95 y 96 muestran los resultados de las estimaciones del modelo de riesgos competitivos, mediante la distribución Gompertz, para la salida del desempleo al estado de empleo en el Régimen Especial de Trabajadores del Mar y en otro Régimen distinto al Especial de Trabajadores del Mar, respectivamente.

Tabla 95. Resultados de la estimación del modelo de riesgos competitivos. Salida del desempleo a un empleo en el Régimen Especial de Trabajadores del Mar

Variables	Coefficientes	Error Estándar	Tasa de riesgo	Error Estándar	p-valor
provdum1	0,257	0,229	1,294	0,296	0,260
provdum2	-0,237	0,382	0,789	0,301	0,535
provdum3	-0,051	0,189	0,950	0,180	0,786
codayudadum	0,864	0,142	2,373	0,338	0,000
codnuele	0,339	0,223	1,403	0,313	0,129
añodum1	2,177	0,205	8,816	1,808	0,000
añodum2	2,078	0,123	7,988	0,980	0,000
cualidum1	0,424	0,109	1,528	0,166	0,000
cualidum2	0,629	0,128	1,875	0,241	0,000
ley*provdum1	-0,326	0,358	0,722	0,259	0,363
ley*provdum2	0,365	0,482	1,441	0,694	0,449
leyprovdum3	1,049	0,248	2,855	0,709	0
cualidum1*añodum1	0,198	0,467	1,219	0,569	0,672
cualidum1*añodum2	-0,119	0,251	0,888	0,223	0,636
cualidum2*añodum1	-3,057	0,555	0,047	0,026	0
cualidum2*añodum2	0,437	0,255	1,548	0,395	0,087
percep dum	3,076	0,248	21,671	5,378	0
percep dum*ley	-1,679	0,265	0,187	0,049	0
constante	-10,049	0,195			
(	0,003	0,000	0,003	0,000	0

Los resultados mostrados en dicha tabla permiten identificar variables que son significativas en el modelo de riesgos competitivos con salida a otro Régimen diferente al Especial de Trabajadores del Mar, aunque no lo son para el modelo de riesgo simple y el modelo de riesgos con salida al Régimen Especial de Trabajadores del Mar. Así, el riesgo de salida del desempleo a un empleo en un Régimen diferente al Especial del Mar es 1,5 veces mayor para un individuo que haya tenido una experiencia anterior en un Régimen diferente al Especial del Mar que para otro en su misma situación y características, pero no tenga experiencia previa fuera del Régimen del Mar. Este resultado se debe a que las dificultades de adaptación a otros estilos de vida y entornos de trabajo se ven reducidas por el hecho de que los individuos posean alguna experiencia previa en otros empleos diferentes al de pescador.

Tabla 96. Resultados de la estimación del modelo de riesgos competitivos. Salida del desempleo a un empleo en un Régimen distinto al Especial de Trabajadores del Mar

Variables	Coeficiente	Error Estándar	Tasa de riesgo	Error Estándar	p-valor
codayudadum	1,148	0,376	3,152	1,185	0,002
añodum1	0,362	1,006	1,437	1,446	0,719
añodum2	3,019	0,254	20,461	5,205	0,000
edadum1	1,408	0,283	4,090	1,159	0,000
edadum2	0,726	0,263	2,067	0,544	0,006
codtrabdum	-0,419	0,168	0,657	0,111	0,013
codayudadum*añodum1	-1,706	0,821	0,182	0,149	0,038
codayudadum*añodum2	-1,93	1,089	0,145	0,158	0,076
percep dum	2,639	0,504	14,006	7,058	0,000
percep dum*añodum1	2,748	1,202	15,619	18,772	0,022
percep dum*añodum2	-2,598	0,788	0,074	0,059	0,001
constante	-11,817	0,347			
(	0,003	0,000	0,003	0,000	0,000

Respecto al efecto de la variable edad en el tránsito del desempleo al empleo en un Régimen diferente al Especial del Mar se observa que el riesgo de salida es 4 veces superior para los individuos que poseen una edad entre los 16 y los 29 años que para aquellos cuya edad es superior a los 45 años. Para los individuos que poseen una edad entre los 30 y 44 años el riesgo

de salida es de tan sólo 2 veces superior que aquellos cuya edad es superior a los 45 años. Para el tránsito del desempleo al empleo en el Régimen Especial del Mar estas dos variables dicotómicas que recogen el efecto de la edad no han resultado ser significativas. Por otra parte, el parámetro λ positivo, observado para las dos salidas, muestra que el riesgo de salida del desempleo se incrementa con el tiempo.

El análisis de la posible presencia de heterogeneidad inobservada ha concluido con la existencia de la misma en ambos modelos. Los resultados de las estimaciones del modelo de Gompertz controlado por la heterogeneidad inobservable vienen recogidos en las Tablas 97 y 98.

Tabla 97. Resultados de la estimación del modelo de riesgos competitivos. Salida del desempleo a un empleo en el Régimen Especial de Trabajadores del Mar. Incluye la heterogeneidad no observable

Variables	Coeficientes	Error Estándar	Tasa de riesgo	Error Estándar	p-valor
prov dum1	-0,106	0,34	0,899	0,306	0,755
prov dum2	-0,526	0,546	0,591	0,322	0,335
prov dum3	-0,67	0,285	0,512	0,146	0,019
codayudadum	1,595	0,284	4,930	1,399	0,000
codnuele	1,412	0,389	4,106	1,596	0,000
añodum1	3,623	0,383	37,466	14,333	0,000
añodum2	4,59	0,331	98,493	32,563	0,000
cualidum1	0,619	0,180	1,858	0,334	0,001
cualidum2	1,092	0,228	2,979	0,680	0,000
ley*prov dum1	-1,369	0,592	0,254	0,151	0,021
ley*prov dum2	-0,052	0,734	0,949	0,697	0,943
ley*prov dum3	0,974	0,406	2,648	1,074	0,016
cualidum1*añodum1	0,24	0,801	1,271	1,018	0,765
cualidum1*añodum2	-0,331	0,404	0,718	0,290	0,412
cualidum2*añodum1	-3,563	0,965	0,028	0,027	0,000
cualidum2*añodum2	-0,337	0,430	0,714	0,307	0,434
percep dum	3,975	0,426	53,258	22,678	0,000
percep dum*ley	-2,269	0,460	0,103	0,048	0,000
constante	-12,282	0,363			0,000
λ	0,006	0,000	0,006	0,000	0,000
$1/\ln\_the$	0,315	0,125	0,315	0,125	0,012
theta	1,37	0,171	1,370	0,171	

Tabla 98. Resultados de la estimación del modelo de riesgos competitivos. Salida del desempleo a un empleo en un Régimen distinto al Especial de Trabajadores del Mar. Incluye la heterogeneidad no observable

Variables	Coeficientes	Error Estándar	Tasa de riesgo	Error Estándar	p-valor
codayudadum	1,834	0,661	6,258	4,136	0,006
añodum1	0,112	1,312	1,118	1,466	0,932
añodum2	4,141	0,506	62,893	31,799	0,000
edadum1	1,702	0,369	5,486	2,025	0,000
edadum2	0,772	0,323	2,163	0,700	0,017
codtrabdum	-0,457	0,225	0,633	0,142	0,042
codayudadum*añodum1	-3,213	1,235	0,040	0,05	0,009
codayudadum*añodum2	-2,66	1,426	0,070	0,1	0,062
percep dum	2,961	0,871	19,310	16,816	0,001
percep dum*añodum1	4,57	1,754	96,500	169,241	0,009
percep dum*añodum2	-2,084	1,204	0,124	0,15	0,083
constante	-12,85	0,560			
(	0,005	0,001	0,005	0,001	0
/ln_the	0,946	0,400	0,946	0,4	0,018
theta	2,575	1,031	2,575	1,031	

Con el propósito de evaluar los modelos paramétricos Gompertz estimados, una vez controlada la heterogeneidad no observada, se ha llevado a cabo el análisis de los residuos de Cox-Snell mediante su representación gráfica. De este modo, si el ajuste realizado es satisfactorio, dichos residuos definirán aproximadamente una distribución exponencial de parámetro la unidad. En este sentido, cabe destacar que mientras para el modelo de salida a un empleo en el Régimen Especial del Mar el ajuste es satisfactorio, en el modelo de salida a un empleo en un Régimen diferente al Especial del Mar, el ajuste no resulta ser muy bueno. No obstante, este resultado puede deberse a la existencia de información de la cual no disponemos, que puede estar afectando de manera diferente a los pescadores que han abandonado el desempleo en un Régimen diferente al Especial del Mar (Figuras 120 y 121).

Figura 120. Gráfico de los residuos de Cox-Snell para el modelo Gompertz con heterogeneidad Gamma. Salida del desempleo a un empleo en el Régimen Especial de Trabajadores del Mar

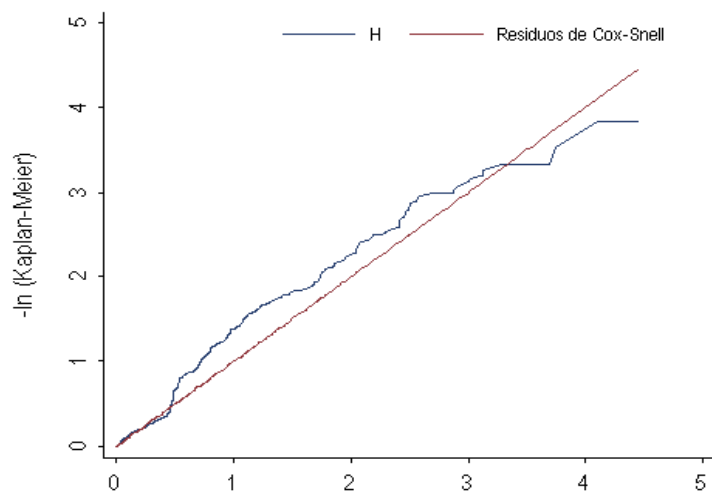
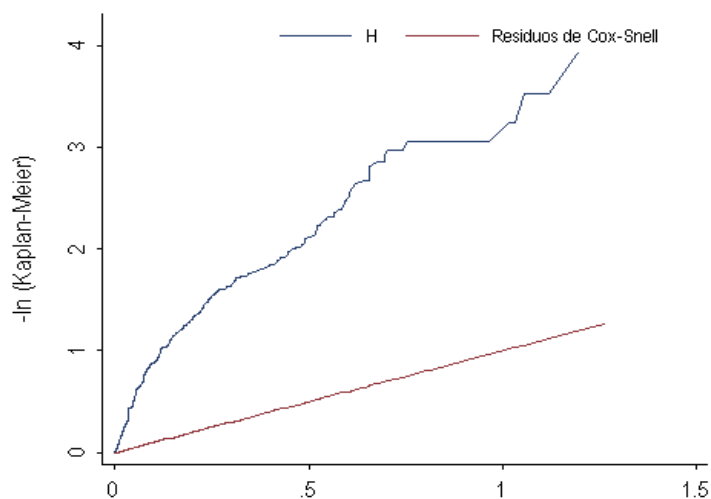


Figura 121. Gráfico de los residuos de Cox-Snell para el modelo Gompertz con heterogeneidad Gamma. Salida del desempleo a un empleo en un Régimen distinto al Especial de Trabajadores del Mar



6.6. CONCLUSIONES

En este capítulo hemos tratado de mostrar los principales resultados de la implementación de las diferentes técnicas basadas en enfoques no paramétricos, paramétricos y semiparamétricos encuadradas en el análisis de supervivencia y aplicadas, en este caso, al estudio de los diferentes períodos de desempleo de los pescadores afectados por la no renovación del acuerdo de pesca suscrito entre el Reino de Marruecos y la Unión Europea. El enorme volumen de variantes a la hora de modelizar estas duraciones ha generado muchos resultados que han sido presentados en forma de tablas y gráficos, muchos de los cuales no se han mostrado explícitamente en el capítulo, aunque se incluyen en su totalidad en un anexo elaborado a tal efecto.

No obstante, en todo el estudio subyace un interés real en descubrir y poner de manifiesto, en su caso, los diferentes efectos y el grado de eficacia del conjunto de medidas de carácter socioeconómico adoptadas a partir de la finalización del acuerdo de pesca entre Marruecos y la Unión Europea el 30 de noviembre de 1999 en el proceso de reconversión de los pescadores andaluces afectados, así como la identificación de los grupos de individuos que por sus características presentan mayores dificultades de inserción social. En este sentido, se ha hecho mención a la IV Conferencia temática PESCA (2001), en la que se puso de manifiesto el desconocimiento por parte de las administraciones de los sectores y condiciones del proceso de reconversión de los pescadores que abandonan la profesión.

La relevancia de este trabajo es si cabe mayor en gran medida por las pocas contribuciones existentes sobre el análisis del mercado de trabajo en el sector pesquero utilizando la metodología del análisis de duración. En este sentido, se han destacado los trabajos de Ikiara y Odink (2000) sobre la resistencia de los pescadores a salir de las pesquerías que se encuentran en la República de Kenia al este del Lago Victoria, y el de Smith (2004) en el que se analiza el tiempo de duración que un individuo permanece activo en la pesquería de erizo de mar rojo en California.

La metodología utilizada en este capítulo se ha centrado en las técnicas de los modelos de duración, dado que la variable que se pretende estudiar “duración del desempleo” se encuentra

censurada por la derecha en algunos individuos, para los que se desconoce el momento exacto en el que se produce la transición al empleo. En particular, se han realizado análisis no paramétricos, paramétricos y semiparamétricos mediante la consideración de la variable tiempo de duración en el desempleo como continua.

En los análisis llevados a cabo se ha diferenciado entre modelos que consideran un único estado de salida del desempleo y aquellos que consideran varios estados de salida, con el propósito de poder distinguir, en estos últimos, las variables explicativas que influyen en cada una de las salidas del desempleo consideradas en el modelo. En concreto, se ha distinguido entre el empleo en el Régimen Especial de Trabajadores del Mar y el empleo en un Régimen distinto a éste.

Aunque los análisis efectuados se han centrado principalmente en el estudio del primer período de desempleo debido a su mayor dilatación temporal, también han sido analizados el segundo y tercer período de desempleo mediante el enfoque no paramétrico. Así, estos métodos no paramétricos nos ofrecen una primera aproximación de los datos analizados con el fin de encontrar una distribución específica para el modelo paramétrico.

Respecto al análisis no paramétrico del primer período de desempleo considerando un único estado de salida, se han obtenido patrones de supervivencia o permanencia en el desempleo diferentes para todas las variables explicativas, excepto para la EDAD Y EXPERIENCIA previa fuera del Régimen Especial del Mar. Asimismo, de todas las variables analizadas la PERCEPCIÓN de prestaciones por desempleo es la que ha mostrado un efecto más notorio y, a su vez negativo, en la actitud de los individuos que la perciben a la hora de buscar y aceptar un empleo, alargando por tanto, la duración de los períodos de desempleo. En este sentido, se ha planteado la idoneidad de haber dedicado parte de estos recursos a otro tipo de medidas más incentivadoras de la creación de empleo, como por ejemplo, actuaciones destinadas a la formación ocupacional de dichos individuos.

Otro de los aspectos destacables que resultan del análisis no paramétrico del primer período de desempleo es la existencia de patrones de supervivencia diferentes para las variables EDAD Y EXPERIENCIA cuando se utiliza un modelo de riesgos competitivos y la salida del

desempleo es a un Régimen diferente al Especial de Trabajadores del Mar. Estos resultados parecen lógicos ya que cuando el evento de interés es el abandono del estado de desempleo en actividades alternativas a la pesca, el hecho de que el individuo posea una experiencia previa en otros sectores hace que el proceso de reconversión sea menos traumático. Además, se ha puesto de manifiesto que los pescadores más jóvenes encuentran empleos alternativos a la pesca antes que los de más edad debido a que se muestran menos reacios al cambio de profesión.

La modelización paramétrica y semiparamétrica no han permitido especificar la relación que existe entre el tiempo de duración y un conjunto específico de factores explicativos o covariables. Entre las principales conclusiones que se han obtenido del análisis paramétrico del primer período de desempleo mediante la consideración de un único estado de salida destaca que aunque el modelo elegido en base al criterio de Akaike (1974) ha sido el Gompertz, éste presenta heterogeneidad inobservada producida por la omisión de variables explicativas y/o errores de medición en las mismas. El hecho de no controlar este problema provocaría un sesgo en los parámetros estimados, tanto de los que recogen la dependencia de la duración como de los que evalúan el efecto de las covariables. En este sentido, se ha hecho especial referencia a Han y Hausman (1990) debido a que sostienen que la no consideración de la heterogeneidad no observable es más importante cuando se utilizan especificaciones paramétricas que cuando se utiliza una especificación no paramétrica de la función de riesgo de referencia.

Los principales resultados obtenidos de la estimación del modelo paramétrico Gompertz consisten en la existencia de factores que afectan positivamente al riesgo de salir del desempleo, como el hecho de no percibir prestaciones por desempleo, haber sido denegada la ayuda socioeconómica solicitada, poseer una categoría profesional media o alta, y haber iniciado este primer período de desempleo en el año 2000 o posterior. Por otra parte, el valor obtenido del parámetro auxiliar de la distribución Gompertz nos ha indicado que la función de riesgo es creciente con el transcurso del tiempo.

El modelo de regresión de riesgos proporcionales desarrollado por Cox (1972) posee la ventaja sobre los métodos paramétricos de su flexibilidad, al no requerir la elección de una distribución de probabilidad específica para los tiempos de permanencia en el desempleo. En este

modelo se han considerado tres supuestos implícitos: proporcionalidad, linealidad e inexistencia de heterogeneidad no observada. Pese al supuesto de proporcionalidad, los resultados obtenidos han mostrado el incumplimiento de la proporcionalidad para algunas variables, por lo que ha sido preciso realizar una flexibilización del modelo de Cox, mediante la incorporación en el modelo de variables explicativas dependientes del tiempo. De esta manera, los coeficientes obtenidos en el modelo de Cox vienen a representar las contribuciones al cambio de la tasa de riesgo, respecto a la categoría de referencia, de manera que si el valor obtenido es mayor que uno, el riesgo de salida del desempleo es mayor y viceversa. Por su parte, para las variables que tienen término de interacción con el tiempo se han obtenido dos coeficientes, dado que la exponencial del modelo está formada por $(\beta_1 + \beta_2 \cdot t) \cdot x$, considerando dos parámetros que recogen el efecto de la variable en el momento inicial (β_1) y el otro el efecto de la variable en el tiempo (β_2). De modo que si este último coeficiente es positivo podría concluirse que el efecto de la variable crece linealmente con el tiempo, y si es negativo decrece.

Los principales resultados empíricos de la estimación semiparamétrica son los siguientes: en primer lugar, en relación con las prestaciones por desempleo se concluye que los pescadores que no han percibido prestaciones tienen un riesgo de abandonar el desempleo 6 veces superior que aquellos que la percibieron. Asimismo, los individuos que poseen una categoría profesional alta han experimentado un riesgo de salida del desempleo de 1,7 veces superior que aquellos cuya categoría es baja. Por su parte, acorde con la intuición, el riesgo de salida de los individuos cuya categoría profesional es media es de tan sólo 1,4 veces superior que los de la categoría baja. En tercer lugar, se ha comprobado que la concesión de la ayuda socioeconómica también tiene un efecto significativo sobre el riesgo de salida del desempleo, ya que se observa que los individuos a los que se les denegó la ayuda tienen un riesgo de abandonar el desempleo de 29 veces mayor que aquellos cuya resolución fue favorable. Por último, en cuanto al año en el que el pescador inicia el período de desempleo, los resultados apuntan que aquellos que lo inician en el año 2000 tienen un riesgo 9 veces superior que los que lo comienzan en el año 1999, y que para los que lo comienzan en el año 2001 o posterior el riesgo es de 42 veces superior que para el año 1999.

Sin lugar a dudas, este último resultado avala la hipótesis, por otra parte bastante realista, de que los pescadores, al inicio del conflicto, eran poco reacios a la recolocación, basados en la

creencia de que el conflicto con Marruecos encontraría tarde o temprano una solución favorable a los intereses de los pescadores. El tiempo, desgraciadamente, echó por tierra dichas expectativas, provocando un tránsito al empleo mucho más traumático y demostrando la ineficacia, al menos relativa, de gran parte de las medidas adoptadas por las diferentes administraciones para facilitar el tránsito hacia el empleo no tanto en el sector extractivo, sino con la intención de diversificar la recolocación de los trabajadores afectados en sectores alternativos.

Por último, con el propósito de ilustrar las distintas metodologías no paramétricas, paramétricas y semiparamétricas, también se ha realizado un análisis comparativo de las mismas. Para el caso del enfoque paramétrico y semiparamétrico se ha propuesto un modelo conjunto en el que se han introducido como variables comunes aquellas que se encontraban presentes en ambos modelos.

En definitiva, el estudio comparativo de los análisis no paramétrico, paramétrico y semiparamétrico ha concluido que, dada la información obtenida de la estimación de la función de riesgo mediante el enfoque no paramétrico, la cual nos proporciona algunas pistas sobre la forma funcional correcta, el mejor modelo parece ser el semiparamétrico de Cox. El motivo de tal elección ha sido porque los datos analizados no son tan simples como parecían en un principio y el modelo de Cox posee la ventaja sobre los métodos paramétricos de su flexibilidad para modelizar un gran número de situaciones diferentes.

Finalmente, es de destacar que las medidas excepcionales establecidas por parte de la Comisión Europea con la finalidad de promover alternativas a la pesca y al trabajo a bordo de los barcos que habían faenado en el caladero de Marruecos no han conseguido dirigir, de forma significativa, la actividad laboral de los pescadores hacia otros sectores económicos. De hecho, de los individuos que encontraron un empleo, únicamente el 15,6% lo hizo fuera del Régimen Especial del mar. Este hecho viene a constatar que aunque desde el punto de vista teórico resulta muy importante la reconversión o diversificación socioeconómica por parte de los pescadores en actividades fuera del sector de la pesca, ésta resulta difícil de llevar a la práctica por varios motivos, entre los que se han destacado las dificultades propias de las zonas dependientes de la pesca donde residen dichos individuos, en las que existen pocas alternativas de empleo, así como la baja

e incluso nula formación académica, la edad precoz de ingreso en la actividad pesquera, y la dificultad de adaptación a otro estilo de vida y entorno de trabajo. Todos ellos son argumentos que caracterizan al conjunto de trabajadores del mar y que han podido detectarse a partir del análisis empírico desarrollado en este capítulo.

CAPÍTULO VII

CONSIDERACIONES FINALES: CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

En este último capítulo se expondrán las principales conclusiones del trabajo desarrollado a lo largo de estas páginas. Se trata, por tanto, de un informe sintético que sin pretender ser exhaustivo sí tiene vocación de plasmar las principales aportaciones que un estudio de estas características -y orientado con una clara vocación empírica- permite establecer. Aunque al final de cada uno de los capítulos se ha incluido un apartado final de conclusiones, se ha procurado destacar en éste aquellas más relevantes desde un punto de vista global y otras que surgen de una reflexión final por otra parte necesaria una vez que el trabajo de explotación de los datos se da por finalizado.

Aunque pudiera parecer retórico en estudios de esta naturaleza, una vez concluido este trabajo desarrollado durante los últimos años de mi formación investigadora, la sensación final es la de haber iniciado tan sólo un camino del que no se atisba el destino final. Cada vez que damos un paso se nos abren nuevas alternativas y percibimos nuevos matices que hacen que nuestro trabajo quede de alguna manera un tanto inconcluso. No obstante, la sensación final que creo percibir es la de que este trabajo de investigación me ha permitido comprender y diagnosticar de una manera global el problema del desempleo en el sector pesquero, matizado para el caso andaluz, aunque compartiendo muchos elementos con el resto de comunidades autónomas.

Como ya se comentó en el capítulo introductorio, el presente trabajo de investigación ha tenido por objeto el estudio de la duración del proceso de transición al empleo del colectivo de pescadores andaluces que se vieron obligados a paralizar su actividad como consecuencia de la finalización del Acuerdo de Pesca entre la Comunidad Europea y Marruecos el 30 de noviembre de

1999. Esta compleja situación fue paliada en parte gracias al establecimiento de una serie de ayudas comunitarias de carácter socioeconómico instrumentalizadas en forma de prejubilaciones y primas globales individuales renovables y no renovables. Por tanto, la duración de estos períodos de desempleo y la eficacia de las medidas adoptadas por la administración pesquera se han configurado como dos elementos fuertemente relacionados. No debe olvidarse que la ruptura del acuerdo de pesca con Marruecos supuso una auténtica reconversión que se pretendió hacer menos traumática con la aplicación de estos subsidios.

La determinación del efecto y eficacia que han tenido dichas medidas socioeconómicas en el proceso de reconversión de los pescadores andaluces afectados ha permitido la identificación de los grupos de individuos que por sus características presentaban mayores dificultades de inserción socio-laboral. El contexto teórico utilizado para comprender los flujos del desempleo al empleo ha sido la Teoría de la Búsqueda de Empleo (Job Search Theory) abordada en el Capítulo II, con la que se ha pretendido explicar el funcionamiento del mercado de trabajo y las transiciones que se realizan dentro del mismo entre diferentes estados.

La relevancia de este trabajo ha venido determinada en gran medida por las pocas contribuciones existentes sobre el análisis del mercado de trabajo en el sector pesquero, haciéndose patente la urgente necesidad de extender estudios de esta naturaleza a otros ámbitos de la actividad pesquera. De hecho, el análisis realizado de la situación que atraviesa el sector pesquero tanto a nivel mundial como europeo, español y andaluz ha mostrado un agotamiento paulatino de los recursos pesqueros que pone en peligro el bienestar de las generaciones actual y futuras e incluso la sostenibilidad biológica y económica de la actividad pesquera. La sobreexplotación de los recursos pesqueros además de repercutir de forma negativa en el equilibrio del ecosistema marino, también incide negativamente en los pescadores los cuales ven mermar sus ingresos e incluso peligrar sus puestos de trabajo. A este respecto, como bien establece el Código de Conducta para la Pesca Responsable de la FAO (1995), los recursos acuáticos tienen que someterse a una ordenación adecuada con el propósito de lograr un bienestar nutricional, económico y social sostenible con la creciente población mundial.

Una vez especificado el objeto principal y la relevancia de este trabajo de investigación,

parece conveniente comenzar este último Capítulo distinguiendo los principales interrogantes que se han planteado en esta Tesis Doctoral y a los que se ha pretendido dar respuesta:

1. ¿Resulta especialmente complejo y con caracteres diferenciales el proceso de reconversión profesional de los pescadores que se ven obligados a abandonar la profesión como consecuencia de la paralización de su actividad?
2. ¿Han tenido éxito las medidas excepcionales establecidas por parte de la Comisión Europea con la finalidad de promover alternativas a la pesca y el trabajo a bordo de los buques pesqueros?
3. ¿Qué factores inciden en la duración del desempleo de los pescadores? ¿Cuáles son los grupos de individuos que presentan mayores dificultades de inserción social?

Respecto a la primera pregunta, cabe destacar que aunque la pesca ha constituido desde tiempos remotos una fuente importante de alimentos para la humanidad y ha sido generadora de renta y empleo para los pescadores, el análisis de la situación actual por la que atraviesa el sector pesquero ha mostrado un agotamiento paulatino de los recursos pesqueros que se ha manifestado, entre otros, por una disminución de las capturas por unidad de esfuerzo y una merma en los ingresos de los pescadores que puede llegar a originar, incluso, la no rentabilidad de la actividad. Este problema se agrava aún más en determinadas zonas litorales en las que existen pocas alternativas y la actividad económica gira en gran medida en torno a la pesca y a las actividades vinculadas a la misma. Estas zonas dependientes de la pesca poseen una considerable tradición marinera, que ha pasado de padres a hijos, generación tras generación, creando una cultura y una manera de vivir en torno a la pesca que dificulta la adaptación de los mismos a otro estilo de vida y entorno de trabajo.

Otro hecho que también ha originado unas terribles consecuencias sociales y económicas entre el colectivo de pescadores ha sido, en particular, la finalización del Acuerdo de pesca con el Reino de Marruecos el 30 de noviembre de 1999, que ha puesto de manifiesto la dificultad por parte de la Unión Europea para firmar acuerdos de pesca bilaterales con otros países en circunstancias

ventajosas para su flota pesquera. El origen de este problema ha sido los cambios notorios que se están produciendo en los últimos años en el sector pesquero como consecuencia, entre otros motivos, del progreso técnico, del surgimiento de nuevas potencias en el sector y de las aspiraciones de los países en desarrollo de poseer una industria pesquera propia, así como la escasez de los recursos pesqueros y el aumento de la competencia. Precisamente, mientras se presenta este trabajo, los gobiernos de España y Mauritania tratan de consolidar sus relaciones comerciales intentando dar un impulso definitivo de cara a la consecución de nuevos acuerdos de pesca y a la prórroga de los ya existentes.

Como se ha indicado en este trabajo, entre los motivos que han originado por parte de Marruecos la no renovación del acuerdo de pesca de 1995 se encontraba el hecho de que éste pretendía llevar a cabo un aumento considerable de las contrapartidas financieras muy por encima de las verdaderas posibilidades de pesca que estaba dispuesta a conceder a la flota comunitaria. No obstante, la no renovación del acuerdo de pesca también ha supuesto para la Unión Europea un importante gasto en la implantación de una serie de medidas de apoyo al sector con el propósito de paliar las dramáticas consecuencias que había originado la ruptura del acuerdo de pesca. Entre las medidas referentes a la flota pesquera, la Unión Europea ha optado claramente por el desguace de los buques como la manera más apropiada para solucionar el problema de la reubicación de los barcos afectados por la falta de acuerdo, ya que con esta medida persigue una reducción del esfuerzo de pesca, una contribución al equilibrio entre los recursos pesqueros y su explotación, y el aseguramiento del futuro del sector pesquero.

En este contexto, la flota pesquera andaluza se ha visto drásticamente afectada por la no renovación del Acuerdo de Pesca debido tanto al elevado porcentaje de embarcaciones que faenaban en Marruecos como a las características de las mismas que al tener un escaso tonelaje se veían impedidas para faenar en otros caladeros más lejanos. Concretamente en Andalucía, la finalización del acuerdo de pesca supuso el fin de la actividad para 203 barcos y 2.431 tripulantes, así como otros 14.000 empleos indirectos de empresas auxiliares, según datos de la Consejería de Agricultura y Pesca. De los 203 barcos que componían la flota pesquera en Marruecos unos 52 buscaron otros destinos entre el cese del acuerdo y la comunicación del fracaso de las negociaciones, el 26 de marzo de 2001, quedando finalmente unos 151 barcos y 1.706 tripulantes.

En estas circunstancias, las alternativas a las que podía recurrir la flota eran bien el desguace o bien su reubicación en el caladero nacional, que ya en aquellas fechas se encontraba en un lamentable estado de sobreexplotación. En este sentido, cabe destacar que el 14,29% de los buques que se reubicaron en el Golfo de Cádiz ha provocado un sobredimensionamiento de un caladero que hoy en día pasa por el peor momento de su historia debido al excesivo agotamiento de sus recursos.

En lo referente a las ayudas otorgadas a los buques por paralización de la actividad (desguace, transferencia definitiva a un país tercero o la aportación para la constitución de una sociedad mixta) cabe señalar que los buques andaluces se han visto afectados por un problema derivado del incumplimiento del requisito exigido en relación a la edad del buque. De hecho, del análisis descriptivo de las características de las embarcaciones se desprende que el 42% de las embarcaciones poseía una antigüedad inferior a los 10 años, siendo la edad del 23% de las misma inferior a los 5 años. Estos resultados han puesto de manifiesto la existencia de un número elevado de embarcaciones de nueva construcción con menos de 10 años de antigüedad que no se encontraban dentro del ámbito de aplicación de la normativa reguladora de las ayudas estructurales al sector pesquero, donde era necesario el transcurso de 10 años para su obtención.

El análisis realizado al colectivo de pescadores andaluces que se vieron obligados a paralizar su actividad como consecuencia de la finalización del Acuerdo de Pesca ha permitido destacar la dificultad que presenta el proceso de reconversión. En este sentido, se ha hecho especial mención a la IV Conferencia temática PESCA (2001), en la que desgraciadamente se ha puesto de manifiesto el desconocimiento por parte de las administraciones de los sectores y condiciones del proceso de reconversión de los pescadores que abandonan la profesión.

Efectivamente, de los individuos que fueron capaces de encontrar un empleo, únicamente el 15,6% lo hicieron fuera del Régimen Especial del mar. Este hecho viene a constatar que, aunque desde un punto de vista teórico se destaca constantemente la importancia de la reconversión o diversificación socioeconómica de los pescadores en actividades al margen del sector de la pesca, ésta resulta verdaderamente complicada de llevar a la práctica por varios motivos, entre los que se han resaltado las dificultades propias de las zonas dependientes de la pesca donde residen dichos

individuos, en las que existen pocas alternativas de empleo, así como la baja e incluso nula formación académica, la edad precoz de ingreso en la actividad pesquera y la dificultad de adaptación a otro estilo de vida y entorno de trabajo. Evidentemente en todo este problema subyace la práctica ausencia de costes de oportunidad en el sector pesquero, internalizando este aspecto los pescadores a la hora de plantear estrategias de búsqueda de empleo alternativo.

Adicionalmente, y respecto a la edad de los pescadores, el análisis descriptivo ha mostrado un destacado grado de envejecimiento en la muestra objeto de análisis, que contaba con un 53,63% de individuos de más de 40 años y un 5,16% con una edad inferior a 25 años. Además, en relación a la categoría profesional, se ha destacado que el 72% de los pescadores poseían una categoría profesional “baja”, así como que aproximadamente el 45% de los individuos no poseían estudios, porcentaje que aumentaba a aproximadamente hasta el 55% para los mayores de 45 años.

En definitiva, cabe resaltar el hecho de que aunque la pesca constituya una fuente importante de alimentos para la humanidad y generadora de renta y empleo para las personas dedicadas a la misma, el trabajo desarrollado en este sector ha sido considerado frecuentemente en muchos países como un empleo de último recurso debido, entre otras razones, a la escasa capacitación y formación exigida en la mayoría de los casos, lo cual dificulta la reconversión, como se ha podido comprobar.

En segundo lugar, respecto al efecto y eficacia que han tenido las medidas socioeconómicas especiales que se han implementado en el proceso de reconversión de los pescadores andaluces afectados por la no renovación del Acuerdo de Pesca con Marruecos, éstas deben servir de precedente ante posibles situaciones que pudieran producirse en el futuro en otros caladeros, lo cual no es de extrañar dado el estado de agotamiento paulatino de los recursos pesqueros del caladero nacional.

De las modalidades de ayuda socioeconómica instrumentadas con el propósito de fomentar la diversidad económica de las zonas afectadas por la no renovación del acuerdo de pesca la más solicitada por parte de los pescadores ha resultado ser la Prima Global Individual, la cual subvencionaba la inactividad como pescador a partir del 1 de enero de 2002, con un porcentaje del

86%. Por su parte, también se ha comprobado que del total de 125 pescadores que solicitaron la modalidad de Prima Global no Renovable, el 53,6% emprendieron negocios relacionados con la pesca. La provincia en la que más se ha solicitado la modalidad de Prima Global no Renovable, ha sido Huelva con un porcentaje del 14,64% frente al 4,30% de Málaga o el 7,33% del total de la Comunidad andaluza. Además, cabe señalar que ha sido Huelva la única provincia en la que se han impartido cursos de Gestión de empresas pesqueras y en la que más individuos han solicitado la modalidad de ayuda de Prima Global no Renovable. No obstante, siendo conscientes de la escasa formación que poseen dichos pescadores, resulta significativo destacar que tan solo se impartieran tres cursos de Gestión de empresas pesqueras, con una duración de 250 horas cada uno, en las localidades de Isla Cristina, Punta Umbría y Barbate.

En definitiva, del análisis efectuado se concluye que las medidas excepcionales establecidas por parte de la Comisión Europea con la finalidad de promover alternativas a la pesca y al trabajo a bordo de los barcos que habían faenado en el caladero de Marruecos, no han conseguido dirigir, de forma significativa, la actividad laboral de los pescadores hacia otros sectores económicos.

A partir del 1 de enero de 2007 el Fondo Europeo de la Pesca, propuesto por la Comisión en julio de 2004 y aprobado por el Consejo de Ministros de Pesca el 19 de junio de 2006, sustituirá al Instrumento Financiero de Orientación de la Pesca (IFOP). El FEP contribuirá a garantizar una pesca sostenible y a la diversificación de las actividades económicas en las zonas de pesca. De hecho, podrán optar a las ayudas todas las ramas del sector: pesca marítima y continental, empresas de acuicultura, organizaciones de productores y los sectores de la transformación y la comercialización, así como las zonas de pesca. Su vigencia será de siete años y contará con un presupuesto total de cerca de 3.800 millones de euros, que dará asistencia económica a la aplicación de la última reforma de la Política Pesquera Común en el 2002 y a las reestructuraciones necesarias en función de la evolución del sector. No obstante, el FEP también supone una serie de obligaciones para los Estados Miembros, como paso previo para acceder a los Fondos comunitarios. Entre ellas se encuentra la presentación a la Comisión de un Plan Estratégico Nacional en el que se incluye la estrategia a seguir en materia de pesca durante el periodo de aplicación del FEP para llevar a cabo el cumplimiento de los diferentes aspectos establecidos en la PPC.

En lo que respecta al Borrador del Plan Estratégico Nacional para España de junio de 2006, éste sigue contemplando dentro de las medidas socioeconómicas para los trabajadores afectados por los planes de ajuste del esfuerzo pesquero las jubilaciones anticipadas, primas individuales y primas de reconversión. En cuanto a las otras medidas socioeconómicas no incluidas en estos planes de ajuste se encuentran aquellas que tratan de promover las medidas sociales, económicas y científicas dirigidas a la sostenibilidad de los recursos pesqueros y enfocadas a la diversificación y complementariedad del sector pesquero para garantizar niveles de renta y condiciones de trabajo dignas. En este caso, se dará una importancia relevante a la formación, debido a la ventaja competitiva que genera la inversión en capital humano. En este aspecto, podemos concluir la conformidad con esta medida ya que haciendo alusión al presente trabajo de investigación se ha podido comprobar que uno de los motivos que ha dificultado la reconversión de los pescadores afectados por la finalización del Acuerdo de Pesca con Marruecos ha sido la baja e incluso nula formación académica de los individuos.

Además, con el propósito de proporcionar un empleo estable y de calidad en el sector de la pesca, el Plan Estratégico Nacional señala la necesidad de una serie de actuaciones que erradiquen la precariedad del entorno de trabajo, desarrollen sistemas de protección social mejorados, perfeccionen los sistemas de formación profesional e incrementen la adaptabilidad y cualificación de los trabajadores, tanto en actividades tradicionalmente propias del sector como en otras complementarias que permitan la diversificación, sin poner en riesgo el empleo en la pesca. En este sentido, sostiene que para mantener los recursos humanos en el sector pesquero se deben crear empleos de calidad y en igualdad de oportunidades para todos los colectivos, provistos de una mano de obra más cualificada y polivalente.

Las ayudas que persiguen el reciclaje de los pescadores con el propósito de ayudarles a emprender actividades profesionales diferentes del sector extractivo se ampliarán para lograr la diversificación de las actividades de los pescadores ajenas a la pesca, al mismo tiempo que se les permitirá seguir pescando a tiempo parcial. Estas medidas tratarán de disminuir la dependencia de las comunidades costeras de la pesca y las dificultades de reconversión que presentan los pescadores en actividades alternativas a la pesca, como se ha desprendido de la presente Tesis Doctoral.

Evidentemente, en todo el análisis subyace la controversia sobre la idoneidad de las subvenciones como instrumento de política económica que pueda garantizar la supervivencia de la actividad pesquera. Aunque en el caso de la pesca la utilización de diferentes tipos de subsidios tiene una larga historia y aunque tradicionalmente muchos se habían esforzado por destacar sus efectos beneficiosos, en la actualidad se plantean serias dudas sobre la idoneidad en el mantenimiento de la actividad a largo plazo, poniéndose de manifiesto serios problemas en cuanto a su eficacia y a la posibilidad de control así como su relación con la sobrepesca, según señala el informe publicado por la FAO (2003) "Introducción a las subvenciones pesqueras". La Unión Europea es también consciente de que determinadas formas de ayuda pueden tener un impacto negativo en el medio ambiente, mientras que otras tienen unos efectos positivos directos y contribuyen a reducir la capacidad pesquera, tales como la ayuda a la reconversión profesional de los pescadores o la destinada a la diversificación económica de áreas dependientes de la pesca. Por ello, es crucial diferenciar las ayudas que contribuyen a la conservación del medio ambiente de aquellas que pueden conducir a la sobrecapacidad.

El documento de la FAO (1992) "La pesca marítima y el derecho del mar: Un decenio de cambio" atribuyó en gran parte la crisis de la pesca a la existencia de las subvenciones. Tal y como pone de manifiesto dicho informe, existe una seria dificultad a la hora de definir, medir y determinar los efectos de las mismas. Según el informe de la FAO (2003) anteriormente mencionado, las subvenciones son, en términos generales, políticas gubernamentales en ayuda de una o más industrias, que normalmente aportan un beneficio financiero a la industria, y que tienen efectos sobre la sostenibilidad, el comercio internacional y el crecimiento económico. En este sentido, el Acuerdo sobre Subvenciones y Medidas Compensatorias de la Organización Mundial del Comercio (OMC) ofrece una definición precisa del término subvención que incluye tres elementos: i) una contribución financiera o forma de sostenimiento de los ingresos o de los precios, ii) un gobierno o cualquier organismo público en el territorio de un Miembro y iii) la concesión de algún tipo de beneficio.

Esta visión crítica acerca de un sector pesquero excesivamente subsidiado bien puede resumirse en las palabras de Milazzo (1998) quien sostiene que mientras la ineficacia en la gestión de pesquerías es la causa que provoca la sobreexplotación, resulta paradójico comprobar la eficacia

que se presenta en la gestión respecto a las subvenciones que contribuyen al mantenimiento de la renta del sector. Adicionalmente, no debe olvidarse el desequilibrio entre esfuerzo pesquero y capacidad biológica de los recursos y el papel que en este sentido pueden desempeñar las diferentes subvenciones a la actividad pesquera.

En un artículo en prensa publicado en “El País” de Cataluña el 19/12/2000, Ramón Franquesa se mostraba aún más tajante, afirmando que *“el sector pesquero se enfrenta a la situación de sobrepesca de los recursos y a la consecuente falta de rentabilidad de su actividad exigiendo más y más subvenciones y haciendo oídos sordos a las señales de alarma provenientes de la realidad socioeconómica en la que se mueve y del agotamiento de los recursos sometidos a explotación”*. El problema de la excesiva subsidiariedad en el sector pesquero queda patente por tanto y además la creciente y sostenida subida en los precios de los carburantes, además de poner en peligro la rentabilidad de las empresas pesqueras, no ayuda a poner freno al excesivo volumen de subvenciones de las que se beneficia el sector. De hecho, en la actualidad estas subvenciones más que cumplir la labor para la que fueron diseñadas están desempeñando el papel de sustentadoras de los actuales niveles de renta por parte de los pescadores.

En tercer lugar, respecto a los factores que inciden en el tiempo de desempleo de los pescadores, se ha destacado en este trabajo la importancia actual del desempleo, dadas sus graves consecuencias económicas, personales y sociales, así como la enorme variedad de factores que inciden en el mismo. De hecho, el desempleo constituye un importante y complejo problema económico y social que debe ser analizado desde diversas perspectivas. No obstante, según la evidencia empírica el mercado de trabajo no puede funcionar como cualquier otro mercado, como el de bienes y servicios, debido a ciertas peculiaridades que lo caracterizan y diferencian del resto. De los diversos enfoques aportados en el estudio del mercado de trabajo y el desempleo, se ha prestado una especial atención a la Teoría de la Búsqueda de Empleo, por su fuerte conexión con los modelos econométricos que sirven de soporte a la aplicación empírica de esta investigación. En concreto, la Teoría de la Búsqueda de Empleo establece que la probabilidad de que un individuo finalice la búsqueda depende, entre otros factores, de que reciba una oferta de empleo considerada por él aceptable.

En definitiva, los diferentes trabajos que abordan la Teoría de la Búsqueda de Empleo se pueden clasificar respecto a la cuestión tratada: incertidumbre, información costosa, coste de búsqueda, salario de reserva, duración del desempleo o subsidios por desempleo. Entre los trabajos pioneros se ha destacado el de Stigler (1961) en el que se resalta la importancia de la información como un elemento de poder para quien la posee. Respecto a los subsidios por desempleo, uno de los factores que con frecuencia se ha considerado que incide de manera notable en la duración del desempleo es la existencia de prestaciones por desempleo. En este sentido, diversos estudios han puesto de manifiesto el hecho de que las prestaciones por desempleo tienden a incrementar las duraciones esperadas del desempleo, ya que, a través de las mismas se transfiere renta a los individuos desempleados, provocando un incremento del salario mínimo de aceptación de los mismos (Mortensen, 1970; Ehrenberg y Oaxaca, 1976; Solon, 1979; Follman *et al.*, 1990; Vodopivec, 1995).

El problema del desempleo es de tal importancia, que en la actualidad, la Unión Europea lo considera como el principal reto de ámbito social, que afecta a 19 millones de personas, entre las que destacan los jóvenes, las mujeres, los inmigrantes y los trabajadores de edad avanzada. Asimismo, cabe destacar que la promoción del empleo entró a formar parte de los objetivos comunitarios con la entrada en vigor del Tratado de Amsterdam el 1 de mayo de 1999. El Tratado declara que los Estados miembros considerarán el fomento del empleo *"como un asunto de interés común, y coordinarán sus actuaciones al respecto en el seno del Comisión"*. Si bien la responsabilidad principal para la decisión y la aplicación de las políticas de empleo sigue en manos de los Estados miembros, el nuevo Tratado insiste en la necesidad de una actuación conjunta y coordinada y prevé una actuación a escala de la Unión Europea.

En este trabajo de investigación se han presentado a los efectos de analizar la duración del desempleo análisis no paramétricos, paramétricos y semiparamétricos mediante la consideración de la variable tiempo como continua. Además, se ha diferenciado entre modelos que consideran un único estado de salida del desempleo y aquellos que consideran varios estados de salida, con el propósito de poder distinguir, en estos últimos, las variables explicativas que influyen en cada una de las salidas del desempleo consideradas en el modelo. En concreto, se ha distinguido entre el empleo en el Régimen Especial de Trabajadores del Mar y el empleo en un Régimen distinto a éste

por su importancia en la formulación de medidas que favorezcan la reconversión o diversificación de los pescadores.

Las funciones más utilizadas en este tipo de análisis son la función de supervivencia y la función de riesgo. Así, mientras la función de supervivencia nos ha permitido inferir determinados patrones de comportamiento en cuanto a la “resistencia” de las unidades observadas a experimentar el evento de interés a lo largo del tiempo, la función de riesgo nos ha proporcionado la probabilidad condicionada por unidad de tiempo que tiene un elemento de salir de un determinado estado en un pequeño intervalo de tiempo si no lo había abandonado hasta un instante anterior.

La fuente de información que se ha utilizado se ha basado en la extraída a partir de la vida laboral de los tripulantes de los buques afectados por la finalización del Acuerdo de Pesca con Marruecos recopilados en las distintas Delegaciones Provinciales de Agricultura y Pesca de Cádiz, Málaga, Almería y Huelva. La introducción de covariables en el Modelo de Duración ha permitido determinar los factores o características de los pescadores que influyen en la duración del desempleo, facilitando la predicción de comportamientos futuros de otras pesquerías que pudieran atravesar por la misma situación.

Respecto a las variables explicativas o factores que afectan a la duración del desempleo se ha concluido que la percepción de prestaciones por desempleo es la que ha mostrado un efecto más notorio y, a su vez negativo, en la actitud de los pescadores que la perciben a la hora de buscar y aceptar un empleo, alargando por tanto, la duración de los periodos de desempleo. Este comportamiento viene dado porque a través de las prestaciones se transfiere renta a los individuos desempleados, que incrementa el salario mínimo de aceptación. Por tanto, los individuos que la perciben tienden a mostrarse menos activos a la hora de buscar empleo y más selectivos a la hora de aceptar las posibles ofertas que reciben (Mochón, 1983; Alba y Freeman, 1990; Ahn y Ugidos, 1995; Blanco, 1992 y 1995; Cebrián *et al.*, 1995; Bover *et al.*, 1996; García, 1997; Toharia, 1997).

De hecho, se puede concluir que el comportamiento observado de la permanencia en el desempleo según la percepción de prestaciones marca la diferencia entre los trabajadores preocupados por encontrar empleo y los que no. Asimismo, refuerza el argumento de los perniciosos

efectos de la excesiva importancia de las subvenciones en el sector de la pesca y de la alteración que provocan los subsidios en el funcionamiento del mercado de trabajo haciéndolo más rígido y ejerciendo un efecto de freno al abandono del desempleo. En este sentido, se ha planteado si hubiera sido más adecuado haber dedicado parte de estos recursos a otro tipo de medidas más incentivadoras de la creación de empleo, como por ejemplo, actuaciones destinadas a la formación ocupacional.

En lo que respecta a la influencia de los factores personales considerados, destaca que en el modelo de riesgos competitivos se ha comprobado la existencia de diferencias estadísticamente significativas entre los individuos en función de la EDAD y EXPERIENCIA para la salida a un Régimen distinto al Especial del Mar pero no cuando el empleo ha sido en el Régimen Especial del Mar de la Seguridad Social. Estos resultados parecen lógicos ya que cuando el evento de interés es el abandono del estado de desempleo en actividades alternativas a la pesca, el hecho de que el individuo posea una experiencia previa en otros sectores hace que el proceso de reconversión sea más fácil. Además, los pescadores más jóvenes encuentran empleos alternativos a la pesca antes que los de más edad debido a que se muestran menos reacios al cambio de profesión. Por contra, el modelo de riesgo con un único estado de salida no ha permitido recoger estas diferencias.

Los análisis paramétrico de la duración del desempleo han concluido con la elección del modelo Gompertz como el preferido en base al criterio de información de Akaike (1974). Además, de los resultados se desprende la existencia heterogeneidad inobservable producida por la omisión de variables explicativas y/o errores de medición que ha provocado una infra-estimación del grado de dependencia de duración positiva, así como una minoración de los efectos de las variables explicativas. Una vez controlada la heterogeneidad inobservable en el modelo de Gompertz se han observado ciertos factores que afectan positivamente al riesgo de salir del desempleo, como el hecho de no percibir prestaciones por desempleo, haber sido denegada la ayuda socioeconómica solicitada, poseer una categoría profesional media o alta, haber iniciado el primer periodo de desempleo en el año 2000 o posterior, y el haber solicitado la ayuda socioeconómica mediante la Orden de 5 de marzo de 2004. De hecho, se ha comprobado que los pescadores que no percibieron prestaciones por desempleo tuvieron un riesgo de abandonar dicho estado trece veces superior que aquellos que percibieron prestaciones.

Respecto a la categoría profesional, se ha mostrado que para los individuos con una categoría media el riesgo de salir del desempleo era tres veces superior a los de la categoría baja. En el caso de los pescadores con una categoría alta el riesgo se elevaba a unas siete veces superior a los de la categoría baja. Por su parte, los individuos que comenzaron el primer periodo de desempleo en el año 2001 o posterior tuvieron un riesgo de salir del desempleo cuarenta y cuatro veces superior que aquellos que lo iniciaron en el año 1999, siendo el riesgo para los individuos que lo comenzaron en el año 2000 catorce veces superior que los que lo iniciaron en 1999. Y por último, los pescadores a los que se les denegaron las ayudas socioeconómicas presentaron un riesgo de salir del desempleo unas veinte veces superior que aquellos cuya resolución fue favorable, debido a que buscaron con más esmero una nueva ocupación.

Por otra parte, los resultados obtenidos de la estimación semiparamétrica mediante Cox (1972), la cual resulta ser más flexible que los métodos paramétricos al no requerir la elección de una distribución de probabilidad específica para los tiempos de permanencia en el desempleo, han concluido que los pescadores que no percibieron prestaciones por desempleo experimentaron un riesgo de abandono del desempleo seis veces superior que aquellos que la percibieron. Respecto a la categoría profesional el riesgo de salida era de 1,7 y 1,4 veces superior para los individuos que tenían una categoría alta y media que para aquellos con una categoría baja. Por otra parte, los individuos a los que se les denegaron las ayudas socioeconómicas experimentaron un riesgo de salida del desempleo veintinueve veces mayor que aquellos cuya resolución fue favorable, y además el efecto decrecía linealmente con el tiempo. Por último, en cuanto al año en el que el pescador inició el periodo de desempleo, los resultados apuntaban que aquellos que lo iniciaron en el año 2000 tuvieron un riesgo nueve veces superior que los que lo comenzaron en el año 1999, y que para los que lo comenzaron en el año 2001 o posterior el riesgo era de cuarenta y dos veces superior que para el año 1999.

En definitiva, las variables que han influido en un mayor riesgo de salida del desempleo, para la consideración de un único estado de salida, han sido la no percepción de prestaciones ni de ayuda socioeconómica, poseer una categoría profesional media o alta, y haber iniciado el periodo de desempleo con posterioridad al año 1999, fecha en la que finaliza el acuerdo de pesca con Marruecos y se implementan una serie de ayuda excepcionales por parte de la Comunidad Europea.

No obstante, del análisis comparativo del modelo paramétrico de Gompertz y semiparamétrico de Cox se ha llegado a la conclusión de que el modelo Gompertz parece aportar una visión demasiado simplista a la hora de modelizar los datos de duración del desempleo para el colectivo de pescadores analizados. En este sentido debe destacarse que el tratamiento estadístico de los datos nos permite concluir en la complejidad de las relaciones estimadas.

En futuro que esperamos muy próximo pretendemos seguir profundizando en el análisis de duración mediante la utilización de los modelos de evento repetido, en los que el evento de interés puede ocurrir más de una vez para una misma observación. En este sentido, cabe resaltar que dado que las condiciones en las que los pescadores entran en cada uno de los sucesivos periodos de desempleo van cambiando, el análisis se realizará a través del enfoque multivariado en los que se analizarán conjuntamente los periodos de empleo y desempleo. Evidentemente, la implementación de estos modelos requerirá de mayores posibilidades de obtención de datos, pudiendo por tanto extender los tamaños muestrales a fin de poder identificar las alternancias en el tiempo de varios periodos de empleo y desempleo. Adicionalmente no descartamos la necesidad de implementar modelos multiestado sin la suposición de independencia entre dichos estados como instrumento que permita identificar diferentes tipos de eventos de interés de manera separada.

Para finalizar, creemos firmemente en la necesidad de incorporar en los planes de pesca líneas de investigación específicas que aborden la problemática del desempleo en el sector pesquero basadas en la utilización de modelos que analicen los diferentes flujos entre los estados de empleo y desempleo, insistiendo en la necesidad de soportar estas investigaciones con buenas fuentes documentales que permitan trabajar con series temporales extensas para, de esa forma, identificar correctamente los determinantes potenciales de las transiciones al empleo en un sector como la pesca que está viendo amenazada seriamente su continuidad en el futuro más próximo. El papel que en este sentido deben desempeñar las diferentes administraciones pesqueras se nos antoja crucial, constatando la necesidad de redefinir las líneas básicas de intervención en la actividad pesquera, donde determinado tipo de subvenciones deberán ir dando paso paulatinamente a actuaciones encaminadas a mejorar la formación de los pescadores como mecanismo que se nos antoja básico para que la tan excesivamente comentada reconversión del sector pesquero pueda ser una realidad y donde los traumáticos efectos que toda reconversión implica puedan ser minimizados garantizando

así transiciones más rápidas hacia empleos alternativos, con menores períodos de adaptación y con el menor coste financiero y personal posible.

BIBLIOGRAFÍA

- Aalen, O. O., (1978a), "Nonparametric Inference for a Family of Counting Processes", *Annals of Statistics*, 6, 701-726.
- Aalen, O. O., (1978b), "Nonparametric estimation of partial transitions probabilities in multiple decrement models, *The Annals of Statistics*, 6, 534-545.
- Abadie, A., (1997), "Changes in Spanish labor income Structure during the 1980 s: A quantile regresion approach", *Investigaciones Económicas*, vol. XXI (2), 253-272.
- Ahn, N. y Ugidos, A., (1995), "Duration of Unemployment in Spain: Relative Effects of Unemployment Benefit and Family Characteristics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57, 249-264.
- Ahn, N. y Ugidos, A., (1996), "The effects of the labor market situation of parents on children: Inheritance of unemployment", *Investigaciones Económicas*, Vol. XX (1), 23-41.
- Ahn, N. y García-Pérez, J. I., (2000), "Unemployment duration and workers wage aspirations in Spain", *Spanish Economics Review*, vol. 4, nº 2, 103-118.
- Akaike, H., (1974), "A new look at the statistical model identification". *IEEE Transaction and Automatic Control*, AC-19, 716-723.
- Akerlof, G. A. y Main, B. G. M., (1980), "Unemployment Spells and Unemployment Experience", *The American Economic Review*, Vol. 70, Nº 5, December, 885-893.
- Akerlof, G. A. y Main, B. G. M., (1981), "An Experience-Weighted Measure of Employment and

- Unemployment Durations", *The American Economic Review*, Vol. 71, N° 5, December, 1003-1011.
- Akerlof, G. A. y Yellen, J., (1986), *Efficiency Wage Models of the Labor Market*, Cambridge University Press.
- Alba-Ramirez, A. y Freeman, R., (1990), Jobfinding and Wages when Longrun Unemployment is Really Long: the Case of Spain, *NBER Working Paper 3409*.
- Alba, A., (1996), Explaining the Transition Out of Unemployment in Spain: the Effect of Unemployment Insurance, *Working Paper 96-71, Economic Series 29*, Universidad Carlos III de Madrid.
- Alba, A., (1997), Labor Force Participation and Transitions of Older Workers in Spain, *Working Paper 97-39, Economic Series 17*, Universidad Carlos III de Madrid.
- Alba, A., (1998), "Re-employment probabilities of young workers in Spain", *Investigaciones Económicas*, vol. XXII (2), mayo, 201-224.
- Alchian, A. A., (1969), "Information Costs, Pricing, and Resource Unemployment", *Western Economic Journal*, June, 7, 109-128.
- Alchian, A. A. y Allen, W. R., (1964), *University Economics: Element of Inquiry*, Belmont, California: Wadsworth Publishing Company.
- Allison, P. D., (1995), *Survival Analysis using the SAS system: A practical guide*, USA: SAS Institute.
- Alonso, A.; Fernández, A. y Rodríguez, J., (2001), "Semiparametric estimation of a duration model", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63, 5, 517-533.

- Altman, D. G. y Andersen, P. K., (1989), Bootstrap investigation of the stability of a cox regression model, *Statistics in Medicine*, 8, 771-783.
- Amemiya, T., (1985), *Advanced Econometrics*, Cambridge Mass: Harvard University press.
- Amemiya, T., (1991), A Note on Left Censoring, *CEPR Technical Paper*, 235, Stanford University.
- Andersen, P. K., (1988), *Statistical models for longitudinal labor market data based on counting processes*, In *logitudinal analysis of labor market data* by J. J Heckman and B. Singer, Cambridge University Press.
- Andersen, P. K., (1992), "Repeated assessment of risk factors in survival analysis", *Statistical Methods in Medical Research*, 1, 297-315.
- Andersen, P. K. ; Borgan, Ø; Gill, R. D. y Keiding, N., (1993), *Statistical Models Based on Counting Processes*, New York: Springer-Verlag.
- Andersen, P. K. y Gill, R. D., (1982), "Cox's regression model for counting processes: a large sample study", *Annals of Statistics*, 10, 1100-1120.
- Andersen, P. K.; Klein, J. P. ; Knudsen, K. M. y Tabanera y Palacios, R., (1997), "Estimation of variance in Cox's regression model with gamma frailties", *Biometrics*, 53, 1475-1484.
- Andrés, J.; García, J. y Jiménez, S., (1989), La incidencia y la duración del desempleo masculino en España, *Moneda y Crédito*, 189, 75-124.
- Andrés, J. y García, J., (1993), *Los Determinantes de la Probabilidad de Abandonar el Desempleo: Evidencia Empírica para el Caso Español*, mimeo, Universidad de Valencia.
- Andrés, J., (1993a), Mercado de trabajo y política macroeconómica, *Círculo de Empresarios*, Diciembre, nº 57, 15-27.

- Andrés, J., (1993b), La persistencia del desempleo agregado: una panorámica, *Moneda y Crédito*, 197, 91-127.
- Anh, N. y Ugidos-Olazabal, A., (1995), Duration of unemployment in Spain: relative effects of unemployment benefit and family characteristics, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57, 249-265.
- Antolín, P., (1995a), "Job search behaviour and unemployment benefits in Spain during the period 1987-1991", *Investigaciones Económicas*, Vol. XIX (3), Septiembre, 415-433.
- Antolín, P., (1995b), Movilidad laboral, flujos de desempleo, vacantes y comportamiento en la búsqueda de empleo en el mercado de trabajo español, *Moneda y Crédito*, 201, 1-19.
- Antolín, P., (1995c), Transitions Probabilities to Employment and Non-Participation, *Working Paper EC 95-20*, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- Antolín, P., (1997), "Los flujos de trabajadores en el mercado de trabajo español", *Papeles de Economía Española*, 72, 154-167.
- Armitage, P., (1959), "The comparison of survival curves", *Journal of the Royal Statistical Society*, A, 122, 279-292.
- Arranz, J. M. y Muro, J., (1999), *Recurrent unemployment and welfare system*, Universidad de Alcalá: preprint.
- Atkinson, A. C., (1980), "A note on the generalized information criterium for choice of a model", *Biometrika*, 67, 413-418.
- Atkinson, A. y Micklewright, J., (1991), "Unemployment Compensation and Labor Market Transitions: A Critical Review", *Journal of Economic Literature*, vol. XXIX (December), 1679-1727.

- Audretsch, D. B., (1995a), "Innovation, Growth and Survival", *International Journal of Industrial Organization*, v 13, n 4, 441-457.
- Audretsch, D. B., Houweling, P. y Thurik, A. R., (2000), "Firm Survival in the Netherlands", *Review of Industrial Organization*, 16 (1), 1-11.
- Audretsch, D. B. y Mahmood, T., (1994), "Rate of hazard confronting new firms and plants in US manufacturing", *Review of Industrial Organization*, 9 (1), 41-56.
- Audretsch, D. B. y Mahmood, T., (1995), "New Firm Survival: New Results Using a Hazard Function", *Review of Economics and Statistics* vol. 76, 97-103.
- Audretsch, D. B., Santarelli, E., Vivarelli, M., (1999), "Start-up size and industrial dynamics: some evidence from Italian manufacturing", *International Journal of Industrial Organization*, 17, 965-983.
- Axelsson, R.; Holmlund, B. y Löfgren, K. G., (1977), "On the Length of Spells of Unemployment in Sweden: Comment", *The American Economic Review*, Vol. 67, Nº 2, March, 218-221.
- Azariadis, C., (1975), "Implicit Contracts and Underemployment Equilibria", *Journal of Political Economy*, vol. 83, 1183-1202.
- Baily, M., (1974), "Wages and Employment under Uncertain Demand", *Review of Economic Studies*, vol. 41, 37-50.
- Baltazar-Aban, I. y E. A., Peña, (1995), "Properties of Hazard-based residuals and implication in model diagnostics", *Journal of the American Statistical Association*, 90 (429), 185-197.
- Bardhan, P. K., (1979), "Wages and Unemployment in a Poor Agrarian Economy: A Theoretical and Empirical Analysis", *Journal of Political Economy*, vol. 87, nº 3, 479-500.

- Barlow, R. E. y Proschan, F., (1965), *Mathematical Theory of Reliability*. John Wiley & Sons.
- Barlow, W. E. y Sun, W. H., (1989), "Boostrapped confidence intervals for the cox model using a linear relative risk form", *Statistics in Medicine*, 8, 927-935.
- Barrett, N. S., (1977), "On the Length of Spells of Unemployment in Sweden: Reply", *The American Economic Review*, Vol. 67, Nº 2, March, 222-224.
- Barron, J. M., (1975), "Search in the Labor Market and the Duration of Unemployment: Some Empirical Evidence", *The American Economic Review*, vol. 65, nº 5, 934-942.
- Barron, J. y McCafferty, S., (1977), "Job search, labour supply and the quit decision: Theory and evidence", *The American Economic Review*, vol. 67, 683-691.
- Bartholomew, D. J., (1957), "A Problem in Life Testing", *Journal of the American Statistical Association*, 52, 350-355.
- Basulto Santos, J., Ortega, F. J., Camuñez J. A., Pérez, M. D., Martín, D., (2002), "Las Duraciones de los Desempleados Andaluces que Buscan su Primer Empleo. La EPA Enlazada Andaluza 2000.1 - 2000.3". *XVI Reunión de ASEPELT*. Madrid.
- Basulto Santos, J., Ortega, F. J., González, M. R., Camuñez J. A., Domínguez, A. M., Pérez, M. D., Basulto, S., Beamonte, E. (2004). *Modelos de Duración de Desempleo de los Parados de la Población Activa que Buscan su Primer Empleo*. Sevilla. Instituto de Estadística de Andalucía.
- Batanero Bernabeu, M. C. y Díaz Godino, J., (1983), "Fiabilidad de dispositivos en régimen de funcionamiento intermitente. Media y varianza del tiempo total hasta el fallo", *Estadística Española*, 99, 91-101.
- Beadle, G. F., Come, S., Henderson, C., Silver, B., y Hellman, S. A. H., (1984a), "The Effect of

- Adjuvant Chemotherapy on the Cosmetic Results after Primery Radiation Treatment for Early Stage Breast Cancer", *International Journal of Radiation Oncology, Biology and Physics*, 10, 2131-2137.
- Beadle, G. F., Harris, J. R., Silver, B., Botnick, L., y Hellman, S. A. H., (1984b), "Cosmetic Results Following Primary Radiation Therapy for Early Breast Cancer", *Cancer*, 54, 2911-2918.
- Beamonte, E. y Bermúdez, J. D., (2002), "Un análisis del mercado laboral relativo a la población valenciana que busca su primer empleo", *Estudios de Economía Aplicada*, 20, 331-345.
- Beamonte, E. y Murgui, S., (2003), "Desempleo en Andalucía y en la Comunidad Valenciana en el período 2000-2001", *Estadística Española*, vol. 45, nº 154, 385-405.
- Becker, G. S., (1975), *Human Capital, a Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. Se ha utilizado la versión española de Alianza Editorial, Madrid, 1983.
- Beltangady, M. S. y Frankowski, R. F., (1989), "Effect of unequal censoring on the size and power of the logrank and Wilcoxon types of test for survival data, *Statistics in Medicine*, 8, 937-945.
- Belzil, C., (1996), "Relative Efficiencies and Comparative Advantages in Job Search", *Journal of Labor Economics*, vol. 14, nº 1, 154-173.
- Benjamin, D. K. y Kochin, L. A., (1979), "Searching for an Explanation of Unemployment in Interwar Britain", *Journal of Political Economy*, vol. 87, nº 3, 441-478.
- Bennett, S., (1983), "Analysis of survival data by the proportional odds model, *Statistics in Medicine*, 2, 273-277.

- Bentolila, S. y Toharia, L., (1991), *Estudios de Economía del Trabajo en España III. El problema del paro*, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid.
- Bentolila, S. y Dolado, J., (1994), "Labour Flexibility and Wages: Lessons from Spain", *Economic Policy*, 18, 53-99.
- Bercoff, J. J., (1999), "Indicadores tempranos del debilitamiento del sector financiero argentino", *Anales de la XXXIV Reunión de la Asociación Argentina de Economía Política*, Rosario, Noviembre de 1999.
- Berkovec, J. y Stern, S., (1991), "Job exit behavior of older men", *Econometrica*, Vol. 59, Nº 1, January, 189-210.
- Berkovitch, E., (1990), *A stigma theory of unemployment duration*, en: Y. Weiss and G. Fishelson, eds., *Avances in the theory and measurement of unemployment* (Macmillan, London), 20-56.
- Berkson, J. y Gage, R. P., (1952), "Survival curve for cancer patients following treatment", *Journal of American Statistical Association*, 47, 501-515.
- Bermudez, J. D. y Beamonte, E., (1993), "Análisis Bayesiano de Datos de Supervivencia Gamma Utilizando Muestreo de Gibbs", *Estadística Española*, 135 (35), 629-644.
- Bernstein, L., Anderson, J. y Pike, M. C., (1981), "Estimation of the proportional hazard in two treatment group clinical trials", *Biometrics*, 37, 513-519.
- Birnbaum, Z. W. y Saunders, S. C., (1958), "A statistical model for life-length of materials", *Journal of American Statistical Association*, 53, 151-160.

- Blanchard, O. y Diamond, P., (1994), "Ranking, Unemployment Duration, and Wages", *Review of Economic Studies*, 61, 417-434.
- Blanco, J. M., (1992), "Los efectos del seguro de desempleo sobre la actividad laboral y las horas trabajadas", *Moneda y Crédito*, 195, 283-328.
- Blanco, J. M., (1995), "La Duración del Desempleo en España", en Estudios sobre el *Funcionamiento del Mercado de Trabajo Español* de J. Dolado and J. Jimeno, Fundación de Estudios de Economía Aplicada, Madrid.
- Blanco, J. M., (1997), "Comentarios acerca del desajuste educativo en España", *Papeles de Economía Española*, 72, 275-291.
- Blau, D. M., (1992), "An empirical analysis of employed and unemployed job search behavior", *Industrial and labor relations review*, 45 (4), 738-752.
- Blaug, M., (1976), "The empirical status of human capital theory: a slightly jaundiced survey", *Journal of Economic Literature*, vol. 14, 827-855.
- Bloemen, H. G., (1997), "Job Search Theory, Labour. Supply and Unemployment Duration", *Journal of Econometrics*, 79, 305-325.
- Blossfeld, H. P.; Hamerle, A. y Mayer, K. U., (1989), *Event History Analysis*, Hillsdale, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Borgan, Ø. y Liestøl, K., (1990), "A Note on Confidence Intervals and Bands for the Survival Curve Based on Transformations", *Scandinavian Journal of Statistics*, 17, 35-41.
- Bote, V., (2002), "Sorting, job contacts and inequality", *Tesina CEMFI nº 0206*.

- Bover, O. y Arellano, M., (1995), "Female labour force participation in the 1980s: The case of Spain", *Investigaciones Económicas*, Vol. XIX (2), Mayo, 171-194.
- Bover, O.; Arellano, M. y Bentolila, S., (1996), "Duración del desempleo, duración de las prestaciones y ciclo económico", *Banco de España, Estudios Económicos nº 57*.
- Bover, O.; Arellano, M. y Bentolila, S., (1997), "Unemployment Duration, Benefit Duration, and the Business Cycle", *CEMFI: WP 9717*.
- Bover, O.; Arellano, M. y Bentolila, S., (1998), Unemployment duration, benefit duration and the business cycle, *Centre for Economic Policy Research, 1840*, Marzo.
- Bover, O.; Arellano, M. y Bentolila, S., (2002), "Unemployment Duration, Benefit Duration, and the Business Cycle", *Forthcoming in Economic Journal*.
- Bover, O.; García Perea, A. y Portugal, P., (1998), A Comparative Study of the Portuguese and Spanish Labour Markets, *Documento de Trabajo nº 9807*, Banco de España.
- Bover, O. y Gómez, R., (1999), Nuevos resultados sobre la duración del desempleo: el paro de larga duración y la salida a un empleo fijo, Banco de España, Servicio de Estudios, *Documento de Trabajo nº 9903*.
- Bowels, S. y Gintis, H., (1975), "The Problem with Human Capital Theory. A marxian critique", *American Economic Review*, vol. 65, 74-82.
- Bratberg, E. y Vaage, K., (2000), "Spell durations with long unemployment insurance periods", *Labour Economics*, 7, 153-180.
- Breslow, N. E., (1970), "Generalized Kruskal-Wallis Test for comparing k samples subject to

- unequal patterns of censorship", *Biometrika*, 57, 579-594.
- Breslow, N. E., (1974), "Covariance analysis of censored survival data", *Biometrics*, 30, 89-100.
- Breslow, N. E. y Crowley, J., (1974), "A large sample study of the life table and product limit estimates under random censorship", *Annals of Statistics*, 2, 437-453.
- Breslow, N. y Day, N., (1987), Statistical models in cancer research, 2, The design and Analysis of Cohort Studies, *IARC, Monogr. n° 82*.
- Brown, G. W. y Flood, M. N., (1947), "Tumbler Mortality", *Journal of the American Statistical Association*, 42, 562-574.
- Buckley, J. y James, I., (1979), "Linear regression with censored data", *Biometrika*, 66, 3, 429-436.
- Budd, A., Levine, P. y Smith, P., (1988), "Unemployment, Vacancies and the Long-Term Unemployment", *The Economic Journal*, Vol. 98, N° 393, December, 1071-1091.
- Burdett, K., (1978), "A theory of employee job search and quit rate", *American Economic Review*, vol. 68, 212-220.
- Burdett, K., (1979), "Unemployment insurance payments as a search subsidy: A theoretical analysis", *Economic inquiry*, vol. XVII, n° 3, July, 333-343.
- Burdett, K., (1981), *A Useful Restriction on the Offer Distribution in Job Search Models*, in G. Eliasson, B. Holmlund and F. Stafford (eds.), *Studies in Labor Market Behavior: Sweden and the United States*, IUI Conference Report, Stockholm.
- Burdett, K.; Kiefer, N. y Sharma, S., (1985), "Layoffs and duration dependence in a model of turnover", *Journal of Econometric*, 28, 51-69.

Burdett, K. y Mortensen, D. T., (1980), "Search, layoffs and labor market equilibrium", *Journal of Political Economy*, vol. 88, 652-672.

Cabrillo, F., (1993), "Búsqueda de empleo", *Boletín Círculo de Empresarios*, nº 57, 97-105.

Cachón, L. y Prieto, A., (1993), "La protección por desempleo: reforma del sistema y crisis económica", *Economistas*, nº 60, 292-295.

Cahuc, P. y Lehmann, E., (2000), "Should unemployment benefits decrease with unemployment spells?", *Journal of Public Economics*, 77, 135-153.

Calleja, A., (1986), *Condiciones de vida y trabajo en España*, Centro de Investigaciones Sociológicas, Madrid.

Cañada, J., (1984), *Incidencia y duración del paro en España 1976-1988: aproximación al efecto del sexo, experiencia laboral, edad y estudios*, Mimeo, Universidad de las Palmas de Gran Canaria.

Cardenal, S., (1995), Los mercados de trabajo de la Unión Europea: evolución y políticas de empleo, *Documento Interno EC/1995/40*, Banco de España.

Carling, K., Edin, P. A., Harkman, A., Holmlund, B., (1996), "Unemployment duration, unemployment benefits, and labor marker programs in Sweden", *Journal of Public Economics*, 59, 313-334.

Carrasco, R., (1997), Transitions to and from self-employment in Spain: An empirical analysis, *CEMFI WP 9710*.

Carrasco, R., (1997), "Transitions to and from self-employment in Spain: An empirical analysis",

forthcoming in *The Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.

Carrol, R.; Rupert, D. y Stefanski, L., (1995), *Measurement error in nonlinear models*, New York: Chapman & Hall.

Carter, W. H.; Wampler, G. L. y Stablein, D. M., (1983), *Regression Analysis of Survival Data in Cancer Chemotherapy*, New York: Marcel Dekker.

Cebrián, I.; García, C.; Muro, J.; Toharia, L. y Villagómez, E., (1994), *The Influence of Unemployment Insurance on Exit from Unemployment: Evidence from Spain*, mimeo, Universidad de Alcalá de Henares, Spain.

Cebrián, I.; García, C.; Muro, J.; Toharia, L. y Villagómez, E., (1995), "Prestaciones por Desempleo, Duración y Recurrencia del Paro", en *Estudios sobre el funcionamiento del mercado de trabajo español* de J. Dolado and J. Jimeno, Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA), Madrid.

Cebrián, I. y Moreno, G., (1999), *Las mujeres y el trabajo a tiempo parcial en España*, Mimeo, Universidad de Valencia.

Chalkley, M., (1983), "Adaptive job search and null offers: A model of Quantity constrained search", Conference papers. Supplement to *The Economic Journal*, Vol. 94, 148-157.

Charlier, E.; Melenberg, B. y Van Soest, A., (2000), "Estimation of a Censored Regression Panel Data Model Using Conditional Moment Restrictions Efficiently", *Journal of Econometrics*, 95, 25-56.

Cheng, S. y Wang, N., (2001), "Linear transformation models for failure time data with covariate measurement error", *Journal of the American Statistical Association*, 96, 454, 706-716.

- Chesher, A. y Irish, M., (1987), "Residual analysis in the grouped and censored normal linear model", *Journal of Econometrics*, 34, 32-61.
- Chiang, C. L., (1960), "A stochastic study of life table and its applications: I. Probability distribution of the biometric functions", *Biometrics*, 16, 618-635.
- Chiang, C. L., (1968), *Introduction to Stochastic Processes in Biostatistics*, Nueva York: Wiley & Sons.
- Chizmar, J. F., (2000), "A Discrete-Time Hazard Analysis of the Role of Gender in Persistence in the Economics Major", *Journal of Economic Education*, 107-118.
- Choi, H. y Shin, D., (2002), "Do past unemployment spells affect the duration of current unemployment?", *Economics Letters*, 77, 157-161.
- Christensen, B. J. y Kiefer, N. M., (1997), "Inference in Non-Linear Panel Models with Partially Missing Observations. The Case of the Equilibrium Search Model", *Journal of Econometrics*, 79, 201-219.
- Christofides, L. N. y McKenna, C. J., (1996), "Unemployment Insurance and Job Duration in Canada", *Journal of Labor Economics*, vol 14, nº 2, 286-312.
- Clark, K. B. y Summers, L. H., (1979), "Labor Market Dynamics and Unemployment: A Reconsideration", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 13-72.
- Clayton, D., (1978), "A model for association in bivariate life tables and its applications in epidemiological studies of familial tendency in chronic disease incidence", *Biometrika*, 65, 141-151.

- Clayton, D. y Cuzick, J., (1985), "Multivariate generalisations of the proportional hazards model (with discussion)", *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 148, 82-117.
- Clayton, D., (1994), "Some Approaches to the Analysis of Recurrent Event Data", *Statistical Methods in Medical Research*, 3, 244-262.
- Cnann, A. y Ryan, L., (1989), "Survival analysis in natural history studies of disease", *Statistics in Medicine*, 8, 1255-1268.
- Cochran, W. G., (1968), "Errors of measurement in statistics", *Technometrics*, 10, 637-666.
- Cogan, J., (1982), "The Decline in Black Teenage Employment: 1950-70", *The American Economic Review*, Vol. 72, Nº 4, September, 621-638.
- Cohen, A. C. Jr., (1965), "Maximun Likelihood Estimation in the Weibull Distribution based on Complete and on Censored Samples", *Technometrics*, 7, 579-588.
- Collet, D., (1994), *Modelling Survival Data in Medical Research*, London: Chapman & Hall.
- Comisión Europea (1997), *Evaluación de los acuerdos de pesca celebrados por la Comunidad Europea, Informe de síntesis*, Ifremer, Contrato Europeo nº 97/S 240-152919 de 10.12.1997.
- Comisión Europea (2000), *Regional Socio-economic Studies on Employment and the Level of Dependency on Fishing*.
- Comisión Europea (2000), *La organización común de mercados en el sector de los productos de la pesca y de la acuicultura*, Luxemburgo: Oficina de Publicaciones Oficiales de las Comunidades Europeas.

Comisión Europea (2001a), *Libro Verde. El Futuro de la Política Pesquera Común*, Vol. 1 y 2, www.europa.eu.int.

Comisión Europea (2001b), *European distant water fishing fleet. Some principles and some data*. www.europa.eu.int/comm/fisheries/policies_en.htm

Comisión Europea (2001c), *Toda la información sobre la PPC*, Luxemburgo: Oficina de Publicaciones Oficiales de las Comunidades Europeas, <http://europa.eu.int/comm/fisheries>.

Comisión Europea (2001d), IV Conferencia temática PESCA (26 y 27 de enero de 2001 en Inverness, Escocia), "La diversificación socioeconómica de las regiones dependientes de la pesca"

Comisión Europea (2002a), *El Instrumento Financiero de Orientación de la Pesca*, Luxemburgo: Oficina de Publicaciones Oficiales de las Comunidades Europeas.

Comisión Europea (2002b), *Comunicación de la Comisión sobre la Reforma de la Política Pesquera Común, Guía*. Luxemburgo: Oficina de Publicaciones Oficiales de las Comunidades Europeas.

Comisión Europea (2003a), *Fisheries yearbook 2003*.

Comisión Europea (2003b), *El Instrumento Financiero de Orientación de la Pesca*, Luxemburgo: Oficina de Publicaciones Oficiales de las Comunidades Europeas.

Comisión Europea (2004), *Toda la información sobre la PPC*, Luxemburgo: Oficina de Publicaciones Oficiales de las Comunidades Europeas, <http://europa.eu.int/comm/fisheries>.

Consejería de Agricultura y Pesca, (2000), *Anuario de Estadísticas Agrarias y Pesqueras de*

Andalucía.

Consejería de Agricultura y Pesca, (2001), *Anuario de Estadísticas Agrarias y Pesqueras de Andalucía*.

Copenhagen Study Group for Liver Diseases, (1974), "Sex, ascites and alcoholism in survival of patients with cirrhosis: effects of prednisone", *The New England Journal of Medicine*, 291, 271-273.

Cox, D. R., (1953), "Some simple approximate tests for Poisson variates", *Biometrika*, 40, 354-360.

Cox, D. R., (1972), "Regression Models and Life Tables", *Journal of the Royal Statistical Society (Series B)*, 34, 187-220.

Cox, D. R., (1975), "Partial likelihood", *Biometrika*, 62, 269-276.

Cox, D., (1979), A note on the graphical analysis of survival data, *Biometrika*, 66, 188-190.

Cox, D. R. y Oakes, D., (1984), *Analysis of Survival Data*, Nueva York: Chapman & Hall.

Cox, D. R. y Snell, E. J., (1968), "A general definition of residuals", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 30, 248-275.

Crepon, B. y Duguet, E., (1997), "Research and development, competition and innovation pseudo-maximum likelihood and simulated maximum likelihood methods applied to count data models with heterogeneity", *Journal of Econometrics*, 79, 355-378.

Crowder, M., (2001), *Classical competing risks*, London: Chapman & Hall.

Crowley, J. y Breslow, N., (1975), "Remarks on the conservatism of $3(O-E)^2/E$ in survival data",

Biometrics, 31, 957-961.

Cutler, S. J. y Ederer, E., (1958), "Maximum utilization of the life table in analyzing survival", *Journal of Chronic Diseases*, 8, 699-712.

Cunningham, S. y Greboval, D., (2001), *Managing Fishing Capacity: A Review of Political and Technical Issues*, FAO Fisheries Technical Paper, 409, Roma: FAO.

Darby, M. R.; Haltiwanger, J. y Plant, M., (1985), "Unemployment Rate Dynamics and Persistent Unemployment under Rational Expectations", *The American Economic Review*, Vol. 75, Nº 4, September, 614-637.

David, D. J., (1952), "An analysis of some failure date", *Journal of the American Statistical Association*, 47, 113-150.

David, H. A. y Moeschberger, M. L., (1978), *The theory of competing risk*, London: Griffin.

Den Butter, F. A. G. y Gorter, C., (1999), "Modelling labour market dynamics with on-the-job search", *Economic Modelling*, 16, 545-567.

Devine, T. y Kiefer, N., (1991), *Empirical Labor Economics: The Search Approach*, New York: Oxford University Press.

Díaz, C. y Galdón, J. E., (2000), "Job creation, job destruction and the dynamics of Spanish firms", *Investigaciones Económicas*, vol. XXIV (3), 545-561.

Diputación Provincial de Cádiz (1991), *El Sector Pesquero de la Provincia de Cádiz*, Cádiz: Excma. Diputación de Cádiz.

- Diputación Provincial de Cádiz (1994): *Las Artes de Pesca en el Litoral Gaditano*, Cádiz: Excma. Diputación de Cádiz.
- Doeringer, P. B. y Piore, M. J. (1975) "El paro y el mercado dual de trabajo", En Toharia, L. (Comp.): *El mercado de trabajo: teoría y aplicaciones*. Alianza Editorial, Madrid, 1983.
- Dolado, J. J., (1993), "Análisis y determinación de la tasa de paro de equilibrio", *Círculo de Empresarios*, Diciembre, nº 57, 29-45.
- Dolado, J. J. y Gómez, R., (1995), "Creación y destrucción de empleo en el sector privado manufacturero español: Un análisis descriptivo", *Investigaciones Económicas*, Vol. XIX (3), Septiembre, 371-393.
- Dolton, P. y O'Neil, D., (1996), "Unemployment duration and the restart effect: some experimental evidence", *The Economic Journal*, 435, 387-400.
- Dolton, P. y Taylor, R., (1999), "Restrospective Data and Recall Bias: The Case of Work Experience", *Documento de Trabajo nº 99-03*, Universidad de Newcastle.
- Doménech, J. M., (1999), *Análisis Multivariante en Ciencias de la Salud. Modelos de Regresión. Análisis de Supervivencia*, Barcelona: Signo S.A.
- Dorey, F. J., Little, R. J. A. y Schenker, N., (1993), "Multiple Imputation for Threshold-Crossing Data with Interval Censoring", *Statistics in Medicine*, 12, 1589-1603.
- Drawoska, D. M. y Koksum, K. A., (1998), "Partial likelihood in transformation models with censored data", *Scandinavian Journal of Statistics*, 15, 1-23.
- Edwards, R. (1979), *The transformation of the workplace in America*. En Contested Terrain, 11-22. Basic Books.

Efron, B., (1967), *The two sample problem with censored data. Proc. Fifth Berkeley Symposium in Mathematical Statistics, IV*, Nueva York: Prentice-Hall, 831-853.

Efron, B., (1977), "The efficiency of Cox's likelihood function for censored data", *Journal of the American Statistical Association*, 72, 557-565.

Efron, B. y Tibshirani, R., (1993), *An introduction to the bootstrap*, New York: Chapman & Hall.

Ehrenberg, R. G. y Oaxaca, R. L., (1976), "Unemployment Insurance, Duration of Unemployment, and Subsequent Wage Gain", *The American Economic Review*, Vol. 66, Nº 5, December, 754-766.

Elandt-Johnson, R. C. y Johnson, N. L., (1980), *Survival Models and Data Analysis*, Nueva York: John Wiley & Sons.

Elandt-Johnson, R. C. & Smith, F. B., (1989), "Graphical generalized residuals in fitting distributions: applications to epidemiological follow-up data", *Statistics in Medicine*, 8, 703-723.

Elbers, C. y Ridder, G., (1982), True and spurious duration dependence: The identifiability of the proportional hazard model, *The Annals of Statistics*, 7, 1-26.

Epstein, B., (1960), Statistical life test acceptance procedures, *Technometrics*, 2, 435-446.

Epstein, B. y Sobel, M., (1953), "Life Testing", *Journal of the American Statistical Association*, 48, 486-502.

Espinal, A. y Satorra, A., (1996), Survival analysis with measurement error on covariates,

Proceedings in Computational Statistics, Physica-Verlag, 253-258.

Espinal, A., (2001), *Statistical and Empirical Issues in the Analysis of Duration Data*, Doctoral Thesis, Universitat Pompeu Fabra.

Evans, D. y Jovanovic, B., (1989), "An estimated model of entrepreneurial choice under liquidity constraints", *Journal of Political Economy*, 97, 808-827.

Evans, D. y Leighton, L., (1989), "Some empirical aspects of entrepreneurship", *American Economic Review*, 79, 519-535.

Fan, J. y Li, R., (2002), "Variable selection for Cox's proportional hazards model and frailty model", *The Annals of Statistics*, vol. 30, nº 1, 74-99.

FAO (1995), *Code of Conduct for Responsible Fisheries*, www.fao.org/fi..

FAO (1996), *The state of world fisheries and aquaculture*, www.fao.org/fi..

FAO (1998), *The state of world fisheries and aquaculture*, www.fao.org/fi..

FAO (2000), *The state of world fisheries and aquaculture*, www.fao.org/fi..

FAO (2002), *Estado Mundial de la Pesca y la Acuicultura. 2002*, www.fao.org/fi.

FAO (2004), *Estado Mundial de la Pesca y la Acuicultura. 2004*, www.fao.org/fi.

Farrington, C. P., (1996), "Interval censored survival data: A generalized linear modeling approach", *Statistics in Medicine*, 15, 283-292.

Feigl, P. y Zelen, M., (1965), "Estimation of Exponential Survival Probabilities with Concomitant

Information", *Biometrics*, 21, 826-838.

Felmlee, D. y Eder, D., (1983), "Contextual effects in the classroom: The impact of ability groups on student attention", *Sociology of Education*, 56, 77-87.

Fleming, T. R. y Harrington, D. P., (1991), *Counting Process and Survival Analysis*, Nueva York: John Wiley & Sons, 429 págs.

Flinn, C. y Heckman, J., (1982a), "Models for the Analysis of Labor force Dynamics", *In Advances in Econometrics*, 1, 35-95.

Flinn, C. y Heckman, J., (1982b), "New Methods for Analyzing Structural Models of Labor Force Dynamics", *Journal of Econometrics*, 18, 115-168.

Flinn, C. J., (1986), "Econometric analysis of CPS- Type unemployment data", *Journal of Human Resources*, 456-484.

Florens, J. P.; Ivaldi, M.; Laffont, J. J. y Laisney, F., (1990), *Microeconometrics: Surveys and applications*, Basil Blackwell.

Florens, J. P.; Gérard-Varet, L. A. y Werquin, P., (1990), The duration of current and complete unemployment spells between 1984 and 1996 in France: Modelling and empirical evidence, *In Microeconometrics: Surveys and applications* by J. P. Florens, et al. Basil Blackwell.

Follmann, D. A.; Goldberg, M. S. y May, L., (1990), "Personal Characteristics, Unemployment Insurance and the Duration of Unemployment", *Journal of Econometrics*, 45, 351-366.

Folmer, H. y Van Dijk, J., (1988), "Differences in unemployment duration: A regional or a personal problem?", *Applied Economics*, 20, 1233-1251.

- Frank, R. H., (1978), "How long is a spell of unemployment?", *Econometrica*, vol. 46, nº 2, March, 285-302.
- Friedman, M., (1968), "The role of monetary policy", *American Economic Review.*, 58, 1-17.
- Fuller, W., (1987), *Measurement error models*, John Wiley & Sons, Inc.
- Gal, S., Landsberger, M. y Levykson, B., (1981), "A compound strategy for search in the labor market", *International Economic Review*, Vol. 22, Nº 3, October, 597-608.
- Galiani, S. y Hopenhayn, H. A., (2003), "Duration and risk of unemployment in Argentina", *Journal of Development Economics*, 71, 199-212.
- Gámez, C. y García Pérez, J. I., (2002a), "Flujos migratorios entre provincias andaluzas y entre éstas y el resto de España", CENTRA, *Documento de Trabajo nº E2002/01*.
- Gámez, C. y García Pérez, J. I., (2002b), "Flujos de trabajadores en el Mercado de trabajo andaluz", CENTRA, *Documento de Trabajo nº E2002/02*.
- García Brosa, G., (1996), *Prestaciones por desempleo y duración del paro*, Colección Estudios, Consejo Económico y Social.
- García-Crespo, D., (2001), "Promotions in the Spanish labour market: differences by gender", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63, 5, 599-615.
- García del Hoyo, J. J., (1997), "Análisis Económico de la Pesca de Cerco en la Región Suratlántica Española", *Papeles de Economía Española*, 71, 231-251.
- García del Hoyo, J. J., (2000), *Modelización Bioeconómica de la Pesca*, Tesis Doctoral, Huelva, Servicio de Publicaciones de la Universidad de Huelva.

García del Hoyo, J.J. (dtor.) [et al.], (2002), *Análisis Bioeconómico y Estadístico de Pesquerías Artesanales Andaluzas*, Sevilla, Consejería de Agricultura y Pesca (Junta de Andalucía).

García del Hoyo, J. J., Castilla, D., González, M. D., Jiménez, R. y Cortés, C., (2002), A Stochastic Frontier Model to Determine Technical Efficiency of the Purse Seine Fishery in the Gulf of Cádiz (Spain), *Proceedings of the XIth biennial Conference of the International Institute of Fisheries Economics and Trade (IIFET)*, Wellington, New Zealand, 19-20 de Agosto.

García del Hoyo, J. J., Cortés, C., Jiménez, R., Herrero, I y Padilla, N., (2003a), Spanish Case Studies: Gibraltar Strait Red Bream (*Pagellus bogaraveo*) Fishery and the Striped Venus Fishery (*Chamelea gallina*), en S. Mardle y S. Pascoe (eds.), *Multiple Objectives in the Management of EU Fisheries, Preference Elicitation*, CEMARE Report, 64, Portsmouth, University of Portsmouth.

García del Hoyo, J. J., García, F., González, M. D., Vilchez, M. L., (2001), *Políticas de Gestión de Pesquerías Artesanales*, Huelva, Servicio de Publicaciones de la Universidad de Huelva.

García del Hoyo, J. J., Jiménez, R., Cortés, C., Basulto, S. y Padilla, N., (2003), Spanish Case Studies: Gibraltar Strait Red Bream Fishery, en S. Mardle y S. Pascoe (eds.), *Multiple Objectives in the Management of EU Fisheries: Multi-objective modelling*, CEMARE Report, 65, Portsmouth, University of Portsmouth.

García-Fontes, W. y Hopenhayn, H., (1996), Flexibilización y volatilidad del empleo, *Moneda y Crédito*, 206, 205-227.

García-Fontes, W. y Hopenhayn, H., (1996), *Creación y destrucción de empleo en la economía española*, en *La Economía Española: una visión diferente* de R. Marimon, Barcelona: Bosch ed., 139-170.

- García-Fontes, W. y Hopenhayn, H., (1996), *Componentes cíclicos y cambio estructural en la destrucción del empleo*, en *La Economía Española: una visión diferente* de R. Marimon, Barcelona: Bosch ed., 171-196.
- García Pérez, A., (1982), "El Proceso Homogéneo Simple y la Función de Supervivencia", *Estadística Española*, 95, 61-72.
- García Pérez, J. I., (1996), "Las tasas de salida del empleo y el desempleo en España (1978-1993)", *Tesina CEMFI 9601*, CEMFI.
- García Pérez, J. I., (1997), "Las tasas de salida del empleo y el desempleo en España (1978-1993)", *Investigaciones Económicas*, XXI (1), Enero, 29-53.
- García Pérez, J. I., (2001), "Non-stationary Job Search when jobs are not for ever: A Structural Estimation", *Documento de Trabajo nº 556*, Universitat Pompeu Fabra.
- García Pérez, J. I. y Muñoz Bullón, F., (2001), "Temporary help agencies and workers occupational mobility", *UPF Working paper nº 554*.
- García Pérez, J. I. y Muñoz Bullón, F., (2001), "The nineties in Spain: so much flexibility in the labor market?", CENTRA, *Documento de trabajo E2001/01*.
- García Pérez, J. I., (2002), "Algunas ideas en torno a la reforma del sistema de subsidio de desempleo para trabajadores agrarios", CENTRA, *Textos de Actualidad nº E2002/01*.
- García Ordaz, F., (1997), *Innovación Tecnológica en la Pesquería de Chirla del Litoral Suratlántico: Conflictos entre Artes y Consecuencias para un Gestión Óptima del Recurso*, Universidad de Huelva, Tesis Doctoral.
- García, I. y Molina, J. A., (1999), "Valoración del trabajo doméstico en el hogar: diferencias y

similitudes entre familias tradicionales y no tradicionales”, *III Jornadas de Economía Laboral*.

Geary, P. T. y Kennan, J., (1982), “The Employment-Real Wage Relationship: An International Study”, *Journal of Political Economy*, Vol. 90, Nº 4, 854-871.

Gehan, E., (1965), “A Generalized Wilcoxon Test for Comparing Arbitrarily Singly-Censored Samples”, *Biometrika*, 52, 203-223.

Gehan, E., (1969), “Estimating survivor functions from the life table”, *Journal of Chronic Diseases*, 21, 629-644.

Gelfand, A. E., Ghosh, S. K., Christiansen, C., Soumerai, S. B. y McLaughlin, T. J., (2000), “Proportional hazards models: a latent competing risk approach”, *Applied Statistics*, 49, 385-397.

Geman, S. y Geman, D., (1984), “Stochastic Relaxation, Gibbs Distributions and the Bayesian Restoration of Images”, *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machines Intelligence*, 6, 721-741.

Gentleman, R. y Crowley, J., (1991), “Graphical methods for censored data”, *Journal of the American Statistical Association*, 86, 679-683.

Ghysels, E., (1997), “On Seasonality and Business Cycle Durations: A Nonparametric Investigation”, *Journal of Econometrics*, 79, 269-290.

Gibrat, R., (1931), *Les Inegalites Economiques*, Sirey, París.

Gil, F. J.; Martín, M. J. y Serrat, A., (1994), “Movilidad en el Mercado de Trabajo en España: Un

- Análisis Económico de Duración con Riesgos en Competencia”, *Investigaciones Económicas*, XVIII (3) Septiembre, 517-537.
- Gill, R. D., (1980), *Censoring and stochastic integral*, *Mathematical Centre Tracts*, Amsterdam: Mathematisch Centrum, 124.
- Glasser, M., (1967), “Exponential Survival with Covariance”, *Journal of the American Statistical Association*, 62, 561-568.
- Gómez, G., Julia, O., y Utzet, F., (1992), *Survival Analysis for Left Censored Data*. In *Survival Analysis: State of the Art*, J. P. Klein and P. Goel, eds. Boston: Kluwer Academic Publishers, 269-288.
- Gómez, G. y Serrat, C., (1999), Estudios de Supervivencia con Datos no Observados. Dificultades Inherentes al Enfoque Paramétrico, *Qüestió*, 23 (2), 365-392.
- Gonzalo, R., (1998), *Duración del desempleo: estudio del caso español*, Tesis doctoral, Universidad de Valencia.
- González Laxe, F. (2003), “La Reforma de la Política Pesquera de la Unión Europea. Principales Efectos sobre la Flota Española”, *Papeles de Economía Española*, nº 96, 197-213.
- Gordon, H. S., (1954), “The Economic Theory of an Common-Property Resource: The Fishery”, *Journal of Political Economy*, 62, 124-142.
- Görg, H. y Strobl, E., (2000), *Multinational Companies, Technology Spillovers and Firms Survival: Evidence from Irish Manufacturing*, Centre for Research on Globalisation and Labour Markets, Research Paper 12.
- Gørgens, T. y Horowitz, J. L., (1999), “Semiparametric Estimation of a Censored Regression

- Model with an Unknown Transformation of the Dependent Variable”, *Journal of Econometrics*, 90, 155-191.
- Goto, F., (1996), “Achieving Semiparametric Efficiency Bounds in Left-Censored Duration Models”, *Econometrica*, 64 (2) Marzo, 439-442.
- Gourieroux, C. y Magnac, T., (1997), “Duration, Transition and Count Data Models. Introduction”, *Journal of Econometrics*, 79, 195-199.
- Gourieroux, C. y Visser, M., (1997), “A Count Data Model with Unobserved Heterogeneity”, *Journal of Econometrics*, 79, 247-268.
- Grambsch, P. M. y Therneau, T. M., (1994), Proportional hazards tests and diagnostics based on weighted residuals, *Biometrika*, 81, 515-526.
- Graunt, J., (1662), *Natural and Political Observations Mentioned in a following Index, and made upon the Bills of Mortality*.
- Greenberg, R. A.; Bayard, S. y Byar, D., (1974) “Selecting concomitant variables using a likelihood ratio step-down procedure and a method of testing goodness of fit in an exponential survival model”, *Biometrics*, 30, 601-608.
- Greenwood, M., (1926), “The natural duration of cancer”, *Reports of Public Health and Medical Subjects*, 33, 1-26.
- Grinols, E. L., (1991), “Unemployment and Foreign Capital: The Relative Opportunity Costs of Domestic Labour and Welfare”, *Economica*, Vol. 58, Nº 229, February, 107-121.
- Gritz, R. y MaCurdy, T., (1989), *The Influence of Unemployment Insurance on the Unemployment*

Experiences of Young Workers, mimeo, Stanford University.

Gritz, R. M., (1993), "The impact of training on the frequency and duration of employment", *Journal of Econometrics*, 57, 21-51.

Gronau, R., (1971), "Information and Frictional Unemployment", *The American Economic Review*, Vol. LXI, Nº 3, Part I, June, 290-301.

Gross, A. J. y Clark, V. A., (1975), *Survival distributions: reliability Applications in the biomedical Sciences*, Nueva York: John Wiley & Sons.

Güell, M. y Petronglolo, B., (2000), "Workers Transitions from temporary to permanent employment: the spanish case", *CEP Discussion paper nº 438*.

Gutierrez, R. G., (2002), "Parametric frailty and shared frailty survival models", *The Stata Journal*, 2, 1, 22-44.

Hall, R. E., (1982), "The Importance of Lifetime Jobs in the U.S. Economy", *The American Economic Review*, Vol. 72, Nº 4, September, 716-724.

Halley, E., (1693), "An estimate of the degrees of the mortality of mankind drawn from curious tables of the births and funerals at the city of Breslau", *Philosophical Transactions of the Royal Society of London*, 17, 596-610.

Halperin, M., (1952), "Maximum Likelihood Estimation in Truncated Samples", *Annals of Mathematical Statistics*, 23, 226-238.

Ham, J. C. y Lalonde, R. J., (1996), "The effect of sample selection and initial conditions in duration models: evidence from experimental data on training", *Econometrica*, 64 (1) Enero, 175-205.

- Hamburg, B. A., Kraemer, H. C., y Jahnke, W. A., (1975), "Hierarchy of Drug Use in Adolescence Behavioral and Attitudinal Correlates of Substantial Drug Use", *American Journal of Psychiatry*, 132, 1155-1163.
- Hamerle, A., (1989), Multiple-spell regression models for duration data, *Applied Statistics*, 38, 127-138.
- Han, A. and Hausman, J., (1986), *Semiparametric Estimation of Duration and Competing Risk Models*, Department of Economics, Massachusetts Institute of Technology, Massachusetts: Cambridge, *Documento de Trabajo*, 450.
- Han, A. y Hausman, J. A., (1990), Flexible parametric estimation of duration and competing risk models, *Journal of Applied Econometrics*, 5, 1-28.
- Harris, E. K. y Albert, A., (1991), *Survivorship analysis for clinical studies*, Nueva York: Marcel Dekker.
- Harrington, D. P. y Fleming, T. R., (1982), "A class of rank test procedures for censored survival data", *Biometrika*, 69, 553-566.
- Hausman, J. y Han, A. (1990), "Flexible parametric estimation of duration and competing risk models", *Journal of Applied Econometrics*, 5, 1-28.
- Heckman, J., (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 47, 153-161.
- Heckman, J. y Borjas, G., (1980), "Does Unemployment Cause Future Unemployment?. Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence", *Economica*, 47, 247-283.

- Heckman, J. y Singer, B., (1982), *The identification problem in econometric models for duration data*, in: *advances in econometrics*, Cambridge University: W. Hildenbrand, 39-77.
- Heckman, J. y Singer, B., (1984), "Econometric Duration Analysis", *Journal of Econometrics*, 24, 63-132.
- Heckman, J. J. y Singer, B., (1984), "A Method for Minimizing the Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data", *Econometrica*, vol. 52, nº 2, March, 271-320.
- Heckman, J. J. y Singer, B., (1985), *Longitudinal analysis of labor market data*, In Econometric Society monograph 10, Cambridge University Press.
- Heckman, J. y Singer, B., (1986), "Econometric Analysis of Longitudinal Data", in Grilichis, Z., and Intriligator, M. (eds), *The Handbook of Econometrics*, 3, Amsterdam: North Holland.
- Heckman, J. J. y Honoré, B. E., (1989), The identifiability of the competing risks model, *Biometrika*, 76, 325-330.
- Hjort, N. L., (1992), On inference in parametric survival data models, *International Statistical Review*, 60, 355-387.
- Holt, C. C., (1969), "Improving the Labor Market Trade-off between Inflation and Unemployment", *American Economic Review Proc.*, May, 59, 135-146.
- Holt, C. C., (1970), *Job Search, Phillips' Wage Relation, and Union Influence: Theory and Evidence*, en Phelps et al. (ed), *Microeconomic Foundations of employment and inflation theory*, 53-123.
- Holt, C. C. y David, M. H., (1966), "The Concept of Vacancies in a Dynamic Theory of the Labor Market", *Measurement and Interpretation of Job Vacancies*, *National Bureau of Economic*

Research, New York.

Holt, D., McDonald, J. y Skinner, C., (1991), The effect of measurement error on event history analysis, in *Measurement error in surveys* by Biemer, Grover, Lyberg, Mathiowetz and Sudman, John Wiley & Sons, Inc.

Holt, J. D. y Prentice, R. L., (1974), "Survival analysis in twin studies and matched pair experiments", *Biometrika*, 61, 17-30.

Honoré, B. E., (1993), Identification results for duration models with multiple spells, *Review of Economic Studies*, 60, 241-246.

Horvath, W. J., (1968), "A statistical model for the duration of wars and strikes", *Behavioral Science*, 13, 18-28.

Hosmer, D. W. y Lemeshow, S., (1999), *Applied Survival Analysis: Regression Modeling of the to Event Data*, Nueva York: John Wiley & Sons.

Hougaard, P., (1984), "Life table methods for heterogeneous populations: Distributions describing the heterogeneity", *Biometrika*, 71, 75-83.

Hougaard, P., (1986a), "A class of multivariate failure time distributions", *Biometrika*, 73, 671-8.

Hougaard, P., (1986b), "Survival models for heterogeneous populations derived from stable distributions", *Biometrika*, 73, 397-96.

Hougaard, P., (1999), Multi-state models: A review, *Lifetime Data Analysis*, 5, 239-264.

Hunt, J., (1995), "The Effect of Unemployment Compensation on Unemployment Duration in

Germany", *Journal of Labor Economics*, vol. 13, nº 1, 88-120.

Huxley, T. H., (1881), "The Herring", *Nature*.

Ikiara, M. M. y Odink, J. G., (2000), "Fishermen Resistance to Exit Fisheries", *Marine Resource Economics*, 14, 199-213.

Imbens, G. y Lynch, L., (1994), *Re-employment Probabilities over the Business Cycle*, mimeo, Harvard University.

INE, Encuesta de Población Activa, Módulo de transición de la educación al mercado laboral, Segundo trimestre de 2000, Madrid, 2001.

Irwin, J. O., (1942), The distribution of the logarithm of survival times when true law is exponential, *Journal of Hygiene*, 42, 328-333.

Irwin, J. O., (1949), "The Standard Error of an Estimate of Expectational Life", *Journal of Medicine*, 287, 100-101.

Jackman, R. y Layard, R., (1991), "Does Long-term Unemployment Reduce a Person's Chance of a Job? A Time-series Test, *Economica*, Vol. 58, Nº 229, February, 93-106.

Jaggia, S. y Trivedi, P. K., (1994), "Joint and separate score tests for state dependence and unobserved heterogeneity", *Journal of Econometrics*, 60, 273-291.

James, I. R. y Smithe, P. J., (1984), Consistency results for linear regression with censored data, *The Annals of Statistics*, 12, 590-600.

Jenkins, S. P., (1995), "Easy estimation methods for discrete time duration models", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57(1), 129-138.

Jenkins, S. P., (1997), "Discrete time proportional hazards regression", *Stata Technical Bulletin*, 39, 17-32.

Jenkins, S. P., (2000), Introduction to the analysis of spell duration data, Lesson 8: Unobserved heterogeneity ("frailty"), Institute for Social and Economic Research University of Essex.

Jiang, W.; Turnbull, B. y Clark, L., (1999), "Semiparametric regression models for repeated events with random effects and measurement error", *Journal American Statistical Association*, vol. 94, nº 445, March, 445, 111-124.

Jimeno, J. F., (2002), "Demografía, empleo, salarios y pensiones", en *Cuestiones clave de la economía española: perspectivas actuales*, CENTRA, Sevilla.

Johnson, N. L. y Kotz, S., (1970), *Distributions in Statistics. Continuous Univariate Distributions*, Volumen 1 y 2, Boston: Houghton Mifflin.

Jovanovic, B., (1979), "Job matching and the theory of turnover", *Journal of Political Economy*, 87, 972-990.

Jurajda, S., (2002), "Estimating the effect of unemployment insurance compensation on the labor market histories of displaced workers", *Journal of Econometrics*, 108, 227-252.

Junta de Andalucía (2002a), *Producción Pesquera Andaluza. Año 2002*. Consejería de Agricultura y Pesca.

Junta de Andalucía (2002b), *Ayudas a pescadores y armadores afectados por la falta de acuerdo con Marruecos. Guía útil*. Consejería de Agricultura y Pesca, Dirección General de Pesca y Acuicultura.

Junta de Andalucía (2004), *Análisis de la actividad extractiva de la flota andaluza por modalidades de pesca*, Consejería de Agricultura y Pesca.

Kabat-Zinn, J.; Wheeler, E.; Light, T.; Skillings, A.; Scharf, M. J.; Cropley, T. G.; Hosmer, D. y Bernhard, J. D., (1998), "Influence of a mindfulness meditation-based stress reduction intervention on rates of skin clearing in patients with moderate to severe psoriasis undergoing phototherapy (UVB) and photochemotherapy (PUVA)", *Psychosomatic Medicine*, 60, 625-632.

Kahn, H. A. y Sempow, C. T., (1989), *Statistical Methods in Epidemiology*, Nueva York: Oxford University Press.

Kaitz, H., (1970), "Analyzing the Length of Spells of Unemployment", *Monthly Labor Review*, Nov. 93, 11-20.

Kalbfleisch, J. D. y Prentice, R. L., (1973), "Marginal Likelihoods based on Cox's Regression and Life Model", *Biometrika*, 60, 267-278.

Kalbfleisch, J. D. y Prentice, R. L., (1980), *The statistical analysis of failure time data*, Nueva York: John Wiley & Sons.

Kaplan, E. L. y Meier, P., (1958), "Nonparametric estimation from incomplete observations", *Journal of American Statistical Association*, 53, 457-481.

Kasper, H., (1967), "Asking Price of Labor and the Duration of Unemployment", *Review of Economics and Statistics*, 49, 165-172.

Katz, L., (1986), "Layoffs, Recall and the duration of unemployment" *WP 1825*, NBER.

Katz, L. y Meyer, B., (1988), "The impact of the potential duration of unemployment benefits on the

duration fo unemployment", *Discussion paper 1406*, Institute of Economic Research, Harvard University.

Katz, L. y Meyer, B., (1990), "The Impact of Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment", *Journal of Public Economics*, 41, 45-72.

Kay, R., (1977), "Proportional Hazard Regression Models and the Analysis of Censored Survival Data", *Applied Statistics*, 26 (3), 227-237.

Kennan, J., (1985), "The Duration of Contract Strikes in U.S. Manufacturing", *Journal of Econometrics*, 28, 5-28.

Keynes, J. M., (1936), *The general theory of employment, interest and money*, London, Macmillan.

Kiefer, N. M., (1984), "A simple test for heterogeneity in exponential models of duration", *Journal of Labor Economics*, vol. 2, nº 4, 539-549.

Kiefer, N. M., (1985), "Specification diagnostics based on laguerre alternatives for econometric models of duration", *Journal of Econometrics*, 28, 135-154.

Kiefer, N., (1987), "Analysis of Grouped Duration Data", *Cornell CAE Working Paper* 87-12.

Kiefer, N. M., (1988), "Economic Duration Data and Hazard Function", *Journal of Economic Literature*, 26, 646-679.

Kiefer, N. M.; Lundeberg, S. J. y Neuman, G. R., (1985), "How long is spell of unemployment?, Illusions and biases in the use of CPS data", *Journal of business and economic statisties*, 3, 118-128.

- Kiefer, N. M. y Neumann, G., (1979), "An Empirical Job-Search Model, with a Test of the Constant Reservation-Wage Hypothesis", *Journal of Political Economy*, vol. 87, nº 1, 89-107.
- Kiefer, N. M. y Neumann, G., (1981), "Individual Effects in a Nonlinear Model: Explicit Treatment of Heterogeneity in the Empirical Job Search Model", *Econometrica*, vol. 49, nº 4, July, 965-979.
- Kiefer, N. M. y Neumann, G. R., (1989), *Search models and applied labor economics*, University Press, Cambridge.
- Kiefer, N. M. y Skoog, G. R., (1984), "Local asymptotic specification error analysis", *Econometrica*, 52, 873-885.
- Klein, J. P. y Moeschberger, M. L., (1997), *Survival Analysis. Techniques for Censored and Truncated Data (Statistics for Biology and Health)*, Nueva York: Springer-Verlag.
- Kleinbaun, D. G., (1996), *Survival Analysis: A Self-Learning Text*, Nueva York: Springer-Verlag.
- Kohn, M. G. y Shavell, S., (1974), "The Theory of Search", *Journal of Economic Theory*, 9, 93-123.
- Kohn, M., (1981), "A Loanable Funds Theory of Unemployment and Monetary Disequilibrium", *The American Economic Review*, Vol. 71, Nº 5, December, 859-879.
- Koul, H.; Susarla, V. y Ryzin, J., (1981), "Regression analysis with randomly right-censored data", *The Annals of Statistics*, 6, 1276-1288.
- Kruskal, W. H. y Wallis, W. A., (1952), "Use of Ranks in One-Criterion Variance Analysis", *Journal of the American Statistical Association*, 47, 583-621.
- Kulich, M. y Lin, D. Y., (2000), "Additive hazards regression with covariate measurement error",

Journal of the American Statistical Association, vol. 95, nº 449, March, 238-248.

Kummel, C. H., (1879), "Reduction of observed equations which contain more than one observed quantity", *Analyst*, 6, 97-105.

Labeaga, J. M. y Martinez-Ros, E., (1994), "Estimación de un modelo de ecuaciones simultaneas con variables dependientes limitadas: una aplicación con datos de la industria española", *Investigaciones Económicas*, XVIII (3) Septiembre, 465-489.

Lagakos, S. W., (1978), "A Covariate Model for Partially Censored Data Subject to Competing Causes of Failure", *Applied Statistics*, 27, 235-241.

Lagakos, S. W., (1980), "The graphical evaluation of explanatory variables in proportional hazards regression models", *Biometrika*, 68 (1), 93-98.

Lai, T. y Ying, Z., (1991), "Large sample theory of a modified Buckley-James estimator for regression analysis with censored data", *The Annals of Statistics*, 19, 3, 1370-1402.

Lamo, A. R. y Dolado, J. J., (1993), "Un modelo del mercado de trabajo y la restricción de oferta en la Economía Española", *Investigaciones Económicas*, vol. XVII (1), Enero, 87-118.

Lancaster, T., (1972), "A Stochastic Model for the Duration of a Strike", *Journal of the Royal Statistical Society (Series A)*, 135, 257-271.

Lancaster, T., (1979), "Econometric Methods for the Duration of Unemployment", *Econometrica*, vol. 47, nº 4, July, 939-956.

Lancaster, T., (1985), "Generalized Residuals and Heterogeneous Duration Models: with applications to the Weibull Model", *Journal of Econometrics*, 28, 155-169.

- Lancaster, T., (1985), "Simultaneous equations models in applied search theory", *Journal of Econometrics*, 28, 113-126.
- Lancaster, T., (1990), *The Econometric Analysis of Transition Data*, Nueva York: Cambridge University.
- Lancaster, T., (1997), "Bayes WESML. Posterior inference from choise-based samples", *Journal of Econometrics*, 79, 291-303.
- Lancaster, T. y Nickell, S., (1980), "The Analysis of Reemployment Probabilities for the Unemployed", *Journal of the Royal Statistical Society (Series A)*, 143, 141-165.
- Lawless, J. F., (1982), *Statistical Models Methods for Lifetime Data*, Nueva York: John Wiley & Sons.
- Layard, R. y Bean, C., (1989), "What does unemployment persist?", *Scandinavian Journal of Economics*, Vol 91, nº 2, 371-396.
- Layard, R.; Nickell; S. y Jackman, R., (1991), *Unemployment. Macroeconomic Performance and the Labor Market*, Oxford University Press, Oxford.
- Layard, R.; Nickell; S. y Jackman, R., (1991), *El Paro. Los resultados macroeconómicos y el mercado de trabajo*. Ministerio de Trabajo y Seguridad Social. Madrid 1994.
- Lee, E. T., (1992), *Statistical methods for survival data analysis*, Nueva York: John Wiley & Sons.
- Leiderman, P. H., Baby, D., Kagia, J., Kraemen, H. C. y Leiderman, G. H., (1973), "African infant precocity and some social influences during the first year", *Nature*, 242, 247-249.
- Letón, E. y Pedromingo A., (1996), *Fundamentos Teóricos del Análisis de Datos de Supervivencia*,

Glaxo Welcome S. A., Madrid.

Liang, K. Y. y Zeger, S. L., (1986a), "Longitudinal data analysis, using generalized linear model", *Biometrika*, 73, 13-22.

Liang, K. Y. y Zeger, S. L., (1986b), "Longitudinal data analysis for discrete and continuous models", *Biometrika*, 42, 121-130.

Lilien, D. M., (1982), "Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment", *Journal of Political Economy*, Vol. 90, Nº 4, August, 777-793.

Lin, D. Y. y Wei, L. J., (1989), "The robust inference for the Cox proportional hazards model", *Journal of the American Statistical Association*, 84, 1.074-1.078.

Lindbeck, A. y Snower, D., (1986), "Wage Setting, Unemployment and Insider-Outsider Relations", *American Economic Review* vol 76, nº 2, 235-240.

Lindbeck, A. y Snower, D., (1987), "Efficiency Wages vs. Insiders and Outsiders", *European Economic Review* vol 31, 407-415.

Lindbeck, A. y Snower, D., (1988a), *The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment*, The MIP Press, Cambridge, Massachusetts.

Lindbeck, A. y Snower, D., (1988b), "Cooperation, Harassment and Involuntary Unemployment: An Insider-Outsider Approach", *American Economic Review*, 167-188.

Lindor, K. D., E. R. Dickson, W. P. Baldus y otros, (1994), "Ursodeoxycholic acid in the treatment of primary biliary cirrhosis", *Gastroenterology*, 106, 1.284-1.290.

- Lindsay, C.; McCracken, M. y McQuaid, R. W., (2003), "Unemployment duration and employability in remote rural labour markets", *Journal of Rural Studies*, 19, 187-200.
- Lippmans, S. y McCall, J., (1976), "The economics of job search: a survey", *Economic Inquiry*, 14, 155-189.
- Lubyova, M. y van Ours, J. C., (1997), "Unemployment Dynamics and the Restructuring of the Slovak Unemployment Benefit System", *European Economic Review*, 41, 925-934.
- Lubyova, M. y van Ours, J. C., (1999), "Unemployment durations of job losers in a labour market in transition", *Economics of Transition*, Vol. 7 (3), 665-686.
- Lucas, R. E., (1972), "Expectations and the Neutrality of Money", *Journal of Economic Theory*, 4, April, 103-124.
- Lucas, R. E. y Prescott, E. C., (1974), "Equilibrium Search and Unemployment", *Journal of Economic Theory*, vol 7, nº 2, 188-209.
- Lucas, R. E. y Rapping, L. A., (1969a), "Price Expectations and the Phillips Curve", *American Economic Review*, June, 59, 342-350.
- Lucas, R. E. y Rapping, L. A., (1969b), "Real Wages, Employment and Inflation", *Journal of Political Economy*, Sept/Oct., 77, 721-754.
- Lynch, L. M., (1985), "State dependency in youth unemployment. A lost Generation?", *Journal of Econometric*, 28, 71-84.
- Lynch, L. M., (1988), "The Youth labor market in the eighties: determinants of reemployment probabilities for young men and women", *Review of Economic Studies*, 71, 37-45.

Malthus, T. R., (1798), *An Essay on the Principle of Population*, se ha utilizado la traducción española de la 1ª edición de Alianza Editorial, Madrid, 1966.

Malthus, T. R., (1820), *Principles of Political Economy*, se ha utilizado la traducción española de la 1ª edición de Fondo de Cultura Económica, México, 1946.

Mann, H. B. y Whitney, D. R., (1947), "On a Test of Whether One of Two Random Variables Is Stochastically Larger Than the Other", *Annals of Mathematical Statistics*, 18, 50-60.

Manteca Valdelande, V., (1990), "Evolución de las Relaciones Pesqueras Hispano-Marroquíes", *Información Comercial Española*, 687, 191-200.

Mantel, N., (1963), "Chi-square test with one degree of freedom: extensions of Mantel-Haenzel procedure", *Journal of the American Statistical Association*, 58, 690-700.

Mantel, N., (1966), "Evaluation of survival data and two new rank order statistics arising in its consideration". *Cancer Chemotherapy Report*, 50, 163-170.

Mantel, N. y Haenszel, W., (1959), "Statistical aspects of the analysis of data from retrospective studies of disease", *Journal of the National Cancer Institute*, 22 (4), 719-748.

Mantel, N. y Myers, M., (1971), "Problems of convergence of maximum likelihood iterative procedures in multiparameter situations", *Journal of the American Statistical Association*, 66, 484-491.

Mare, R. D. y Winship, C., (1988), *School enrollment, military enlistment, and the transition to work: implications for the age pattern of employment, In longitudinal analysis of labor market data* by J. J. Heckman and B. Singer, Cambridge University Press.

- Marshall, A., (1890), *Principles of Economics: an introductory volume*. Se ha utilizado la versión en castellano de la editorial Aguilar, Madrid, 1963.
- Martín, C., (1997), "El mercado de trabajo español en perspectiva europea: Un panorama", *Papeles de Economía Española*, 72, 2-20.
- Marubini, E. y Valsecchi, M. G., (1995), *Analysis Survival Data from Clinical Trials and Observational Studies*, Nueva York: John Wiley & Sons.
- Mata. J. y Portugal, P., (1994), "Life duration of new firms", *The Journal Industrial Economics*, 42, 227-245.
- Mata. J. y Portugal, P., (1999), *Technology intensity, demand conditions, and the longevity of firms*, in Audretsch D. and R. Thurik, *Innovation, industry evolution and employment*, Cambridge University Press.
- Mata, J., Portugal, P. y Guimaraes, P., (1995), "The Survival of New Plants: Start-up Conditions and Post-entry Evolution", *International Journal of Industrial Organization*, vol. 13, nº 4, 459-482.
- McAlister, D., (1879), "The law of the geometric mean", *Proceedings of the Royal Society*, 29, 367-376.
- McCall, J. J., (1970), "Economics of Information of Job Search", *Quarterly Journal of Economics*, vol 84, Nº 1, 113-126.
- McCall, B. P., (1994), "Testing the proportional hazards model in the presence of unmeasured heterogeneity", *Journal of Applied Econometrics*, 9, 321-334.
- McCall, B. P., (1994), "The effect of job heterogeneity on reservation wages", *International*

Economic Review, 35 (3), 773-791.

McCall, B. P., (1994), "Specification diagnostics for duration models", *Journal of Econometrics*, 60, 293-312.

McCall, B. P., (1997), "The Determinants of Full-Time versus Part-Time Reemployment following Job Displacement", *Journal of Labor Economics*, vol. 15, nº 4, 714-733.

McCloughan, P. y Stone, I., (1998), "Life duration of foreign multinational subsidiaries: Evidence from UK northern manufacturing industry", *International Journal of Industrial Organization*, 16, 719-747.

McConnell, C. R. y Brue, S. L., (1997), *Economía Laboral*, McGrawHill.

McCulloch, J. R., (1825), *Principles of Political Economy*, se ha utilizado la traducción española de la 1ª edición de M. Sanz y Gómez, Madrid, 1855.

McCusker, J., Vickers-Lahti, M., Stoddard, A. M., Hindin, R., Bigelow, C., Garfield, F., Frost, R., Love, C. y Lewis, B. F., (1995), "The effectiveness of alternative planned durations of residential drug abuse treatment", *American Journal of Public Health*, 85, 1426-1429.

McDonald, I. M. y Solow, R. M., (1981), "Wage Bargaining and Employment", *The American Economic Review*, Vol. 71, Nº 5, December, 896-908.

McIntosh, W. C., (1899), *Resources of the Sea*, Londres.

Mealli, F.; Pudney, S. y Thomas, J., (1996), "Training duration and post-training outcomes: A duration-limited competing risks model", *The Economic Journal*, 435, 422-433.

Meghir, C. y Whitehouse, E., (1997), "Labour market transitions and retirement of men in the UK", *Journal of Econometrics*, 79, 327-354.

- Meier, P., (1977), *Estimation of a distribution function from incomplete observations. Perspectives in Probability and Statistics* (J. Gani, Ed.), New York: Academic Press, 67-87.
- Melkersson, M., (1999), *Unemployment Duration and Heterogenous Search Behavior among Swedish Disabled Workers*, Working Paper Series 1999, IFAU-Institute for Labour Market Policy Evaluation.
- Meseguer, J. L., (1974), *Convenios bilaterales de pesca, en la obra colectiva "La actual revisión del derecho del mar. Una perspectiva española"*, Madrid.
- Meseguer, J. L., (1984), *Acuerdos Bilaterales de Pesca*, Madrid, Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación, Secretaria General de Pesca Marítima.
- Meyer, B., (1988), *Semiparametric estimation of hazard models*, Working papper, departament of economics, Northwestern University.
- Meyer, B. D., (1990), "Unemployment Insurance and Unemployment Spells", *Econometrica*, vol. 58, nº 4, July, 757-782.
- Micklewright, J. y Nagy, G., (1995), "Unemployment Insurance and Incentives in Hungary", in David M. G. Newbery (ed.), *Tax and Benefit Reform in Central and Eastern Europe*, London: CEPR, págs. 145-172.
- Micklewright, J. y Nagy, G., (1996), "Labour Market Policy and the Unemployed in Hungary", *European Economic Review*, 40, págs. 819-828.
- Mill, J. S., (1848), *Principles of Political Economy*, se ha utilizado la traducción española de la edición Ashley de 1909 de Fondo de Cultura Económica, México, 1943.
- Miller, R., (1976), "Least squares regression with censored data", *Biometrika*, 63, 449-464.
- Miller, R., (1977), *Survival Analysis*, John Wiley & Sons, NY.
- Miller, J.R., (1981), *Survival Analysis*, Nueva York: John Wiley & Sons.

- Miller, R. y Halpern, J., (1982), "Regression with censored data", *Biometrika*, 69, 521-531.
- Moffitt, R., (1985), "Unemployment insurance and the distribution of unemployment spells", *Journal of Econometric*, 28, 85-101.
- Mochón, F., (1983), *Inflación y paro*, Ediciones Pirámide, Madrid.
- Moral Rincón, M. J., (1996), *La reposición de automóviles en España: una aplicación de los modelos de duración*, Fundación Empresa Pública, Universidad Europea de Madrid.
- Morales Gonzales, D.; Quesada Paloma, V. y Pardo Llorente, L., (1985), "Métodos de estimación bayesiana de funciones de supervivencia con datos censurados", *Estadística Española*, 109, 5-13.
- Morgan, P. B., (1985), "Distributions of the duration and value of job search with learning", *Econometrica*, 53 (5) Septiembre, 1199-1232.
- Mortensen, D. T., (1970), "Job Search, the Duration of Unemployment, and the Phillips Curve", *The American Economic Review*, Vol. LX, Nº 5, December, 847-862.
- Mortensen, D. T., (1970), "A Theory of Wage and Employment Dynamics" in E. Phelps, et. al., *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, New York.
- Mortensen, D., T., (1977), "Unemployment insurance and job search decisions", *Industrial and Labor Relations Review*, 30, 595-612.
- Mortensen, D., T., (1984), Job search and labor market analysis, *MEDS Discusion paper, nº 594*, Northwestern University.
- Mortensen, D. T., (1986), "Job search and labor market analysis", en *Handbook of labor economics*, Ashenfelter, O. C. y Layard, R. (eds.), North-Holland, Amsterdam (Vol 11), 849-919.
- Mortensen, D. T., (1999), "New developments in models of search in the labor market", *Handbook*

of Labor Economics, Vol. 3, 2567-2627.

Muñoz, J. A., (1995), *Un análisis de los determinantes de la edad de jubilación mediante modelos de duración*, Banco Central Hispano, Documento de Trabajo nº 9523.

Muro, J.; Raymond, J. L.; Toharia, L. y Uriel, E., (1988), *Análisis de las condiciones de vida y trabajo en España*, Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.

Nakamaura, T., (1992), "Proportional hazards model with covariates subject to measurement error", *Biometrics*, 48, 829-838.

Narendranathan, W. y Nickell, S., (1985), "Modelling the process of job search", *Journal of Econometrics*, 28, 29-49.

Narendranathan, W. y Stewart, M. B., (1993a), "Modelling the probability of leaving unemployment: competing risks models with flexible base-line hazards", *Applied Statistics*, 42, 63-83.

Narendranathan, W. y Stewart, M. B., (1993b), "How Does the Benefit Effect Vary as Unemployment Spells Lengthen?", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 8, nº 4 (Oct.-Dec.), 361-381.

Navarro, P., (1993), "La búsqueda de empleo y sus determinantes en el mercado de trabajo", *Boletín Círculo de Empresarios*, nº 57, 107-114.

Nelson, W., (1972), "Theory and Applications of Hazard Plotting for Censored Failure Data", *Technometrics*, 14, 945-965.

Nelson, W., (1982), *Applied Life Data Analysis*, Nueva York: John Wiley & Sons.

Nickel, S., (1979a), "Estimating the Probability of Leaving Unemployment", *Econometría*, 47, págs. 1249-1266.

Nickell, S., (1979b), "The effect of Unemployment and related Benefits on the Duration of Unemployment", *Economic Journal*, 89, 34-49.

- Nickel, S.; Narendranathan, W.; Stern, J. y García, J., (1989), *The nature of unemployment in Britain*, Oxford University Press.
- Oakes, D., (1972), "Contribution to discussion of paper by D. R. Cox", *Journal of the Royal Statistical Society (Series B)*, 34, 208.
- Oakes, D., (1981), "Survival times: Aspects of partial likelihood (with discussion)", *International Statistical Review*, 49, 235-264.
- OCDE, (1991), *Perspectivas de empleo, 1991*, Ministerio de trabajo y Seguridad Social, Madrid.
- OCDE, (1992) *Perspectivas de empleo, 1992*, Ministerio de trabajo y Seguridad Social, Madrid.
- Orbe Lizundia, J., (1999), *Un modelo de regresión parcial censurado para Análisis de Supervivencia*. Universidad del País Vasco. Tesis doctoral.
- Ortega Irizo, F. J., (2001), *Obtención de distribuciones a priori no informativas usando medidas de información. Aplicación a la evaluación de las revistas científicas*, Tesis doctoral, Sevilla: Universidad de Sevilla.
- Pagano, M. y Gauvreau, K., (1993), *Principles of Biostatistics*, Belmont, California: Duxbury Press, 451-458.
- Parmar, M. K. B. y Machin, D., (1995), *Survival Analysis. A Practical Approach*, Nueva York: John Wiley & Sons.
- Pérez, J. J.; Rodríguez López, J. y Usabiaga, C., (2002), *Análisis dinámico de la relación entre ciclo económico y ciclo del desempleo en Andalucía en comparación con el resto de España*, CENTRA, Documento de Trabajo E2002/7.
- Petersen, T., (1986), "Fitting parametric survival models with time dependent covariates", *Journal of the Royal Statistical Society (Series C)*, 35, 281-288.

- Petersen, T., (1995), *Analysis of event histories*, In Handbook of Statistical Modelling for the Social and Behavioral Sciences by G. Arminger et. al Plenum Press, 453-517.
- Peterson, A. V., (1977), "Expressing the Kaplan-Meier estimator as a function of empirical subsurvival functions", *Journal of the American Statistical Association*, 72, 854-858.
- Peto, R. y Lee, P., (1973), "Weibull distributions for continuous carcinogenesis experiments", *Biometrics*, 29, 457-470.
- Peto, R., (1973), "Experimental survival curves for interval censored data", *Applied Statistics*, 22, 86-91.
- Peto, R. y Peto, J., (1972), "Asymptotically efficient rank invariant test procedures", *Journal of the Royal Statistical Society (Series A)*, 135, 185-206.
- Phelps, E. S., (1968a), "Money Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium", *Journal Political Economy*, 76, 678-711.
- Phelps, E. S., (1968b), "Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time", *Economica*, Aug. 254-281.
- Phelps, E. S., (1968c), "The New Microeconomics in Inflation and Employment Theory", *The American Economic Review. Proc.*, May, 59, 147-160.
- Phelps, E. S., (1969), *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, Norton, New York.
- Pike, M. C., (1966), "A Method of Analysis of a Certain Class of Experiments in Carcinogenesis", *Biometrics*, 22, 142-161.
- Piore, M. J., (1974),. Upward Mobility, Job Monotony, and Labor Market Structure, in *Work and the Quality of Life Resource Papers for Work in America*. Ed. by James O'Toole. Cambridge: The MIT Press.

- Piore, M. J., (1978), *Paro e inflación*, Alianza Editorial Textos nº 375. Alianza Editorial.
- Pissarides, C. A., (1982), "Job search and the duration of layoff unemployment", *Quarterly Journal of Economics*, November, 595-612.
- Pissarides, C. A., (1991), "Real Wages and Unemployment in Australia", *Economica*, Vol. 58, Nº 229, February, 35-55.
- Pissarides, C. A., (1992), "Loss of skill during unemployment and the persistence of employment shocks", *Quarterly Journal of Economics*, 107, 1371-1391.
- Portugal, P. y Addison, J., (1997), *Unemployment Insurance and Joblessness: A discrete duration model with multiple destinations*, Estudos e documentos de trabalho, Banco de Portugal.
- Prentice, R. L., (1973), "Exponential survival with censoring and explanatory variables", *Biometrika*, 60, 279-284.
- Prentice, R., (1974), A log gamma model and its maximum likelihood estimation, *Biometrika*, 61, 539-544.
- Prentice, R. L., (1978), "Linear rank test with right-censored data, *Biometrika*, 65, 167-179.
- Prentice, R., (1982), "Covariate measurement errors and parameters estimation in a failure time regression model", *Biometrika*, 69, 331-342.
- Prentice, R., Gloeckler, L. A., (1978), "Regression Analysis of Grouped Survival Data with Application to Breast Cancer Data", *Biometrics*, 34, 57-67.
- Prentice, R.; Kalbfleisch, J. D.; Peterson, A. V.; Jr., Flournoy, N. S.; Farewell, V. T. y Breslow,

- N. E., (1978), "The analysis of failure times in the presence of competing risks", *Biometrics*, 34, 541-554.
- Prentice, R. L., B. J. Williams y A. V. Peterson, (1981), "On the regression analysis of multivariate failure time data", *Biometrika*, 68, 373-379.
- Quesada Paloma, V. y García Pérez, A., (1982), "Procesos extendidos: aplicación a la teoría de la supervivencia", *Estadística Española*, 97, 7-18.
- Quesada Paloma, V.; García Pérez, A. y Vivar Sanz, A., (1983), "Modelo de supervivencia con azar proporcional Gamma-Exponencial con muestras censuradas", *Estadística Española*, 99, 7-21.
- Quesada Paloma, V. y Vivar Sanz, A., (1984), "Estimación paramétrica en modelos no paramétricos bayesianos de supervivencia", *Estadística Española*, 103, 5-23.
- Quesada, V; Pardo, L. y Morales, D., (1989), "Estimación secuencial de funciones de supervivencia con distribución a priori neutral a la derecha", *Estadística Española*, 121 (31), 237-251.
- Rabinowitz, A.; Tsiatis, D. y Aragon, J., (1995), Regression with interval-censored data, *Biometrika*, 82, 501-513.
- Rao, C. R., (1973), *Linear statistical inference and its applications*, Nueva York: John Wiley & Sons.
- Reder, M. W., (1969), "The Theory of Frictional Unemployment", *Economica*, February, 36, 1-28.
- Rees, H. y Shah, A., (1986), "An empirical analysis of self-employment in the U. K.", *Journal of Applied Econometric*, 1, 95-108.

Ricardo, D., (1817), *On the Principles of Political Economy and Taxation*, se ha utilizado la traducción española de Nuez y Braun de Ediciones Pirámide, Madrid, 2003.

Ridder, G., (1990), "The nonparametric identification of generalized accelerated failure-time models", *The Review of Economic Studies*, 57, 167-181.

Ritov, Y., (1990), "Estimation in linear regression model with censored data", *The Annals of Statistics*, 18, 303-328.

Rivas López, M. J. y López Fidalgo, J., (2000), *Análisis de Supervivencia*, Editorial La Muralla, S.A.

Robson, M. T., (2001), "Regional variations in the competitiveness of unemployed job-seekers and the rate of outflows from unemployment", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63, 1, 61-90.

Rodríguez, J. y otros, (1999), *La valoración del PIB sectorial andaluz a partir de indicadores de coyuntura*, Instituto de Estadística de Andalucía, Estudios y análisis, Trabajos de Investigación.

Roed, K. y Nordberg, M., (2003), "Temporary layoffs and the duration of unemployment", *Labour Economics*, 10, 381-398.

Roed, K. y Zhang, T., (2003), "Does unemployment compensation affect unemployment duration?", *The Economic Journal*, 113, January, 190-206.

Rogers, C. L., (1998), "Expectations of Unemployment Insurance and Unemployment Duration", *Journal of Labor Economics*, vol. 16, nº 3, 630-666.

- Romeo, C. J., (1996), *Partitions and Durations: Comparing the CCO and CPS*, Department of Economics Working Paper, Rutgers University.
- Romeo, C. J., (1997), "Errors in variables modeling of the unemployment duration data in a four month panel of CPS microdat" Department of Economics *Working Paper*, Rutgers University.
- Romeo, C., (1997), "Measuring information loss due to inconsistencies in duration data from longitudinal surveys", *Journal of Econometrics*, 78, 159-177.
- Romeo, C., (1999), "Conducting inference in semiparametric duration models under inequality restrictions on the shape of the hazard implied by job search theory", *Journal of Applied Econometrics*, 14, 587-605.
- Rosenberg, P. S., (1995), "Hazard function estimation using B-splines", *Biometrics*, 51, 874-887.
- Rossini, A. J. y Tsiatis, A. A., (1996), "A semiparametric proportional odds model for the analysis of current status data", *Journal of the American Statistical Association*, 91, 713-721.
- Royston, P. y M. K. B. Parmar, (2001), "Flexible parametric models for censored for the analysis of current status data", *Journal of the American Statistical Association*, 91, 713-721.
- Ryu, K., (1993), "Structural duration analysis of management data", *Journal of Econometrics*, 57, 91-115.
- Ryu, H. K. , (2000), "Estimating the density of unemployment duration based on contaminated samples or small samples", *Journal of Econometrics*, 95, 131-156.
- Ryu, H. K. y Slottje, D. J., (2000), "Estimating the density of unemployment duration based on contaminated samples or small samples", *Journal of Econometrics*, 95, 131-156.

Sakakibara, E., (1970), "Dynamic Optimization and Economic Policy", *The American Economic Review*, Vol. LX, Nº 5, December, 826-836.

Salant, S., (1977), "Search theory and duration data: a theory of sorts", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 91, nº 1, 39-57.

Salvà Tomàs, P. (1990), *La Pesca*, Editorial Síntesis.

Sanz Aguado, M. A., (1989), *Análisis de datos de supervivencia. El problema de las censuras en los estudios de seguimiento*, Secretariado de publicaciones, Universidad de Valladolid.

Satorra, A., (1992), "Asymptotic robust infrences in the analysis of mean and covariance structures", *Sociological Methodology*, 249-278, Blackwell.

Savage, I. R., (1956), "Contributions to the theory of rank order statistics. The two sample case", *Annals of Mathematical Statistics*, 27, 590-615.

Say, J. B., (1841), *Traité d'Économie Politique*, se ha utilizado la traducción española de la 1ª edición de Fondo de Cultura Económica, México, 2001.

Schalm, S. W. y Summerskill, W. H. J., (1975), "Treatment of cirrhosis with prednisone", *The New England Journal of Medicine*, 1030-1031.

Schemper, M., (1992), "Cox analysis of survival data with nonproportional hazard functions", *The Statistician*, 41, 455-465.

Schmidt, C. C. (2002), *Fish Crisis: A Problem of Scale*, OECD Observer, 19 de agosto, www.oecdobserver.org.

- Schneider, H. y Weissfeld, L., (1986), "Estimation in linear models with censored data", *Biometrika*, 73, 3, 741-745.
- Schoenfeld, D., (1982), "Partial residuals for the proportional hazards model", *Biometrika*, 69, 239-241.
- Segarra, A. y Callejón, M., (2000), "New Firm s Survival and Turnover", *III Encuentro Economía aplicada*, Valencia.
- Segarra, A. y Callejón, M., (2002), "New Firm s Survival and Market Turbulence. New Evidence from Spain", *Review of Industrial Organization*, 20, 1-14.
- Segura, J.; Durán, F.; Toharia, L. y Bentolila, S., (1991), *Análisis de la contratación temporal en España*, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid.
- Selvin, S., (1996), *Statistical Analysis of Epidemiologic Data*, 2d ed., Nueva York: Oxford University Press.
- Shmueli, G. y Cohen, A., (1999), "Statistical computing and graphics. Analysis and display of hierarchical life-time data", *The American Statistician*, 53 (2) Mayo, 140-146.
- Sider, H., (1985), "Unemployment Duration and Incidence: 1968-82", *The American Economic Review*, vol. 75, nº 3, June, 461-472.
- Simon, R., (1986), "Confidence limits for reporting results of clinical trials", *Annals of Internal Medicine*, 105, 429-435.
- Smith, A., (1776), *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*, se ha utilizado la traducción española de Campbell y Skinner de Ediciones Oikos-tau, Barcelona, 1988, Vol. 1 y 2.

Smith, M. D., (2004), "Limited-Entry Licensing: Insights from a Duration Model", *American Journal of Agricultural Economics*, 86 (3), August, 605-618.

Sociedad de Estudios Económicos de Andalucía, Informe Económico y Financiero de Andalucía (2002), Caja General de Ahorros de Granada.

Solon, G., (1979), "Labor Supply Effects of Extended Unemployment Benefits", *Journal of Human Resources*, 14 (2), 247-255.

Solow, R., (1985), "Insiders and Outsiders in Wage Determination", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 87 (2), 411-428.

Solow, R., (1992), *El mercado de trabajo como instrumento social*, Alianza Editorial.

Spiegel, H. W., (1971), *The Growth of Economic Thought*, se ha utilizado la traducción española de la 2ª edición de Soler editada por ediciones Omega, 1987.

Stata Statistical Software, (2001), *Release 7.0. College Station, TX*, Stata Corporation.

Stacey, E. W., (1962), "A generalization of the gamma distribution", *The Annals of Mathematical Statistics*, 33, 1187-1192.

Steiner, V., (2001), "Unemployment persistence in the West German labour market: negative duration dependence or sorting?", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63, 1, 91-113.

Stigler, G. J., (1961), "Economics of Information", *Journal of Political Economy*, June, vol. LXIX, nº 3, 213-225.

- Stigler, G. J., (1962), "Information in the labour market", *Journal of Political Economy*, Oct, 70, 94-105.
- Stiglitz, J. E., (1987), "The causes and consequences of the dependency of quality on price", *Journal of Economic Literature*, vol. XXV (marzo), 1-48.
- Stute, W., (1993), "Consistent estimation under random censorship when covariables are present", *Journal of Multivariate Analysis*, 45, 89-103.
- Sueyoshi, G. T., (1995). "A class of binary response models for grouped duration data", *Journal of Applied Econometrics*, 10, 411-431.
- Tarone, R. E. y Ware, J. H., (1977), "On distribution-free tests for equality of survival distributions", *Biometrika*, 64, 156-160.
- Therneau, T. M., Grambsch, P. M. y Fleming, T. R., (1990), "Martingale-based residuals for survival models", *Biometrika*, 77, 147-160.
- Therneau, T. M., (1997), *Extending the Cox model. Proceedings of the First Seattle Symposium in Biostatistics*, Nueva York: Springer-Verlag.
- Thomas, J. M., (1996), "An Empirical Model of Sectoral Movements by Unemployed Workers", *Journal of Labor Economics*, vol. 14, nº 1, 126-153.
- Tobin, J., (1958), "Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables", *Econometrica*, 26, 24-36.
- Tobin, J., (1972), "Inflation and Unemployment", *American Economic Review*, vol. 62, 1-18.
- Toharia, L., (1983), *El mercado de trabajo: Teoría y Aplicaciones*. Alianza Editorial, Madrid.

- Toharia, L., (1993), "Las entradas y salidas del mercado de trabajo: ¿qué hay que liberalizar?", *Círculo de Empresarios*, Diciembre, nº 57, 117-135.
- Toharia, L., (1997), "El Sistema Español de Protección por Desempleo", *Papeles de Economía Española*, 72, 192-213.
- Toikka, R., (1976), "A Markovian Model of Labor Market Decisions by Workers", *American Economic Review*, 66, 821-834.
- Torelli, N. y Trivellato, U., (1993), "Modelling inaccuracies in job-search duration data", *Journal of Econometrics*, 59, 187-211.
- Tsatis, A., (1975), "A nonidentifiability aspect of the problem of competing risks", *Proceedings of the National Academy of Science*, 72, 20-22.
- Tsatis, A., (1990), "Estimating regression parameters using linear rank tests for censored data", *The Annals of Statistics*, 18, 354-372.
- Turnbull, B. W., (1974), "Nonparametric estimation of a survivorship function with doubly censored data", *Journal of the American Statistical Association*, 69, 169-173.
- Turnbull, B. W., (1976), "The Empirical Distribution Function with Arbitrarily Grouped, Censored, and Truncated Data", *Journal of the Royal Statistical Society*, 38, 290-295.
- Turnbull, B. W. y Weiss, L. A., (1978), "A Likelihood Ratio Statistic for Testing Goodness of Fit with Randomly Censored Data", *Biometrics*, 34, 367-375.
- Turon, H., (2003), "Inflow Composition, Duration Dependence and their Impact on the Unemployment Outflow Rate", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65, 1, 31-47.

- Van den Berg, G. J., (1990a), "Nonstationarity in Job Search Theory", *Review of Economic Studies*, 57, 255-277.
- Van den Berg, G. J., (1990b), "Search Behaviour, Transitions to non-participation and the duration of unemployment", *The Economic journal*, 100, September, 842-865.
- Van den Berg, G. J., (1997), "Association measures for durations in bivariate hazard rate models", *Journal of Econometrics*, 79, 221-245.
- Van den Berg, G. J. y Van der Klaauw, B., (2001), "Combining micro and macro unemployment duration data", *Journal of Econometrics*, 102, 271-309.
- Van den Berg, G. J. y van Ours, J., (1996), "Unemployment Dynamics and Duration Dependence", *Journal of Labor Economics*, vol. 14, nº 1, 100-125.
- Vaupel, J. W., Manton, K. G. y Stallard, E., (1979), "The impact of heterogeneity in individual frailty on the dynamics of mortality", *Demography*, 16, 439-454.
- Vázquez Martínez, G. y otros (1996a), *El Sector Pesquero Español en la Unión Europea. Adaptación del Sector Pesquero Español a la normativa de la CEE*, Primera parte, Fundación Alonso Martín Escudero.
- Vázquez Martínez, G. y otros (1996b), *El Sector Pesquero Español en la Unión Europea. La realidad actual del Sector Pesquero Español*, Segunda parte, Fundación Alonso Martín Escudero.
- Vaupel, J. y Yashin, A., (1985), "Heterogeneity ruses: some surprising effects of selection on population dynamics", *The American Statistician*, 39 (3), 176-185.
- Vella, F. y Verbeek, M. (1999), "Two-step estimation of panel data models with censored

- endogenous variables and selection bias", *Journal of Econometrics*, 90, 239-263.
- Verweij, P. J. M. y van Houwelingen, H. C., (1994), "Penalized likelihood in Cox regression", *Statistics in Medicine*, 13, (2).427-2.436.
- Villargarcía Casla, T., (1989), "Estimación de la distribución de duraciones de desempleo en España: 1976-1984", *Estadística Española*, vol. 30, nº 119, 445-470.
- Villargarcía Casla, T., (1995), "Análisis econométrico del tránsito a la jubilación para trabajadores de edad avanzada", *Investigaciones Económicas*, XIX (1) Enero, 65-81.
- Vodopivec, M., (1995), "The Slovenian Labour Market in Transition: Evidence from Micro data", OECD technical workshop "What Can We Learn from the Experience of Transition Countries with Labour Market Policies?", Vienna, Nov. 30 - Dec. 2, 1995.
- Wadsworth, J., (1991), "Unemployment Benefits and Search Effort in the UK labour Market", *Economica*, Vol. 58, Nº 229, February, 17-34.
- Wagner, S. S. y Altmann, S. A., (1973), "What time do the baboons come down from the trees? (An Estimation Problem)", *Biometrics* 29, 623-635.
- Waldman, D. M., (1985), "Computation in duration models with heterogeneity", *Journal of Econometrics*, 28, 127-134.
- Ware, J. H. y Demets, D. L., (1976), "Reanalysis of some baboon descent data", *Biometrics* 32, 459-463.
- Weddepohl, C., (1979), "An equilibrium model with fixed labor time", *Econometrica*, Vol. 47, No. 4, July, 921-938.

- Wei, L. J.; Lin, D. Y. y Weissfeld, L., (1989), "Regression analysis of multivariate incomplete failure time data by modeling marginal distributions", *Journal of the American Statistical Association*, 84, (408) Diciembre, 1065-1073.
- Weibull, W., (1951) "A statistical distribution of wide applicability", *Journal of Applied Mechanics*, 18, 293-297.
- White, H., (1980), "A heteroskedasticity consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity", *Econometrika*, 48, 817-838.
- White, H., (1982), "Maximum likelihood estimation of misspecified models", *Econometrika*, 50, 1-26.
- Whitmore, G. A. y Lee, L. T., (1991), "A multivariate survival distribution generated by an inverse Gaussian mixture of exponentials", *Technometrics*, 33, 39-50.
- Wilcoxon, F., (1945), "Individual comparisons by ranking methods", *Biometrics*, 80-83.
- Winter-Ebmer, R., (2003), "Benefit duration and unemployment entry: A quasi-experiment in Austria", *European Economic Review*, 47, 259-273.
- Wolpin, K., (1987), "Estimating a Structural Search Model: The Transition from School to Work", *Econometrica*, 55 (4), 801-817.
- Yang, S. y Prentice, R. L., (1999), "Semiparametric inference in the proportional odds regression model", *Journal of the American Statistical Association*, 94, 125-136.
- Zhang, Z. y Li, G., (1996), "A simple quantile approach to the 2-sample location-scale problem with random censorship", *Journal of Nonparametric Statistics*, 6, 323-335.
- Zippin, C. y Armitage, P., (1966), "Use of concomitant variables and incomplete survival

information in the estimation of an exponential survival parameter", *Biometrics*, 22, 665-672.

UNIVERSIDAD DE HUELVA
FACULTAD DE CIENCIAS EMPRESARIALES

Departamento de Economía General y Estadística
Unidad Docente de Estadística y Econometría

Crisis y supervivencia en el mercado laboral pesquero: Consecuencias de la ruptura del Acuerdo de Pesca con Marruecos para la flota andaluza

Anexo Estadístico

Tesis doctoral

Presentada por:

Encarnación del Rocío Cordon Lagares

Dirigida por:

Prof. Dr. Félix García Ordaz

Universidad
de Huelva

Huelva, 2006

ANEXO ESTADÍSTICO

ÍNDICE

TABLAS

Tabla 1. Acuerdos bilaterales con terceros países	1
Tabla 2. Posibilidades mensuales de pesca por período, modalidad y zona de pesca	7
Tabla 3. Contrastes para la variable PROVINCIA	10
Tabla 4. Contrastes para la variable ORDEN	11
Tabla 5. Contrastes para la variable MODALIDAD de ayuda socioeconómica	11
Tabla 6. Contrastes para la variable AYUDA socioeconómica concedida	11
Tabla 7. Contrastes para la variable PAÍS de origen	11
Tabla 8. Contrastes para la variable EXPERIENCIA previa fuera del mar	12
Tabla 9. Contrastes para la variable EDAD	12
Tabla 10 . Contrastes para la variable CATEGORÍA profesional	12
Tabla 11. Contrastes para la variable PERCEPCIÓN	12
Tabla 12. Características de los tripulantes correspondientes al segundo período de desempleo	13
Tabla 13. Características de los tripulantes correspondientes al tercer período de desempleo	14
Tabla 14. Resultados de los contrastes para la variable PROVINCIA	15
Tabla 15. Resultados de los contrastes para la variable ORDEN	15
Tabla 16. Resultados de los contrastes para la variable CATEGORÍA profesional	15
Tabla 17. Resultados de los contrastes para la variable AYUDA socioeconómica concedida	16
Tabla 18. Resultados de los contrastes para la variable PAÍS de origen	16
Tabla 19. Resultados de los contrastes para la variable EXPERIENCIA previa fuera del mar	16
Tabla 20. Resultados de los contrastes para la variable MODALIDAD de ayuda socioeconómica	17
Tabla 21. Resultados de los contrastes para la variable EDAD	17
Tabla 22. Resultados de los contrastes para la variable PERCEPCIÓN	17
Tabla 23. Resultados de la estimación del modelo. Distribución Exponencial	18
Tabla 24. Resultados de la estimación del modelo. Distribución Weibull	19
Tabla 25. Resultados de la estimación del modelo. Distribución Lognormal	20

Tabla 26. Resultados de la estimación del modelo. Distribución Log-Logístico	21
Tabla 27. Resultados de la estimación del modelo. Distribución Gamma Generalizado	22
Tabla 28. Resultados de la estimación del modelo. Distribución Log-Logístico en presencia de heterogeneidad inobservable (con distribución gamma)	23
Tabla 29. Resultados de la estimación del modelo Gompertz en presencia de heterogeneidad inobservable (con distribución gamma)	24
Tabla 30. Resultados de la estimación del modelo log-logístico en presencia de heterogeneidad inobservable (con distribución gamma)	25

GRÁFICOS

Figura 1. Representación gráfica del $\{\ln(t_i), \ln[-\ln[S(t_i)]]\}$ según la PROVINCIA	26
Figura 2. Representación gráfica del $\{\ln(t_i), \ln[-\ln[S(t_i)]]\}$ según la ORDEN por la que solicitaron las ayudas	26
Figura 3. Representación gráfica del $\{\ln(t_i), \ln[-\ln[S(t_i)]]\}$ según la MODALIDAD de ayuda socioeconómica solicitada	27
Figura 4. Representación gráfica del $\{\ln(t_i), \ln[-\ln[S(t_i)]]\}$ según si se le ha concedido la AYUDA solicitada	27
Figura 5. Representación gráfica del $\{\ln(t_i), \ln[-\ln[S(t_i)]]\}$ según PAÍS de origen	28
Figura 6. Representación gráfica del $\{\ln(t_i), \ln[-\ln[S(t_i)]]\}$ según si posee EXPERIENCIA previa fuera del régimen del mar	28
Figura 7. Representación gráfica del $\{\ln(t_i), \ln[-\ln[S(t_i)]]\}$ según la EDAD	29
Figura 8. Representación gráfica del $\{\ln(t_i), \ln[-\ln[S(t_i)]]\}$ según la CATEGORÍA profesional	29
Figura 9. Representación gráfica del $\{\ln(t_i), \ln[-\ln[S(t_i)]]\}$ para el grupos de individuos que cobró y no prestaciones durante el período de desempleo	30
Figura 10. Representaciones gráficas del $\{\ln(t_i), \ln[-\ln[S(t_i)]]\}$ para el Segundo y Tercer período de desempleo según la variable PROVINCIA	30
Figura 11. Representaciones gráficas del $\{\ln(t_i), \ln[-\ln[S(t_i)]]\}$ para el Segundo y Tercer período de desempleo según la variable ORDEN	31
Figura 12. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier según la CATEGORÍA laboral de la última profesión. Segundo período	32

Figura 13. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier según la CATEGORÍA laboral de la última profesión. Tercer período	32
Figura 14. Representaciones gráficas del $\{\ln(t_i), \ln\{-\ln[S(t_i)]\}$ para el Segundo y Tercer período de desempleo según la variable CATEGORÍA profesional	33
Figura 15. Representaciones gráficas del $\{\ln(t_i), \ln\{-\ln[S(t_i)]\}$ para el Segundo y Tercer período de desempleo según la variable AYUDA socioeconómica concedida	34
Figura 16. Representaciones gráficas del $\{\ln(t_i), \ln\{-\ln[S(t_i)]\}$ para el Segundo y Tercer período de desempleo según la variable PAÍS de origen	35
Figura 17. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier según la EXPERIENCIA previa fuera del mar. Segundo período	36
Figura 18. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier según la EXPERIENCIA previa fuera del mar. Tercer período	36
Figura 19. Representaciones gráficas del $\{\ln(t_i), \ln\{-\ln[S(t_i)]\}$ para el Segundo y Tercer período de desempleo según la variable EXPERIENCIA previa fuera del mar	37
Figura 20. Representaciones gráficas del $\{\ln(t_i), \ln\{-\ln[S(t_i)]\}$ para el Segundo y Tercer período de desempleo según la variable MODALIDAD de ayuda socioeconómica	38
Figura 21. Representaciones gráficas del $\{\ln(t_i), \ln\{-\ln[S(t_i)]\}$ para el Segundo y Tercer período de desempleo según la variable EDAD	39
Figura 22. Representaciones gráficas del $\{\ln(t_i), \ln\{-\ln[S(t_i)]\}$ para el Segundo y Tercer período de desempleo según la variable PERCEPCIÓN	40
Figura 23. Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo en el Régimen Especial del Mar según el PAÍS de origen	41
Figura 24. Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo en el Otro Régimen diferente al del Mar según el PAÍS de origen	41
Figura 25. Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo en el Régimen Especial del Mar según la variable EDAD	42
Figura 26. Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de	

paso de la situación de paro a la de empleo en el Régimen Especial del Mar según la MODALIDAD de ayuda socioeconómica solicitada	42
Figura 27. Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo en el Otro Régimen diferente al del Mar según la MODALIDAD de ayuda socioeconómica solicitada	43
Figura 28 Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo en el Régimen Especial del Mar según la concesión de la AYUDA socioeconómica	43
Figura 29. Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo en el Otro Régimen diferente al del Mar según la concesión de la AYUDA socioeconómica	44
Figura 30. Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo en el Otro Régimen diferente al del Mar según la CATEGORÍA laboral de la última profesión	44
Figura 31. Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo en el Régimen Especial del Mar según la ORDEN por la que solicitó la ayuda	45
Figura 32. Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo en el Otro Régimen diferente al del Mar según la ORDEN por la que solicitó la ayuda	45
Figura 33. Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo en el Régimen Especial del Mar según la PROVINCIA	46
Figura 34. Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo en el Otro Régimen diferente al del Mar según la PROVINCIA	46

Tabla 1. Acuerdos bilaterales con terceros países

País	Fechas de validez del protocolo en vigor ¹	Posibilidades de pesca	Contrapartida financiera comunitaria ² (€)	% acciones dirigidas a la conservación y desarrollo sostenible
Angola	No existe protocolo en vigor			
Cabo Verde	01/07/2004-30/06/2005	Palangreros de fondo: 630 TRB Cerqueros: 37 buques Palangreros de superficie: 62 buques Atuneros con cañas y líneas: 18	680.000 €/año	41%
Comoras	1/1/2005-31/12/2010	Cerqueros: 40 buques Palangreros de superficie: 17 buques	390000	60%
Costa de Marfil	01/07/2004-30/06/2007	Pesca demersal: 600 TRB Cerqueros: 34 buques Palangreros de superficie: 11 buques Atuneros con cañas y líneas: 3	3.195.000 (1.065.000 €/año)	100%
República Gabonesa	3/12/2001-2/12/2005	Buques arrastreros: 1.200 TRB/mes de media anual Atuneros cerqueros: 38 buques Palangreros de superficie: 26 buques	5.050.000 (1.262.500 €/año)	70%
Gambia	No existe protocolo en vigor			

¹ Incluidas las prorrogaciones² Las cifras incluyen las cantidades añadidas tras la prórroga de los protocolos

Tabla 1. Acuerdos bilaterales con terceros países (Continuación)

País	Fechas de validez del protocolo en vigor	Posibilidades de pesca	Contrapartida financiera comunitaria (€)	% acciones dirigidas a la conservación y desarrollo sostenible
Groenlandia	1/01/2001-31/12/2006	Gallineta nórdica: 25.500 t. Camarones: 9.675 t Capelán: 7,7% del TAC de capelán de la campaña Halibut negro: 10.500 t. Granadero: 3.350 t. Fletán: 1.200 t. Cangrejo de las nieves: 1.000 t. Capturas accesoria ³ : 2.000 t	256.920.000 (42.820.000 €/año)	26%
Guinea	1/01/2004-31/12/2008	Buques de pesca de peces y cefalópodos: 2.500 TRB/mes Buques de pesca de camarones: 1.500 TRB/mes Atuneros Cerqueros: 34 buques Atuneros con cañas y líneas: 14 Palangreros de superficie: 9 buques	17.000.000 (3.400.000 €/año) ⁴	41% el primer año, con la posibilidad de aumentar de forma gradual hasta un 44% el último año

³ Se refieren a las capturas accesorias combinadas de bacalao, perro del Norte, noriega, maruca y brosmio.

⁴ La cantidad puede verse incrementada hasta 19.975.000 € (3.995.000 €/año) en caso de que aumenten las posibilidades de pesca.

Tabla 1. Acuerdos bilaterales con terceros países (Continuación)

País	Fechas de validez del protocolo en vigor	Posibilidades de pesca	Contrapartida financiera comunitaria (€)	% acciones dirigidas a la conservación y desarrollo sostenible
Guinea-Bissau 16/6/2001-15/6/2006	16/06/2001-15/06/2004	Camarones: 9.600 TRB Peces/Cefal.: 2.800 TRB Atuneros cerqueros: 40 buques Atuneros/palangreros: 36 buques	51.000.000 (10.000.000 €/año los tres primeros años y 10.500.000 € los dos últimos años)	6.7%
	Protocolo modificado para el periodo 16/06/2004-15/06/006	Camarones: 4.400 TRB Peces/Cefal.: 4.400 TRB Atuneros cerqueros: 40 buques Atuneros/palangreros: 30 buques	44.520.000 10.000.000 €/año los tres primeros años y 7.260.000 € los dos últimos años	
Guinea Ecuatorial	No existe protocolo en vigor			
Islas Salomón	1/01/2005-31/12/2007	Cerqueros: 4 buques Palangreros: 10 buques	1.200.000 (400.000 €/año)	
Kiribati	16/09/2003-15/09/2006	Primer año Atuneros cerqueros: 6 buques Palangreros de superficie: 12 buques Años siguientes Atuneros cerqueros: 4 buques Palangreros de superficie: 12 buques	1.378.000 (546.000 € el primer año y 416.000 € anuales los siguientes)	18% el primer año y 24% los siguientes
Madagascar	1/01/2004-28/02/2010	Cerqueros: 40 buques Palangreros de superficie: 40 buques	2.475.000 (825.000 €/año)	61%

Tabla 1. Acuerdos bilaterales con terceros países (Continuación)

País	Fechas de validez del protocolo en vigor	Posibilidades de pesca	Contrapartida financiera comunitaria (€)	% acciones dirigidas a la conservación y desarrollo sostenible
Marruecos	1/03/2006-28/02/2010	Pesca artesanal: Pesca pelágica (cerqueros): 20 buques, Caña, curricán y lazo: 20 buques, Palangreros: 30 buques, Atuneros cañeros: 27 buques. Pesca demersal (cerca del fondo marino) Palangres, redes de arrastre y redes: 22 buques. Pesca pelágica de bajura (semipelágica) Cuota anual de 60.000 toneladas.	144.400.000 (36.100.000 €/año)	37%
Mauricio	3/12/2003-2/12/2007	Cerqueros: 41 buques Palangreros de superficie: 49 buques Pesca con caña: 25 TRB/mes de media anual	1.950.000 (487.500 €/año)	40%
Mauritania	1/08/2001-31/07/2006	Pesca demersal y langosta: 22.000 TRB Pesca cefalópodos: 55 buques Pesca pelágica: 15 buques Pesca de atún Cerqueros: 36 buques Palangreros de superficie y atuneros con cañas y líneas: 31 buques	430.000.000 (86.000.000 €/año)	5%
Mozambique	1/01/2004-31/12/2006	Camarones de alta mar: se autorizará un máximo de 10 buques para su pesca hasta un límite de 1.000 t. anuales Atún: 35 cerqueros frigoríficos y 14 palangreros de superficie	12.270.000 (4.090.000 €/año)	100%

Tabla1. Acuerdos bilaterales con terceros países (Continuación)

País	Fechas de validez del protocolo en vigor	Posibilidades de pesca	Contrapartida financiera comunitaria (€)	% acciones dirigidas a la conservación y desarrollo sostenible
Santo Tomé y Príncipe	1/06/2002-31/05/2005	Atún: 38 cerqueros, 25 palangreros de superficie y 2 buques atuneros con cañas y líneas Pesca exploratoria: 3 buques	2.200.000 (925.000 € el primer año y 637.500 € el segundo y tercero)	40%
Senegal	1/07/2002-30/06/2006	Pesca demersal costera: 1.500 TRB Buques de pesca demersal profunda y palangreros de fondo: 3.000 TRB Buques Frigoríficos de pesca demersal profunda de crustáceos: 3.500 TRB Atuneros: Cerqueros: 39 buques Atuneros con cañas y líneas: 16 Palangreros: 23 buques	64.000.000 (16.000.000 €/año)	18,75%
Seychelles	(18/01/2005-17/01/2011)	Cerqueros: 40 buques Palangreros de superficie: 12 buques	24.750.000 (4.125.000 €/año)	36%
País	Validez	Posibilidades de pesca UE 2004	Compensación financiera	
Islas Feroe	2/02/2006-1/02/2012	Peces blancos (bacalao, eglefino, carbonero, gallineta nórdica, maruca, maruca azul y peces planos): 10.575 t. Bacaladilla y caballa: 18.908 t.		
Islandia	15/12/2003-14/12/2009	Gallineta nórdica: 3.000 t.		

Tabla 1. Acuerdos bilaterales con terceros países (Continuación)

País	Validez	Posibilidades de pesca UE 2004	Compensación financiera
Noruega	2003-2009	Acuerdos para 2006 Bacalao: 19.260 t. Eglefino: 44.835 t. Carbonero: 59.160 t. Merlán: 21.420 t. Solla: 55.820 t. Caballa: 16.954 t. Arenque: 322.873 t.	

Fuente: http://ec.europa.eu/fisheries/cfp/external_relations/bilateral_agreements_es.htm

Tabla 2. Posibilidades mensuales de pesca por período, modalidad y zona de pesca⁵

Al norte del paralelo 30° 40' N	1/3/1988-28/2/89	1/3/1989-28/2/90	1/3/1990-28/2/91	1/3/1991-29/2/92
Cerco	2.100	2.100	2.100	2.100
- en el Mediterráneo	638	638	638	638
- en el Atlántico (norte de Larache)	1.088	1.088	1.088	1.088
- en el Atlántico + Mediterráneo	374	374	374	374
reducción art. 7º 2 del Acuerdo	no aplicable	aplicable	aplicable	aplicable
restricción art. 7º 4 del Acuerdo	no aplicable	1 mes (2)	1 mes (2)	1 mes (2)
- Mediterráneo (paralización escalonada en 2 meses) mayo/junio)				
- Atlántico (paralización escalonada en 2 meses: marzo/abril)	no aplicable	1 mes (2)	1 mes (2)	1 mes (2)
- Atlántico + Mediterráneo (paralización escalonada en uno de estos dos períodos: marzo/abril o mayo/junio, entre los que el armador deberá elegir con anterioridad a la campaña de pesca correspondiente)	no aplicable	1 mes (2)	1 mes (2)	1 mes (2)

⁵ En la tabla sobre las posibilidades de pesca la denotación (1) significa que la expedición de las licencias se efectuará hasta un total de 11/12 del tonelaje autorizado. No obstante, podrá producirse, a iniciativa de Marruecos, una paralización biológica de un mes fijo que se determinará en la Comisión mixta. En cuanto a (2) significa que durante el período de paralización biológica, la expedición de licencias se efectuará hasta la mitad del total del tonelaje mensual autorizado (Art. 2).

Tabla 2. Posibilidades mensuales de pesca por período, modalidad y zona de pesca (Continuación)

Al norte del paralelo 30° 40' N	1/3/1988-28/2/89	1/3/1989-28/2/90	1/3/1990-28/2/91	1/3/1991-29/2/92
Arrastre (*)	18.500	18.500	18.500	18.500
- en el Mediterráneo	763	763	763	763
- en el Atlántico	15.436	15.436	15.436	15.436
- en el Atlántico +	2.301	2.301	2.301	2.301
reducción art. 7º 2 del	no aplicable	no aplicable	aplicable	aplicable
restricción art 7º 4 del				
Acuerdo (paralización fija y/o	febrero	febrero	febrero	1 mes (1)
escalonada en 1 mes)				
Palangre y demás artes de				
pesca selectivas (1)				
(trasmallo, red de enmalle,	5.050	5.050	5.050	5.050
etc.)				
- en el Mediterráneo	193	193	193	193
- en el Atlántico	4.743	4.743	4.743	4.743
- en el Atlántico +	114	114	114	114
Mediterráneo				
reducción art. 7º 2 del	no aplicable	aplicable	aplicable	aplicable
Acuerdo				
restricción art. 7º 4 del	no aplicable	no aplicable	no aplicable	no aplicable
Acuerdo				
Palangre específico para la	250	250	250	250
pesca de espadilla				
- en el Atlántico	250	250	250	250
reducción art. 7º 2 y	no aplicables	no aplicables	no aplicables	no aplicables
restricción art. 7º 4 del				
Acuerdo				
Pesca de esponjas:				
- en el Mediterráneo	300	300	300	300
reducción art. 7º 2 y				
restricción art. 7º 4 del	no aplicables	no aplicables	no aplicables	no aplicables
Acuerdo				

Tabla 2. Posibilidades mensuales de pesca por período, modalidad y zona de pesca (Continuación)

Al sur del paralelo 30° 40' N	1/3/1988-28/2/89	1/3/1989-28/2/90	1/3/1990-28/2/91	1/3/1991-29/2/92
Cerco (**) reducción art. 7° 2 y restricción art. 7° 4 del Acuerdo	4.529 no aplicables	4.529 no aplicables	4.529 no aplicables	4.529 no aplicables
Artesanal (caña, palangre, red de enmalle línea, nasa, etc. reducción art. 7° 2 y restricción art. 7° 4 del Acuerdo	3.900 no aplicables	3.900 no aplicables	3.900 no aplicables	3.900 no aplicables
Buque para la pesca de cefalópodos frescos (**) reducción art. 7° 2 restricción art. 7° 4 del Acuerdo (paralización 1 mes)	4.900 no aplicable no aplicable	4.900 aplicable octubre	4.900 aplicable octubre	4.900 aplicable octubre
Buque congelador para la pesca de cefalópodos (**) reducción art. 7° 2 restricción art. 7° 4 del Acuerdo (paralización 1 mes)	1/3/88-31/12/88	33.000 no aplicable octubre	29.500 no aplicable octubre	29.500 no aplicable octubre
	36.758			
	1/1/89-28/2/89			
	33.000			
Arrastre para la pesca de merluza negra (**) reducción art. 7° 2 y restricción art. 7° 4 del Acuerdo	7.000 no aplicables	7.000 no aplicables	7.000 no aplicables	7.000 no aplicables
Arrastre demersal (**) reducción art. 7° 2 y restricción art. 7° 4 del Acuerdo	6.000 no aplicables	6.000 no aplicables	6.000 no aplicables	6.000 no aplicables

Tabla 2. Posibilidades mensuales de pesca por período, modalidad y zona de pesca (Continuación)

Al sur del paralelo 30° 40' N	1/3/1988-28/2/89	1/3/1989-28/2/90	1/3/1990-28/2/91	1/3/1991-29/2/92
Arrastre pelágico(***) reducción art. 7º 2 y restricción art. 7º 4 del Acuerdo	6.500 no aplicables	6.500 no aplicables	6.500 no aplicables	6.500 no aplicables
Al sur del paralelo 30° 40' N	1/3/88-28/2/89	1/3/89-28/2/90	1/3/90-28/2/91	1/3/91-29/2/92
Palangre y otras artes de pesca selectivas (trasmallo, red de enmalle...) (**) reducción art. 7º 2 y restricción art. 7º 4 del Acuerdo	1.500 no aplicables	1.500 no aplicables	1.500 no aplicables	1.500 no aplicables
Palangre específico para la pesca de la espadilla (**) reducción art. 7º 2 y restricción art. 7º 4 del Acuerdo	500 no aplicables	500 no aplicables	500 no aplicables	500 no aplicables
Todas las zonas	1/3/88-28/2/89	1/3/89-28/2/90	1/3/90-28/2/91	1/3/91-28/2/92
Atuneros (caña y curricán) reducción art. 7º 2 y restricción art. 7º 4 del Acuerdo	20 buques no aplicables	20 buques no aplicables	20 buques no aplicables	20 buques no aplicables

Fuente: Reglamento (CEE) nº 2054/1988 del Consejo, de 23 de junio de 1988

Tabla 3. Contrastes para la variable PROVINCIA

Contrastes	Estadístico	Pr>Chi-2
Rangos logarítmicos	45,70	0,0000
Wilcoxon-Breslow-Gehan	33,34	0,0000
Tarone-Ware	39,74	0,0000
Peto-Peto-Prentice	34,04	0,0000
Fleming-Harrington (p=0, q=3)	22,64	0,0000
Fleming-Harrington (p=3, q=0)	22,86	0,0000

Tabla 4. Contrastes para la variable ORDEN

Contrastes	Estadístico	Pr>Chi-2
Rangos logarítmicos	180,74	0,0000
Wilcoxon-Breslow-Gehan	121,03	0,0000
Tarone-Ware	160,72	0,0000
Peto-Peto-Prentice	131,07	0,0000
Fleming-Harrington (p=0, q=3)	37,17	0,0000
Fleming-Harrington (p=3, q=0)	53,53	0,0000

Tabla 5. Contrastes para la variable MODALIDAD de ayuda socioeconómica

Contrastes	Estadístico	Pr>Chi-2
Rangos logarítmicos	30,78	0,0000
Wilcoxon-Breslow-Gehan	30,37	0,0000
Tarone-Ware	32,77	0,0000
Peto-Peto-Prentice	30,95	0,0000
Fleming-Harrington (p=0, q=3)	3,16	0,0757
Fleming-Harrington (p=3, q=0)	22,32	0,0000

Tabla 6. Contrastes para la variable AYUDA socioeconómica concedida

Contrastes	Estadístico	Pr>Chi-2
Rangos logarítmicos	122,95	0,0000
Wilcoxon-Breslow-Gehan	158,11	0,0000
Tarone-Ware	149,12	0,0000
Peto-Peto-Prentice	157,06	0,0000
Fleming-Harrington (p=0, q=3)	2,76	0,0966
Fleming-Harrington (p=3, q=0)	152,98	0,0000

Tabla 7. Contrastes para la variable PAÍS de origen

Contrastes	Estadístico	Pr>Chi-2
Rangos logarítmicos	18,76	0,0000
Wilcoxon-Breslow-Gehan	11,90	0,0006
Tarone-Ware	16,07	0,0001
Peto-Peto-Prentice	12,67	0,0004
Fleming-Harrington (p=0, q=3)	6,37	0,0116
Fleming-Harrington (p=3, q=0)	5,93	0,0149

Tabla 8. Contrastes para la variable EXPERIENCIA previa fuera del mar

Contrastes	Estadístico	Pr>Chi-2
Rangos logarítmicos	0,15	0,6982
Wilcoxon-Breslow-Gehan	0,79	0,3747
Tarone-Ware	0,52	0,4692
Peto-Peto-Prentice	0,72	0,3961
Fleming-Harrington (p=0, q=3)	0,54	0,4611
Fleming-Harrington (p=3, q=0)	1,31	0,2529

Tabla 9. Contrastes para la variable EDAD

Contrastes	Estadístico	Pr>Chi-2
Rangos logarítmicos	5,04	0,0806
Wilcoxon-Breslow-Gehan	4,39	0,1113
Tarone-Ware	4,51	0,1049
Peto-Peto-Prentice	4,32	0,1152
Fleming-Harrington (p=0, q=3)	3,30	0,1924
Fleming-Harrington (p=3, q=0)	4,24	0,1203

Tabla 10 . Contrastes para la variable CATEGORÍA profesional

Contrastes	Estadístico	Pr>Chi-2
Rangos logarítmicos	7,82	0,0200
Wilcoxon-Breslow-Gehan	7,79	0,0204
Tarone-Ware	7,63	0,0220
Peto-Peto-Prentice	8,50	0,0143
Fleming-Harrington (p=0, q=3)	3,95	0,1389
Fleming-Harrington (p=3, q=0)	9,20	0,0101

Tabla 11. Contrastes para la variable PERCEPCIÓN

Contrastes	Estadístico	Pr>Chi-2
Rangos logarítmicos	1.032,29	0,0000
Wilcoxon-Breslow-Gehan	1.115,63	0,0000
Tarone-Ware	1.087,48	0,0000
Peto-Peto-Prentice	1.108,75	0,0000
Fleming-Harrington (p=0, q=3)	11,78	0,0006
Fleming-Harrington (p=3, q=0)	1.128,65	0,0000

Tabla 12. Características de los tripulantes correspondientes al segundo período de desempleo

	Cádiz		Huelva		Málaga		Almería	
	Número	%	Número	%	Número	%	Número	%
Total:	591	80,85	64	8,76%	28	3,83%	48	6,57%
Censurados:	36	6,09%	4	6,25%	1	3,57%	3	6,25%
Con Prestaciones:	431	72,93	42	65,63%	19	67,86%	33	68,75%
Orden:								
De 28/1/2002	120	20,30	25	39,06%	5	17,86%	28	58,33%
De 5/3/2004	471	79,70	39	60,94%	23	82,14%	20	41,67%
Edad:								
16-29	71	12,01	4	6,25%	2	7,14%	7	14,58%
30-44	321	54,31	41	64,06%	17	60,71%	28	58,34%
45-65	199	33,67	19	29,69%	9	32,14%	13	27,08%
País de origen:								
Española	549	92,89	49	76,56%	20	71,43%	42	87,50%
Otra	42	7,11%	15	23,44%	8	28,57%	6	12,50%
Cualificación:								
Alta	55	9,31%	20	31,25%	2	7,14%	15	31,25%
Media	86	14,55	17	26,56%	7	25,00%	14	29,17%
Baja	450	76,14	27	42,19%	19	67,86%	19	39,58%
Experiencia previa								
Sí	248	41,96	24	37,50%	10	35,71%	18	37,50%
No	343	58,04	40	62,50%	18	64,29%	30	62,50%
Modalidad								
Prima Global Indivi.	579	97,97	55	85,94%	28	100%	46	95,83%
Reconversión	12	2,03%	9	14,06%	0	0%	2	4,17%
Ayuda Concedida								
Sí	541	91,54	61	95,31%	24	85,71%	36	75,00%
No	50	8,46%	3	4,69%	4	14,29%	12	25,00%
Modalidad pesca								
Arrastre	30	5,08%	53	82,81%	28	100%	45	93,75%
Cerco	450	76,14	11	17,19%	0	0%	3	6,25%
Otras	111	18,78	0	0%	0	0%	0	0%

Tabla 13. Características de los tripulantes correspondientes al tercer período de desempleo

	Cádiz		Huelva		Málaga		Almería	
	Número	%	Número	%	Número	%	Número	%
Total:	411	85,09%	39	8,07%	15	3,11%	18	3,73%
Censurados:	38	9,27%	2	5,13%	2	13,33%	1	5,56%
Con Prestaciones:	299	72,93%	27	69,23%	11	73,33%	10	55,56%
Orden:								
De 28/1/2002	57	13,87%	14	35,90%	3	20,00%	13	72,22%
De 5/3/2004	354	86,13%	25	64,10%	12	80,00%	5	27,78%
Edad:								
16-29	49	11,92%	2	5,13%	2	13,33%	3	16,67%
30-44	219	53,28%	26	66,67%	10	66,67%	12	66,66%
45-65	143	34,79%	11	28,21%	3	20,00%	3	16,67%
País de origen:								
Española	383	93,19%	33	84,62%	10	66,67%	15	83,33%
Otra	28	6,81%	6	15,38%	5	33,33%	3	16,67%
Cualificación:								
Alta	35	8,52%	17	43,59%	0	0,00%	4	22,22%
Media	62	15,09%	10	25,64%	2	13,33%	7	38,89%
Baja	314	76,40%	12	30,77%	13	86,67%	7	38,89%
Experiencia previa								
Sí	172	41,85%	16	41,03%	4	26,67%	5	27,78%
No	239	58,15%	23	58,97%	11	73,33%	13	72,22%
Modalidad								
Prima Global Indivi.	408	97,27%	32	82,05%	15	100%	18	100%
Reconversión	3	0,73%	7	17,95%	0	0%	0	0%
Ayuda Concedida								
Sí	373	90,75%	36	92,31%	12	80,00%	11	61,11%
No	38	9,25%	3	7,69%	3	20,00%	7	38,89%
Modalidad pesca								
Arrastre	20	4,87%	30	76,92%	15	100%	18	100%
Cerco	318	77,37%	9	23,08%	0	0%	0	0%
Otras	73	17,76%	0	0%	0	0%	0	0%

Tabla 14. Resultados de los contrastes para la variable PROVINCIA

Contrastes	Segundo período de desempleo		Tercer período de desempleo	
	Estadístico	Pr>Chi-2	Estadístico	Pr>Chi-2
Rangos logarítmicos	2,70	0,4402	4,56	0,2067
Wilcoxon-Breslow-Gehan	4,98	0,1731	9,15	0,0273
Tarone-Ware	4,18	0,2425	7,69	0,0530
Peto-Peto-Prentice	4,65	0,1994	8,82	0,0318
Fleming-Harrington (p=0, q=3)	0,53	0,9133	1,51	0,6790
Fleming-Harrington (p=3, q=0)	5,74	0,1249	9,92	0,0192
Cox	2,72	0,4374	5,01	0,1713

Tabla 15. Resultados de los contrastes para la variable ORDEN

Contrastes	Segundo período de desempleo		Tercer período de desempleo	
	Estadístico	Pr>Chi-2	Estadístico	Pr>Chi-2
Rangos logarítmicos	6,35	0,0118	5,30	0,0213
Wilcoxon-Breslow-Gehan	5,74	0,0166	1,66	0,1975
Tarone-Ware	7,55	0,0060	3,62	0,0570
Peto-Peto-Prentice	4,97	0,0258	1,63	0,2020
Fleming-Harrington (p=0, q=3)	0,01	0,9397	2,89	0,0891
Fleming-Harrington (p=3, q=0)	0,58	0,4447	0,08	0,7784
Cox	6,36	0,0117	5,46	0,0195

Tabla 16. Resultados de los contrastes para la variable CATEGORÍA profesional

Contrastes	Segundo período de desempleo		Tercer período de desempleo	
	Estadístico	Pr>Chi-2	Estadístico	Pr>Chi-2
Rangos logarítmicos	0,20	0,9055	0,39	0,8220
Wilcoxon-Breslow-Gehan	0,38	0,8254	0,54	0,7629
Tarone-Ware	0,09	0,9578	0,38	0,8264
Peto-Peto-Prentice	0,33	0,8470	0,52	0,7730
Fleming-Harrington (p=0, q=3)	3,87	0,1442	1,47	0,4785
Fleming-Harrington (p=3, q=0)	1,18	0,5551	0,94	0,6264
Cox	0,19	0,9091	0,37	0,8292

Tabla 17. Resultados de los contrastes para la variable AYUDA socioeconómica concedida

Contrastes	Segundo período de desempleo		Tercer período de desempleo	
	Estadístico	Pr>Chi-2	Estadístico	Pr>Chi-2
Rangos logarítmicos	0,04	0,8369	0,07	0,7981
Wilcoxon-Breslow-Gehan	0,02	0,8774	0,03	0,8537
Tarone-Ware	0,11	0,7444	0,12	0,7298
Peto-Peto-Prentice	0,01	0,9427	0,02	0,8899
Fleming-Harrington (p=0, q=3)	0,67	0,4130	0,13	0,7139
Fleming-Harrington (p=3, q=0)	0,76	0,3839	0,20	0,6527
Cox	0,04	0,8388	0,06	0,7995

Tabla 18. Resultados de los contrastes para la variable PAÍS de origen

Contrastes	Segundo período de desempleo		Tercer período de desempleo	
	Estadístico	Pr>Chi-2	Estadístico	Pr>Chi-2
Rangos logarítmicos	2,31	0,1284	0,62	0,4300
Wilcoxon-Breslow-Gehan	2,38	0,1233	1,31	0,2526
Tarone-Ware	2,97	0,0849	1,15	0,2833
Peto-Peto-Prentice	2,11	0,1461	1,21	0,2720
Fleming-Harrington (p=0, q=3)	0,03	0,8741	0,08	0,7799
Fleming-Harrington (p=3, q=0)	0,72	0,3945	1,23	0,2676
Cox	2,36	0,1247	0,63	0,4275

Tabla 19. Resultados de los contrastes para la variable EXPERIENCIA previa fuera del mar

Contrastes	Segundo período de desempleo		Tercer período de desempleo	
	Estadístico	Pr>Chi-2	Estadístico	Pr>Chi-2
Rangos logarítmicos	0,60	0,4381	0,30	0,5820
Wilcoxon-Breslow-Gehan	0,18	0,6731	0,65	0,4198
Tarone-Ware	0,33	0,5631	0,50	0,4785
Peto-Peto-Prentice	0,19	0,6642	0,63	0,4273
Fleming-Harrington (p=0, q=3)	0,63	0,4265	0,01	0,9424
Fleming-Harrington (p=3, q=0)	0,00	0,9886	1,11	0,2914
Cox	0,58	0,4445	0,29	0,5873

Tabla 20. Resultados de los contrastes para la variable MODALIDAD de ayuda socioeconómica

Contrastes	Segundo período de desempleo		Tercer período de desempleo	
	Estadístico	Pr>Chi-2	Estadístico	Pr>Chi-2
Rangos logarítmicos	5,02	0,0251	6,19	0,0129
Wilcoxon-Breslow-Gehan	5,61	0,0179	5,99	0,0144
Tarone-Ware	6,45	0,0111	6,60	0,0102
Peto-Peto-Prentice	5,50	0,0190	6,05	0,0139
Fleming-Harrington (p=0, q=3)	0,22	0,6367	2,10	0,1475
Fleming-Harrington (p=3, q=0)	1,57	0,2105	4,29	0,0383
Cox	5,57	0,0183	7,69	0,0056

Tabla 21. Resultados de los contrastes para la variable EDAD

Contrastes	Segundo período de desempleo		Tercer período de desempleo	
	Estadístico	Pr>Chi-2	Estadístico	Pr>Chi-2
Rangos logarítmicos	4,70	0,0955	2,11	0,3477
Wilcoxon-Breslow-Gehan	4,99	0,0825	3,64	0,1623
Tarone-Ware	5,06	0,0795	3,43	0,1803
Peto-Peto-Prentice	5,34	0,0694	3,59	0,1665
Fleming-Harrington (p=0, q=3)	1,15	0,5620	0,29	0,8635
Fleming-Harrington (p=3, q=0)	5,54	0,0627	4,36	0,1131
Cox	4,26	0,1186	2,05	0,3594

Tabla 22. Resultados de los contrastes para la variable PERCEPCIÓN

Contrastes	Segundo período de desempleo		Tercer período de desempleo	
	Estadístico	Pr>Chi-2	Estadístico	Pr>Chi-2
Rangos logarítmicos	68,80	0,0000	37,96	0,0000
Wilcoxon-Breslow-Gehan	98,18	0,0000	61,91	0,0000
Tarone-Ware	84,63	0,0000	51,66	0,0000
Peto-Peto-Prentice	103,74	0,0000	63,45	0,0000
Fleming-Harrington (p=0, q=3)	12,70	0,0004	2,68	0,1015
Fleming-Harrington (p=3, q=0)	137,72	0,0000	87,01	0,0000
Cox	58,20	0,0000	32,81	0,0000

Tabla 23. Resultados de la estimación del modelo. Distribución Exponencial

Variables	Coeficientes	Error Estándar	Tasa de riesgo	Error Estándar	p-valor
prov dum1	0,047	0,156	1,048	0,163	0,761
prov dum2	0,051	0,197	0,950	0,187	0,796
prov dum3	0,280	0,109	1,324	0,144	0,010
codayudadum	0,900	0,198	2,460	0,488	0,000
codnuele	0,762	0,079	2,143	0,168	0,000
cualidum1	0,170	0,100	1,185	0,119	0,090
cualidum2	0,328	0,120	1,389	0,166	0,006
añodum1	1,148	0,181	3,151	0,571	0,000
añodum2	1,103	0,102	3,013	0,307	0,000
percep dum	1,828	0,240	6,220	1,491	0,000
codayudadum * ley	-0,664	0,254	0,515	0,131	0,009
cualidum1 * añodum1	0,365	0,407	1,441	0,587	0,369
cualidum1 * añodum2	0,026	0,233	1,026	0,239	0,912
cualidum2 * añodum1	-1,434	0,498	0,238	0,119	0,004
cualidum2 * añodum2	0,502	0,233	1,653	0,385	0,031
percep dum * ley	-0,608	0,264	0,545	0,144	0,021
constante	-7,866	0,115			0,000

Tabla 24. Resultados de la estimación del modelo. Distribución Weibull

Variables	Coeeficientes	Error Estándar	Tasa de riesgo	Error Estándar	p-valor
provdum1	-0,095	0,269	0,910	0,245	0,725
provdum2	-0,485	0,397	0,615	0,244	0,221
provdum3	0,589	0,155	1,801	0,279	0,000
codayudadum	1,540	0,193	4,665	0,900	0,000
codnuele	0,808	0,078	2,244	0,175	0,000
añodum1	1,320	0,931	3,744	3,485	0,156
añodum2	0,599	0,610	1,820	1,111	0,327
cualidum1	0,585	0,237	1,795	0,426	0,014
cualidum2	0,922	0,248	2,515	0,625	0,000
cualidum1*provdum1	0,049	0,377	1,051	0,396	0,896
cualidum1*provdum2	0,831	0,551	2,297	1,264	0,131
cualidum1*provdum3	-0,505	0,263	0,604	0,159	0,055
cualidum2*provdum1	-0,342	0,398	0,710	0,283	0,390
cualidum2*provdum2	0,155	0,621	1,168	0,725	0,802
cualidum2*provdum3	-0,672	0,290	0,510	0,148	0,020
provdum1*añodum1	-3,112	1,557	0,044	0,069	0,046
provdum2*añodum1	-0,257	1,274	0,774	0,985	0,840
provdum3*añodum1	0,466	0,931	1,593	1,484	0,617
provdum1*añodum2	1,536	0,667	4,646	3,101	0,021
provdum2*añodum2	1,964	0,737	7,125	5,252	0,008
provdum3*añodum2	1,189	0,614	3,285	2,017	0,053
codayuda*codnuele	-0,830	0,249	0,436	0,109	0,001
cualidum1*añodum1	0,936	0,653	2,549	1,664	0,152
cualidum1*añodum2	0,270	0,284	1,310	0,372	0,341
cualidum2*añodum1	-2,464	0,760	0,085	0,065	0,001
cualidum2*añodum2	0,717	0,320	2,049	0,655	0,025
percep dum	3,487	0,934	32,673	30,505	0,000
percep dum*provdum1	0,443	1,113	1,557	1,734	0,691
percep dum*provdum2	-1,251	1,053	0,286	0,301	0,235
percep dum*provdum3	-2,242	0,941	0,106	0,100	0,017
percep dum*añodum1	1,688	0,478	5,411	2,589	0,000
percep dum*añodum2	0,486	0,402	1,625	0,654	0,228
percep dum*cualidum1	-0,487	0,448	0,615	0,276	0,278
percep dum*cualidum2	1,838	0,452	6,283	2,837	0,000
constante	-15,358	0,413			0,000
/ln_p	0,719	0,026	0,719	0,026	0,000
p	2,051	0,054	2,051	0,054	
1/p	0,487	0,013	0,487	0,013	

Tabla 25. Resultados de la estimación del modelo. Distribución Lognormal

Variables	Coefficientes	Error Estándar	p-valor
prov dum1	-0,021	-0,190	0,847
prov dum2	0,261	1,330	0,182
prov dum3	0,177	2,170	0,030
codayudadum	-0,916	-3,000	0,003
cualidum1	-0,191	-3,410	0,001
cualidum2	-0,293	-4,280	0,000
codnuele	-0,227	-2,210	0,027
añodum1	-0,302	-0,680	0,497
añodum2	-0,925	-3,070	0,002
codayudadum*prov dum1	0,534	1,460	0,143
codayudadum*prov dum2	-0,613	-0,970	0,331
codayudadum*prov dum3	-0,153	-0,470	0,642
codnuele*prov dum1	0,104	0,580	0,564
codnuele*prov dum2	-0,044	-0,200	0,843
codnuele*prov dum3	-0,314	-2,730	0,006
prov dum1*añodum1	-0,523	-0,730	0,468
prov dum2*añodum1	-0,438	-0,630	0,526
prov dum3*añodum1	-0,573	-1,400	0,162
prov dum1*añodum2	-0,252	-0,790	0,430
prov dum2*añodum2	-0,788	-2,270	0,023
prov dum3*añodum2	-0,578	-1,920	0,055
codayudadum*codnuele	0,538	3,360	0,001
cualidum1*añodum1	-0,333	-1,280	0,200
cualidum2*añodum1	1,191	3,070	0,002
cualidum1*añodum2	0,067	0,500	0,616
cualidum2*añodum2	-0,220	-1,610	0,107
codnuele*añodum1	-0,578	-2,490	0,013
codnuele*añodum2	0,019	0,180	0,858
percep2dum	-2,623	-6,250	0,000
percep dum*prov dum1	0,058	0,120	0,906
percep dum*prov dum2	1,086	2,070	0,038
percep dum*prov dum3	0,761	1,820	0,068
percep dum*codayudadum	0,565	3,120	0,002
percep dum*codnuele	0,525	2,740	0,006
constante	7,104	99,400	0,000
/ln_sig	-0,487	-20,930	0,000
sigma	0,614		

Tabla 26. Resultados de la estimación del modelo. Distribución Log-Logístico

Variables	Coefficientes	Error Estándar	p-valor
provdum1	0,052	0,090	0,563
provdum2	0,234	0,173	0,176
provdum3	0,113	0,066	0,085
codayudadum	-0,791	0,105	0,000
cualidum1	-0,127	0,044	0,004
cualidum2	-0,222	0,054	0,000
codnuele	-0,271	0,087	0,002
añodum1	-1,221	0,372	0,001
añodum2	-0,293	0,379	0,438
codpesca	0,275	0,072	0,000
codnuele*provdum1	0,167	0,143	0,244
codnuele*provdum2	-0,116	0,191	0,543
codnuele*provdum3	-0,187	0,095	0,049
provdum1*añodum1	0,342	0,616	0,579
provdum2*añodum1	-0,186	0,514	0,718
provdum3*añodum1	-0,156	0,337	0,643
provdum1*añodum2	-0,385	0,380	0,311
provdum2*añodum2	-0,786	0,400	0,049
provdum3*añodum2	-0,666	0,367	0,070
codayudadum*codnuele	0,582	0,135	0,000
cualidum1*añodum1	-0,229	0,219	0,296
cualidum1*añodum2	-0,036	0,119	0,764
cualidum2*añodum1	0,986	0,394	0,012
cualidum2*añodum2	-0,238	0,123	0,053
codpesca*añodum1	0,547	0,207	0,008
codpesca*añodum2	-0,492	0,117	0,000
percep dum	-1,712	0,351	0,000
percep dum*provdum1	0,159	0,438	0,716
percep dum*provdum2	0,663	0,409	0,105
percep dum*provdum3	0,938	0,363	0,010
percep dum*añodum1	-0,561	0,255	0,028
percep dum*añodum2	-0,853	0,209	0,000
constante	6,813	0,092	0,000
/ln _{gamma}	-1,218	0,028	0,000
gamma	0,296	0,008	

Tabla 27. Resultados de la estimación del modelo. Distribución Gamma Generalizado

Variables	Coefficientes	Error Estándar	p-valor
prov dum1	0,066	0,094	0,484
prov dum2	0,217	0,157	0,166
prov dum3	-0,085	0,059	0,149
codayudadum	-2,243	0,565	0,000
cualidum1	-0,148	0,054	0,006
cualidum2	-0,248	0,065	0,000
codnuele	-0,440	0,047	0,000
añodum1	-0,388	0,414	0,348
añodum2	-0,591	0,306	0,054
modaldum1	-0,048	0,082	0,557
prov dum1*añodum1	0,016	0,700	0,982
prov dum2*añodum1	-0,005	0,611	0,994
prov dum3*añodum1	-0,419	0,390	0,283
prov dum1*añodum2	-0,576	0,329	0,080
prov dum2*añodum2	-0,942	0,352	0,008
prov dum3*añodum2	-0,684	0,302	0,024
codayudadum*codnuele	0,478	0,141	0,001
modaldum*codayudadum	1,460	0,575	0,011
cualidum1*añodum1	-0,252	0,246	0,306
cualidum1*añodum2	0,006	0,128	0,961
cualidum2*añodum1	1,281	0,382	0,001
cualidum2*añodum2	-0,414	0,132	0,002
codnuele*añodum1	-0,375	0,205	0,068
codnuele*añodum2	0,235	0,100	0,019
percep dum	-1,938	0,390	0,000
percep dum*prov dum1	0,141	0,482	0,769
percep dum*prov dum2	0,884	0,456	0,053
percep dum*prov dum3	1,176	0,397	0,003
percep dum*añodum1	-0,677	0,257	0,009
percep dum*añodum2	-0,587	0,207	0,005
constante	7,359	0,091	0,000
/ln_sig	-0,582	0,028	0,000
/kappa	0,515	0,075	0,000
sigma	0,559	0,016	

Tabla 28. Resultados de la estimación del modelo. Distribución Log-Logístico en presencia de heterogeneidad inobservable (con distribución gamma)

Variables	Coefficientes	Error Estándar	p-valor
provdm1	0,055	0,089	0,535
provdm2	0,232	0,172	0,178
provdm3	0,125	0,065	0,054
codayudadum	-0,810	0,108	0,000
cualidum1	-0,127	0,043	0,003
cualidum2	-0,221	0,054	0,000
codnuele	-0,273	0,086	0,002
añodum1	-1,252	0,368	0,001
añodum2	-0,443	0,402	0,271
codpesca	0,283	0,072	0,000
codnuele*provdm1	0,174	0,142	0,220
codnuele*provdm2	-0,111	0,193	0,566
codnuele*provdm3	-0,183	0,095	0,054
provdm1*añodum1	0,450	0,602	0,455
provdm2*añodum1	-0,199	0,508	0,695
provdm3*añodum1	-0,160	0,333	0,631
provdm1*añodum2	-0,289	0,398	0,469
provdm2*añodum2	-0,729	0,414	0,078
provdm3*añodum2	-0,581	0,384	0,131
codayudadum*codnuele	0,619	0,140	0,000
cualidum1*añodum1	-0,216	0,217	0,319
cualidum1*añodum2	-0,012	0,120	0,917
cualidum2*añodum1	0,894	0,379	0,018
cualidum2*añodum2	-0,211	0,126	0,094
codpesca*añodum1	0,581	0,210	0,006
codpesca*añodum2	-0,462	0,119	0,000
percepdm	-1,693	0,346	0,000
percepdm*provdm1	0,098	0,434	0,821
percepdm*provdm2	0,632	0,403	0,117
percepdm*provdm3	0,893	0,359	0,013
percepdm*añodum1	-0,548	0,258	0,034
percepdm*añodum2	-0,820	0,213	0,000
constante	6,791	0,092	0,000
ln gamma	-1,256	0,037	0,000
ln theta	-2,771	0,670	0,000
gamma	0,285	0,011	
theta	0,063	0,042	

Tabla 29. Resultados de la estimación del modelo Gompertz en presencia de heterogeneidad inobservable (con distribución gamma)

Variables	Tasa de riesgo	Error Estándar	p-valor
provdum1	0,568	0,154	0,037
provdum2	0,651	0,217	0,198
provdum3	0,848	0,170	0,409
codayudadum	51,757	22,921	0,000
cualidum1	1,887	0,320	0,000
cualidum2	2,713	0,577	0,000
codnuele	7,319	1,175	0,000
añodum1	18,668	14,467	0,000
añodum2	214,179	77,246	0,000
percep dum	13,117	2,869	0,000
codayudadum * codnuele	0,079	0,036	0,000
cualidum1 * añodum1	1,084	0,759	0,909
cualidum1 * añodum2	0,732	0,277	0,409
cualidum2 * añodum1	0,058	0,056	0,003
cualidum2 * añodum2	1,067	0,415	0,868
codnuele * añodum1	2,699	1,882	0,155
codnuele * añodum2	0,313	0,090	0,000
codayudadum * añodum1	0,440	0,277	0,193
codayudadum * añodum2	0,100	0,053	0,000
gamma	0,007	0,000	0,000
ln theta	0,190	0,107	0,075
theta	1,209	0,129	

Tabla 30. Resultados de la estimación del modelo log-logístico en presencia de heterogeneidad inobservable (con distribución gamma)

Variables	Coeficientes	Error Estándar	p-valor
prov dum1	0,141	0,073	0,054
prov dum2	0,185	0,099	0,063
prov dum3	0,003	0,050	0,947
codayudadum	-0,951	0,121	0,000
cualidum1	-0,140	0,044	0,002
cualidum2	-0,225	0,055	0,000
codnuele	-0,388	0,037	0,000
añodum1	-0,565	0,225	0,012
añodum2	-1,390	0,081	0,000
percep dum	-1,579	0,081	0,000
codayudadum * codnuele	0,806	0,140	0,000
cualidum1 * añodum1	-0,333	0,223	0,136
cualidum1 * añodum2	-0,020	0,123	0,872
cualidum2 * añodum1	0,853	0,302	0,005
cualidum2 * añodum2	-0,313	0,128	0,014
codnuele * añodum1	-0,769	0,215	0,000
codnuele * añodum2	-0,097	0,100	0,328
codayudadum * añodum1	-0,073	0,195	0,706
codayudadum * añodum2	0,367	0,167	0,027
constante	7,131	0,052	0,000
ln gamma	-1,238	0,037	0,000
ln theta	-0,238	0,462	0,000
gamma	0,290	0,011	
theta	0,092	0,043	

Figura 1. Representación gráfica del $\{\ln(t), \ln[-\ln[S(t)]]\}$ según la PROVINCIA

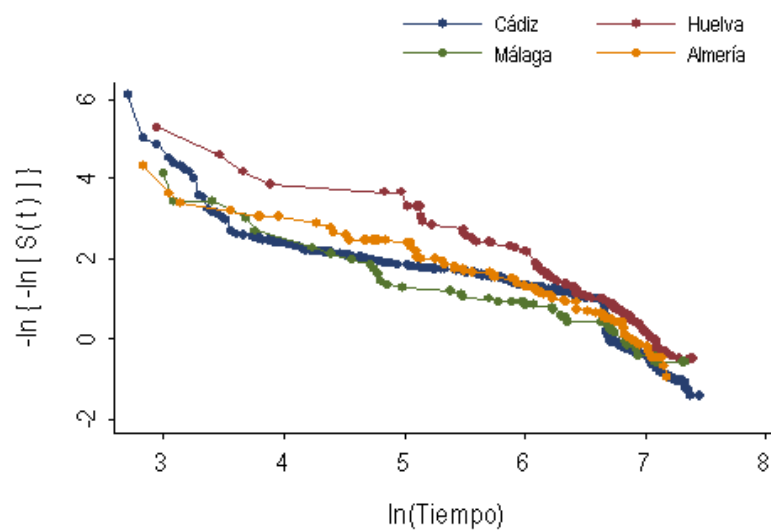


Figura 2. Representación gráfica del $\{\ln(t), \ln[-\ln[S(t)]]\}$ según la ORDEN por la que solicitaron las ayudas

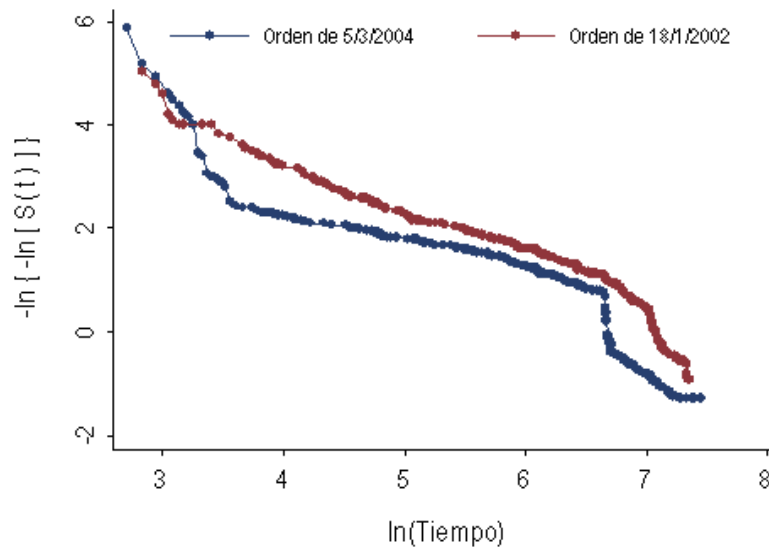


Figura 3. Representación gráfica del $\{\ln(t), \ln[-\ln[S(t)]]\}$ según la MODALIDAD de ayuda socioeconómica solicitada

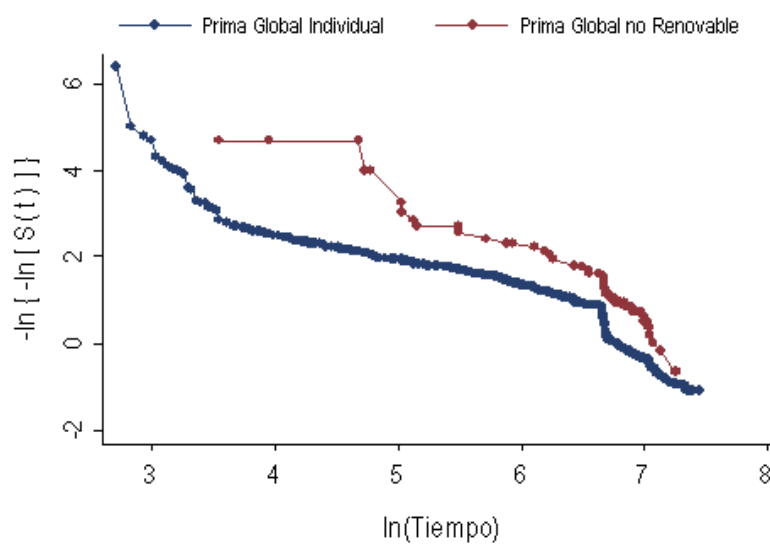


Figura 4. Representación gráfica del $\{\ln(t), \ln[-\ln[S(t)]]\}$ según si se le ha concedido la AYUDA solicitada

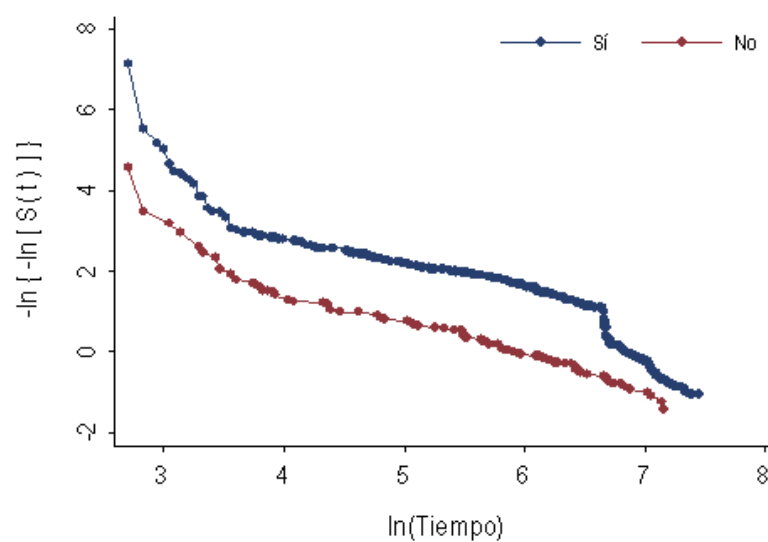


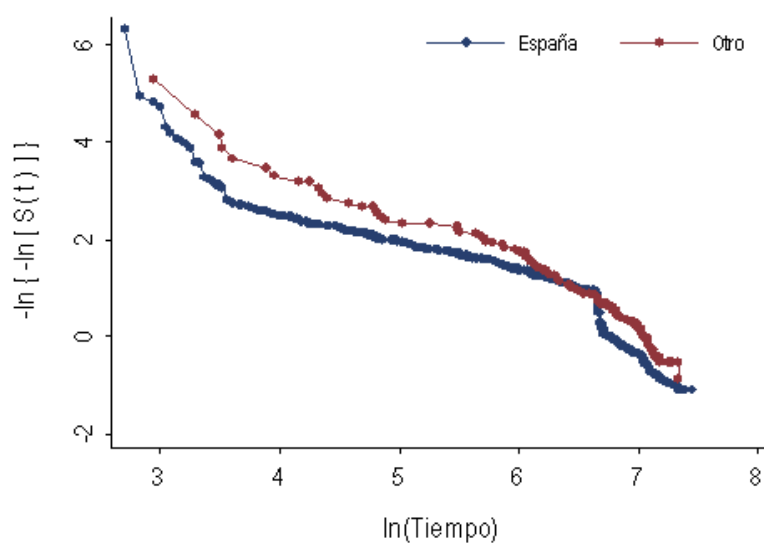
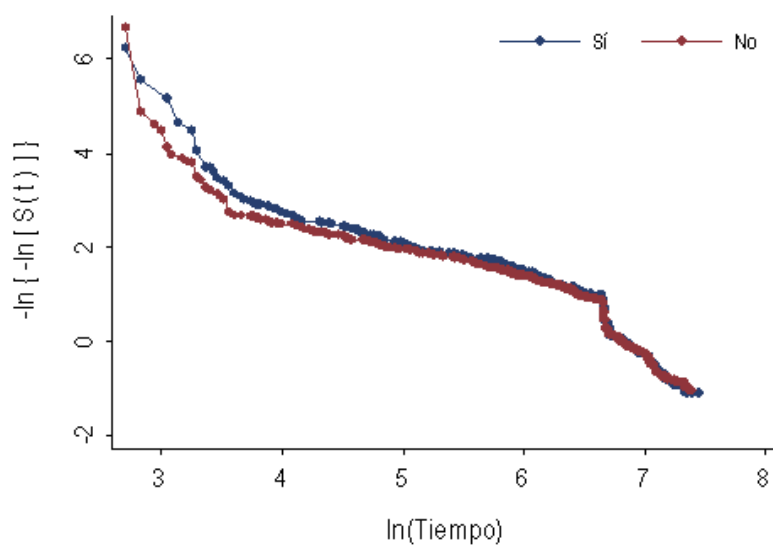
Figura 5. Representación gráfica del $\{\ln(t), \ln[-\ln[S(t)]]\}$ según PAÍS de origenFigura 6. Representación gráfica del $\{\ln(t), \ln[-\ln[S(t)]]\}$ según si posee EXPERIENCIA previa fuera del régimen del mar

Figura 7. Representación gráfica del $\{\ln(t_i), \ln\{-\ln[S(t_i)]\}$ según la EDAD

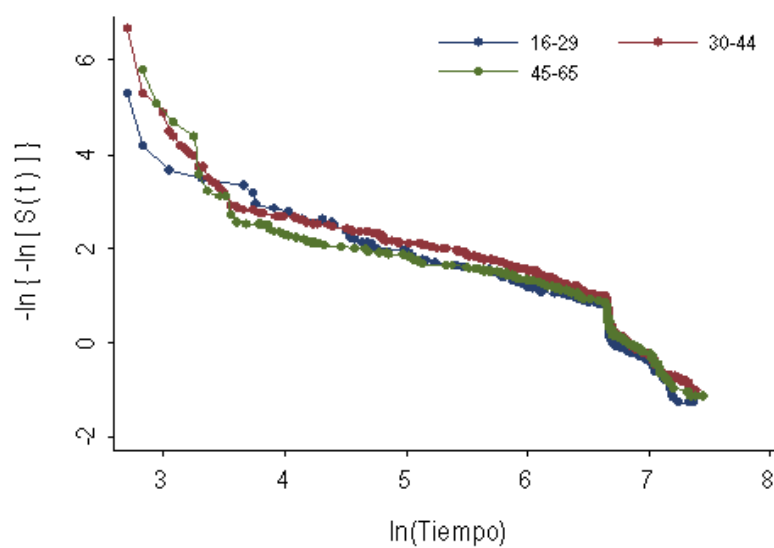


Figura 8. Representación gráfica del $\{\ln(t_i), \ln\{-\ln[S(t_i)]\}$ según la CATEGORÍA profesional

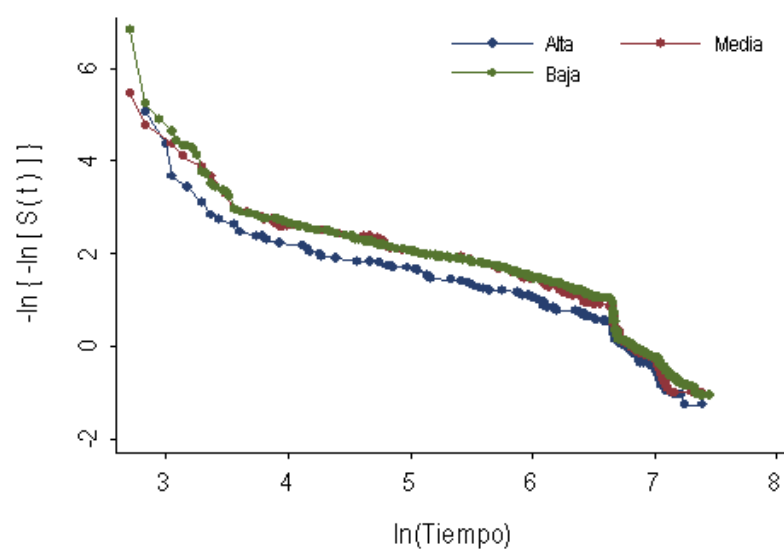


Figura 9. Representación gráfica del $\{\ln(t), \ln[-\ln[S(t)]]\}$ para el grupos de individuos que cobró y no PRESTACIONES durante el período de desempleo

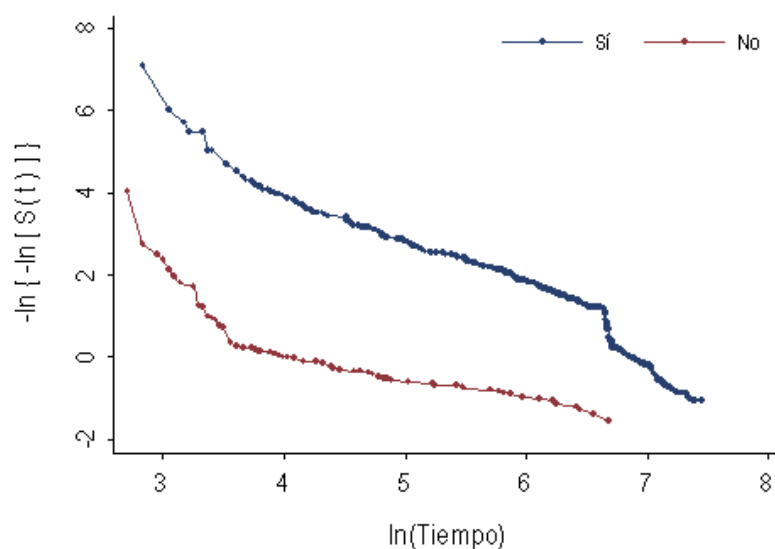


Figura 10. Representaciones gráficas del $\{\ln(t), \ln[-\ln[S(t)]]\}$ para el Segundo y Tercer período de desempleo según la variable PROVINCIA

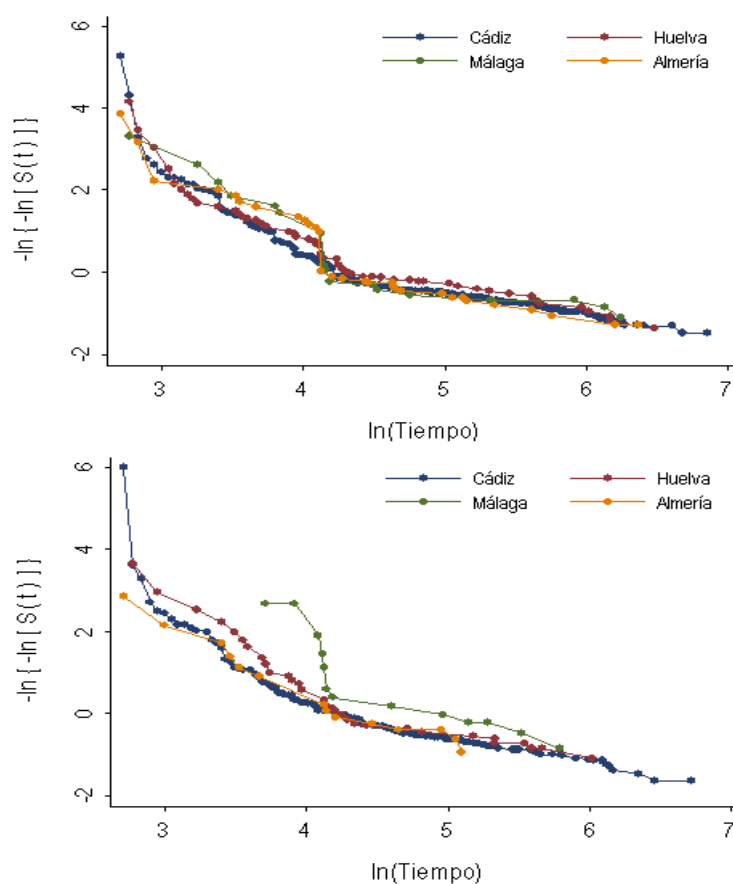


Figura 11. Representaciones gráficas del $\{\ln(t_i), \ln[-\ln[S(t_i)]]\}$ para el Segundo y Tercer período de desempleo según la variable ORDEN

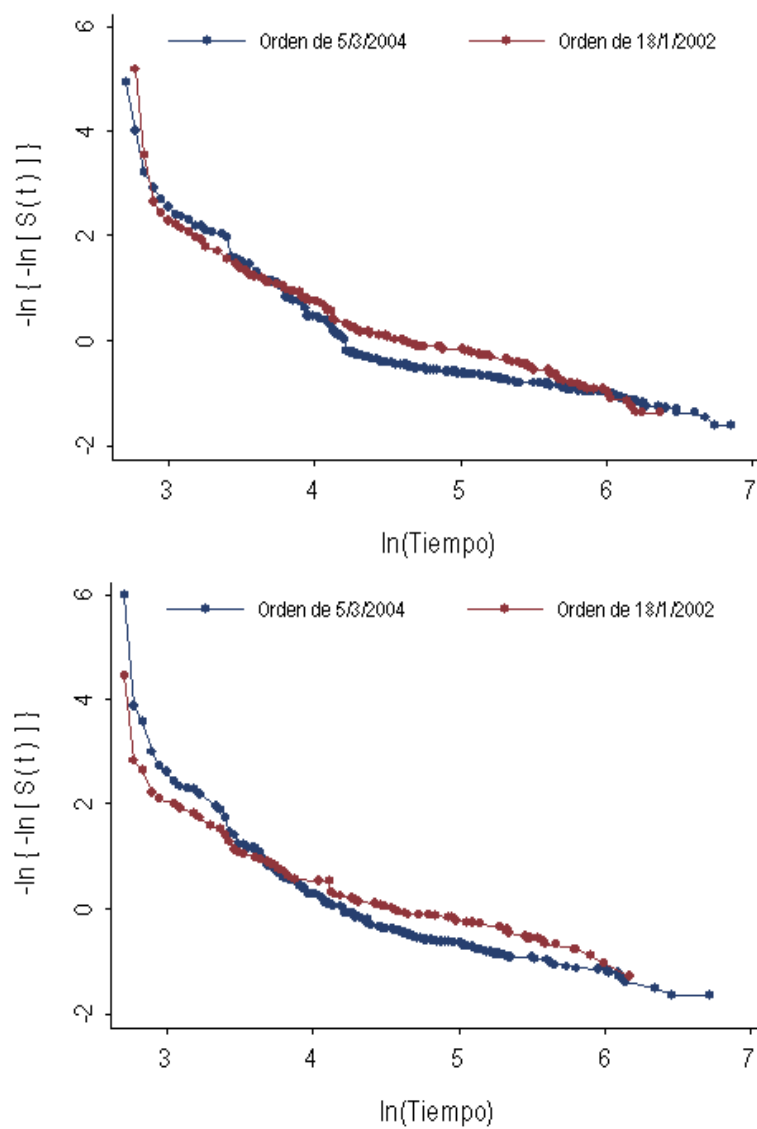


Figura 12. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier según la CATEGORÍA laboral de la última profesión. Segundo período

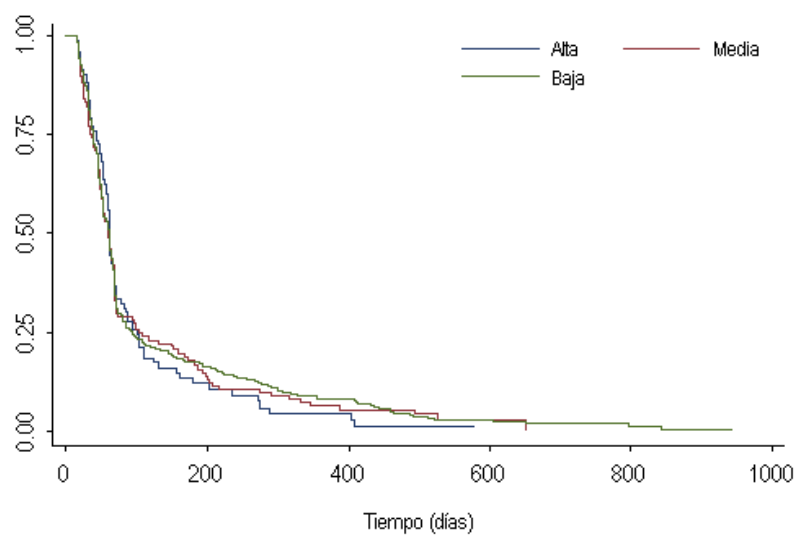


Figura 13. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier según la CATEGORÍA laboral de la última profesión. Tercer período

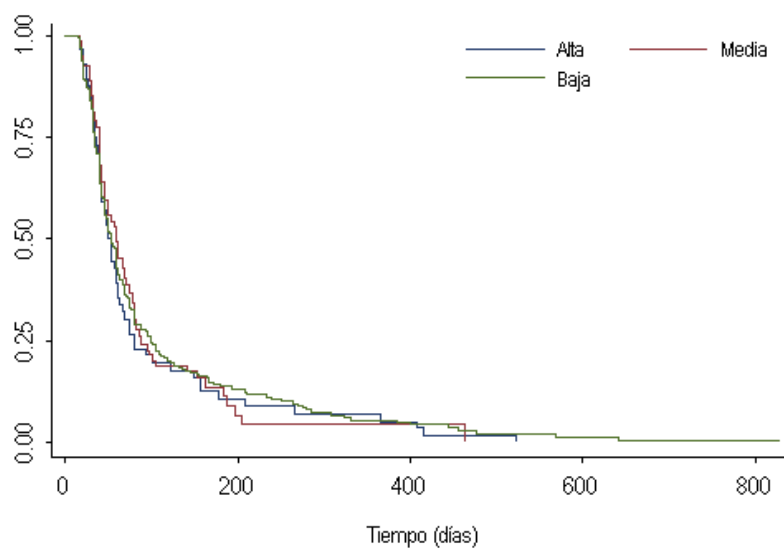


Figura 14. Representaciones gráficas del $\{\ln(t_i), \ln[-\ln[S(t_i)]]\}$ para el Segundo y Tercer período de desempleo según la variable CATEGORÍA profesional

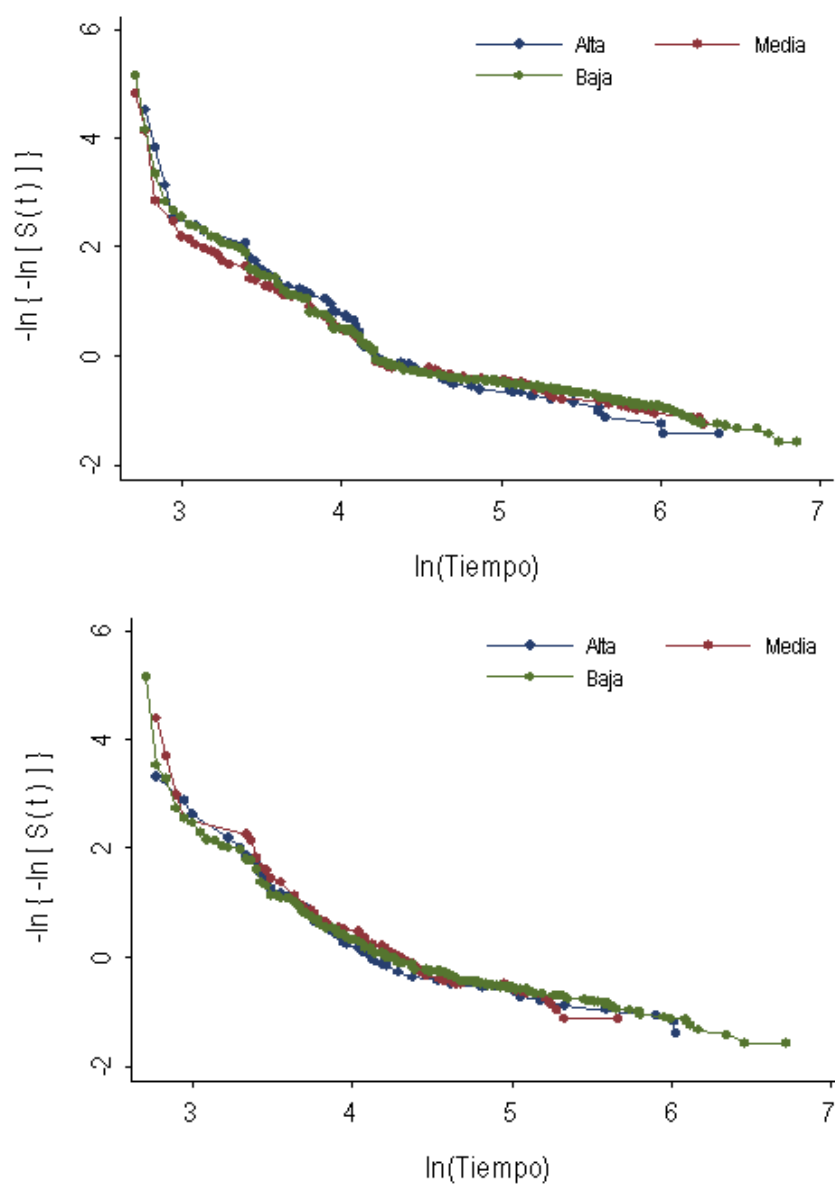


Figura 15. Representaciones gráficas del $\{\ln(t), \ln[-\ln[S(t)]]\}$ para el Segundo y Tercer período de desempleo según la variable AYUDA socioeconómica concedida

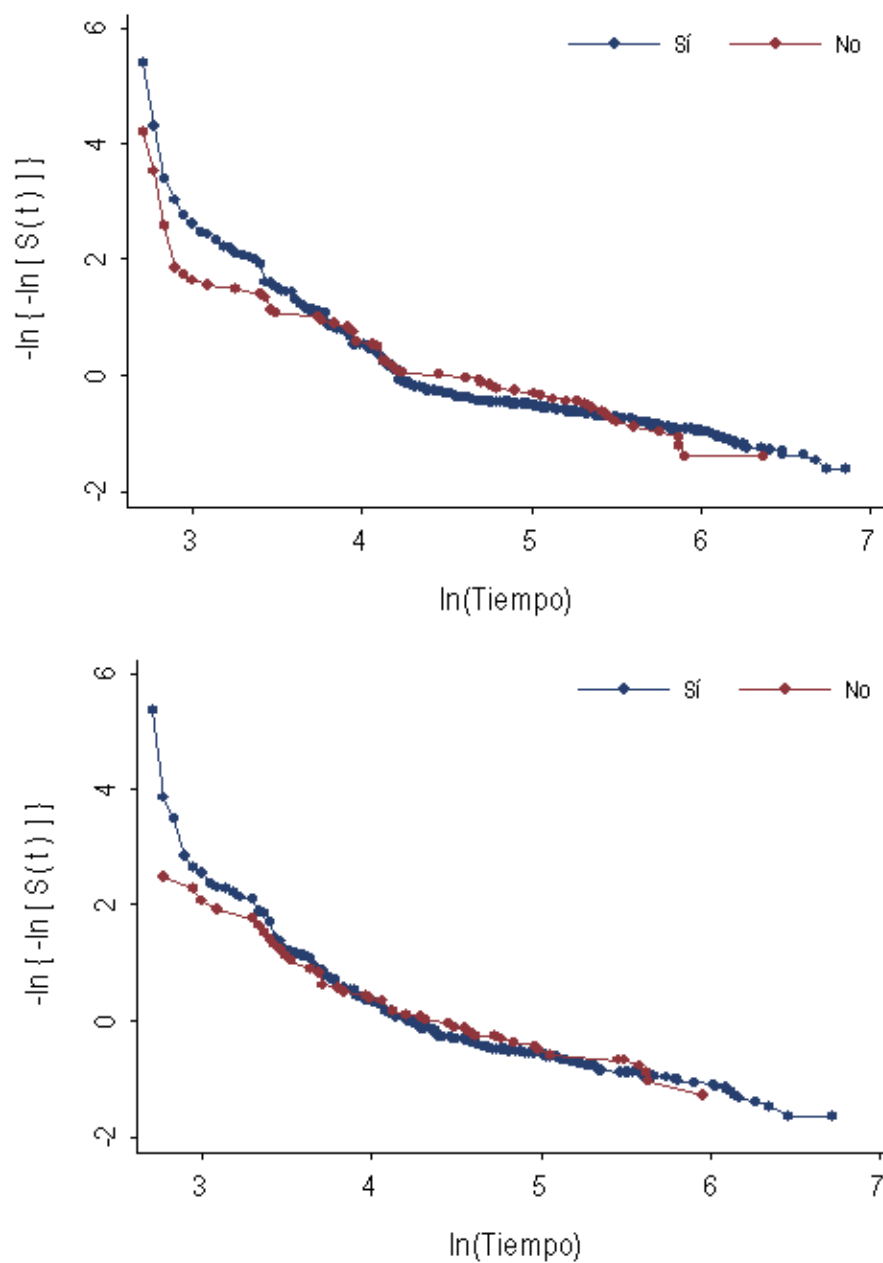


Figura 16. Representaciones gráficas del $\{\ln(t), \ln[-\ln[S(t)]]\}$ para el Segundo y Tercer período de desempleo según la variable PAÍS de origen

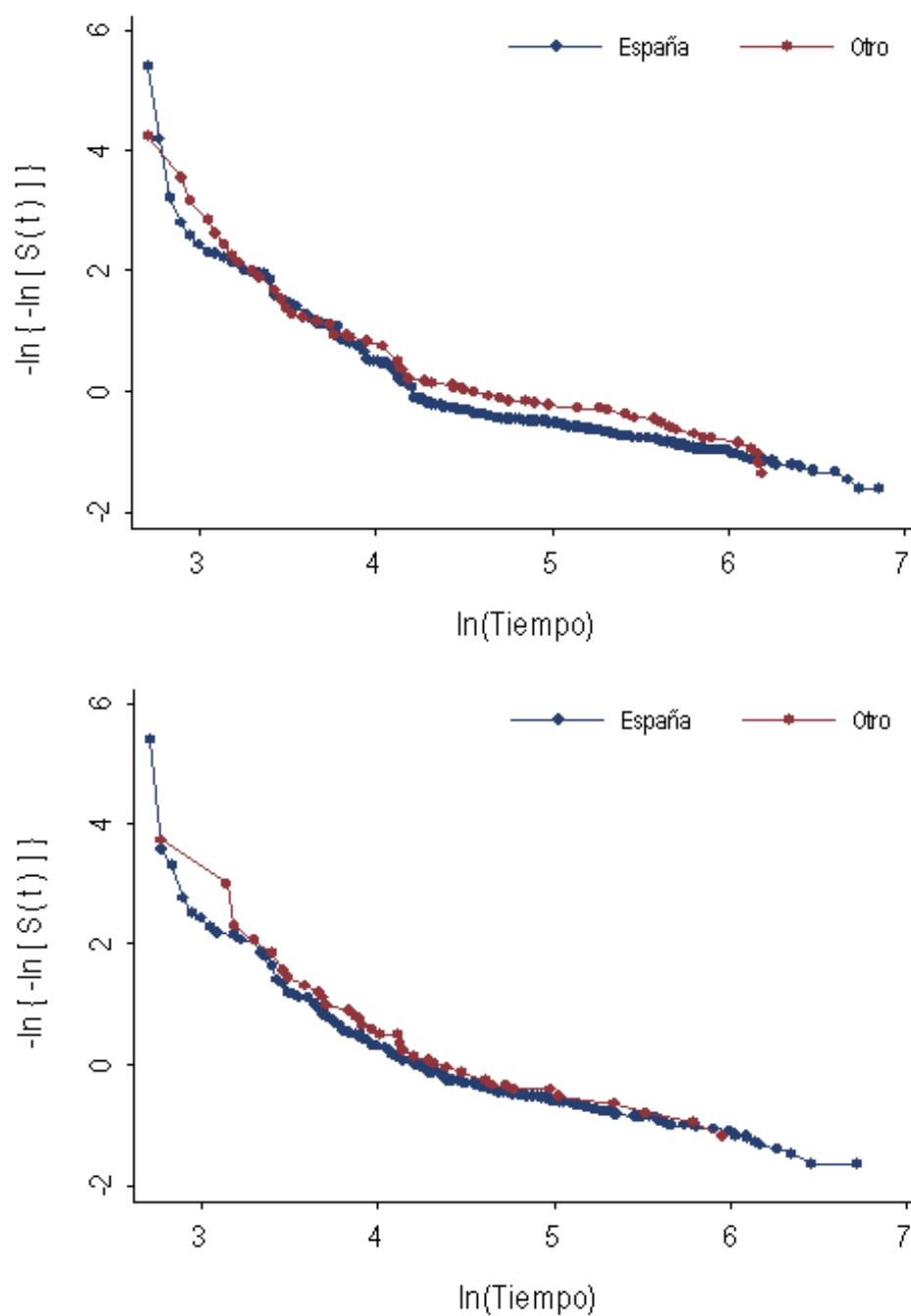


Figura 17. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier según la EXPERIENCIA previa fuera del mar. Segundo período

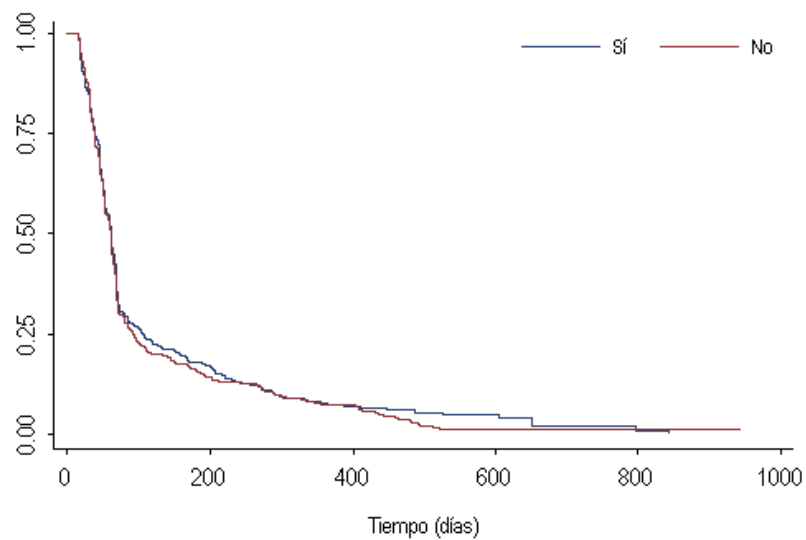


Figura 18. Función de Supervivencia estimada por Kaplan-Meier según la EXPERIENCIA previa fuera del mar. Tercer período

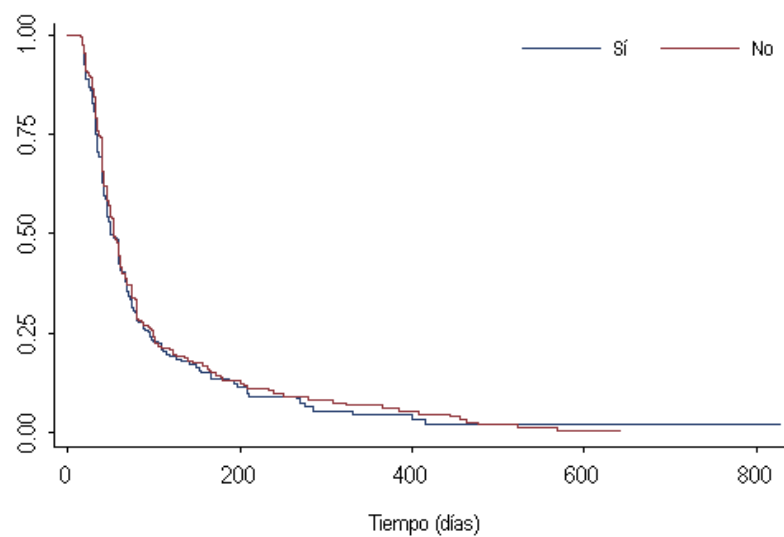


Figura 19. Representaciones gráficas del $\{\ln(t_i), \ln[-\ln[S(t_i)]]\}$ para el Segundo y Tercer período de desempleo según la variable EXPERIENCIA previa fuera del mar

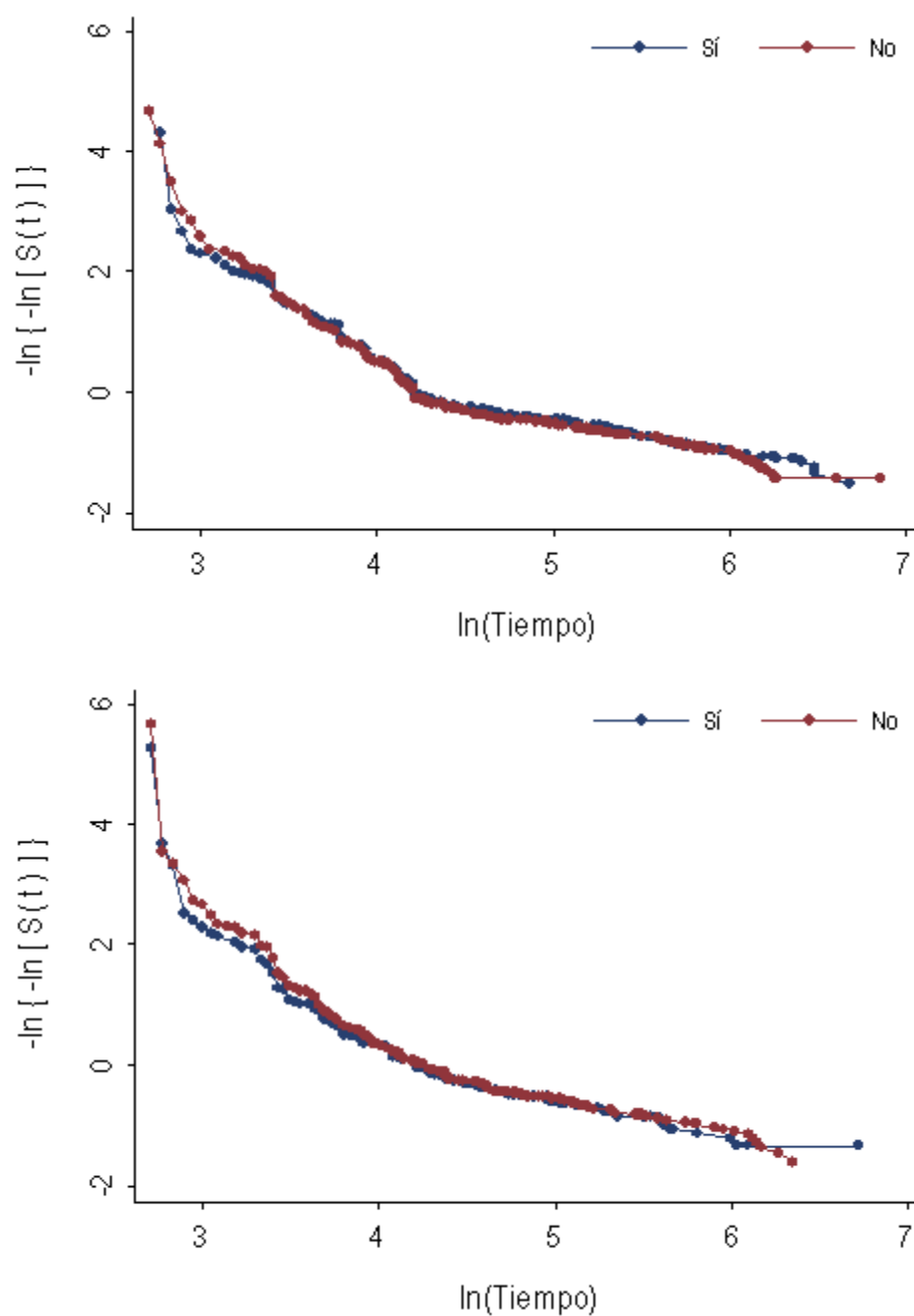


Figura 20. Representaciones gráficas del $\{\ln(t), \ln[-\ln[S(t)]]\}$ para el Segundo y Tercer período de desempleo según la variable MODALIDAD de ayuda socioeconómica

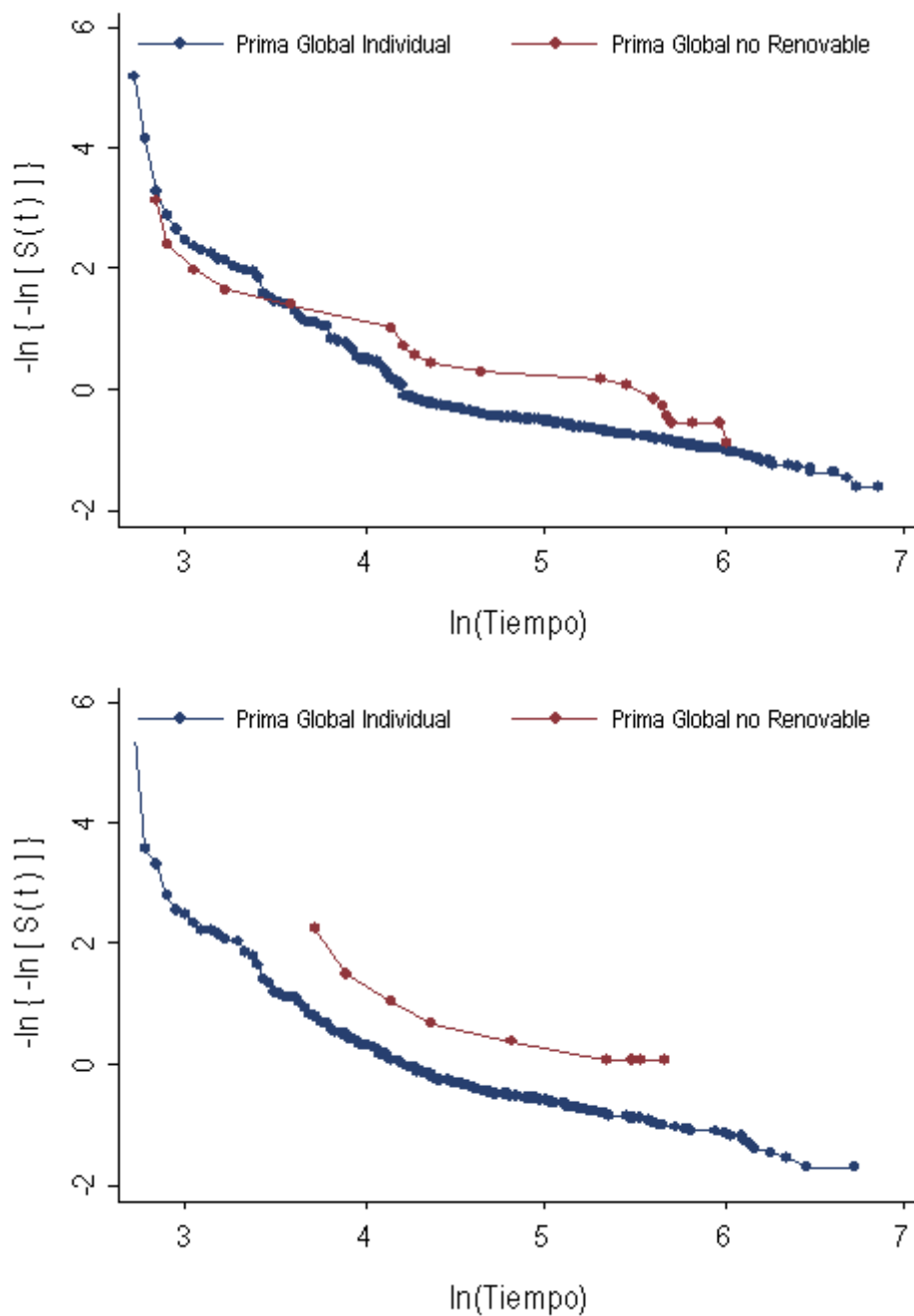


Figura 21. Representaciones gráficas del $\{\ln(t), \ln[-\ln[S(t)]]\}$ para el Segundo y Tercer período de desempleo según la variable EDAD

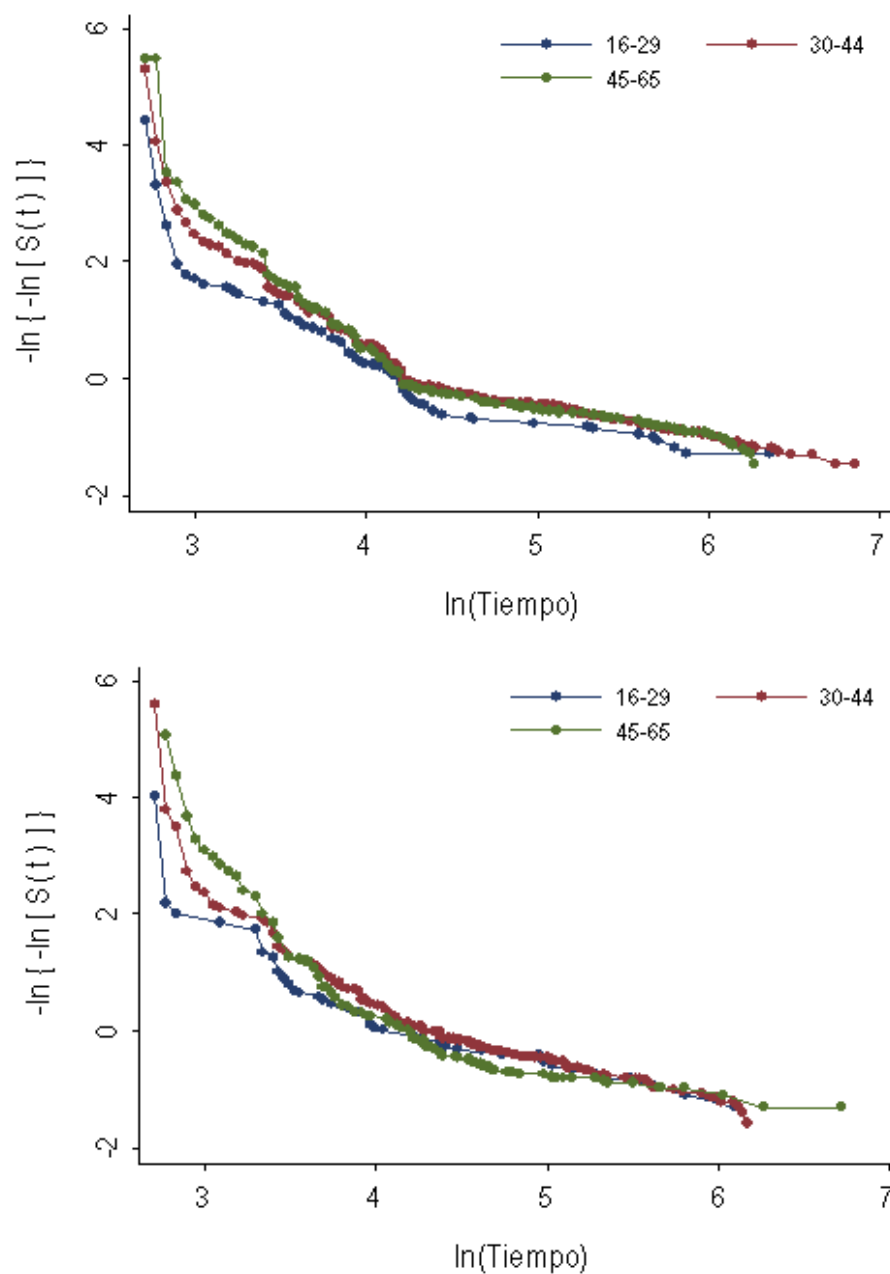


Figura 22. Representaciones gráficas del $\{\ln(t), \ln[-\ln[S(t)]]\}$ para el Segundo y Tercer período de desempleo según la variable PERCEPCIÓN

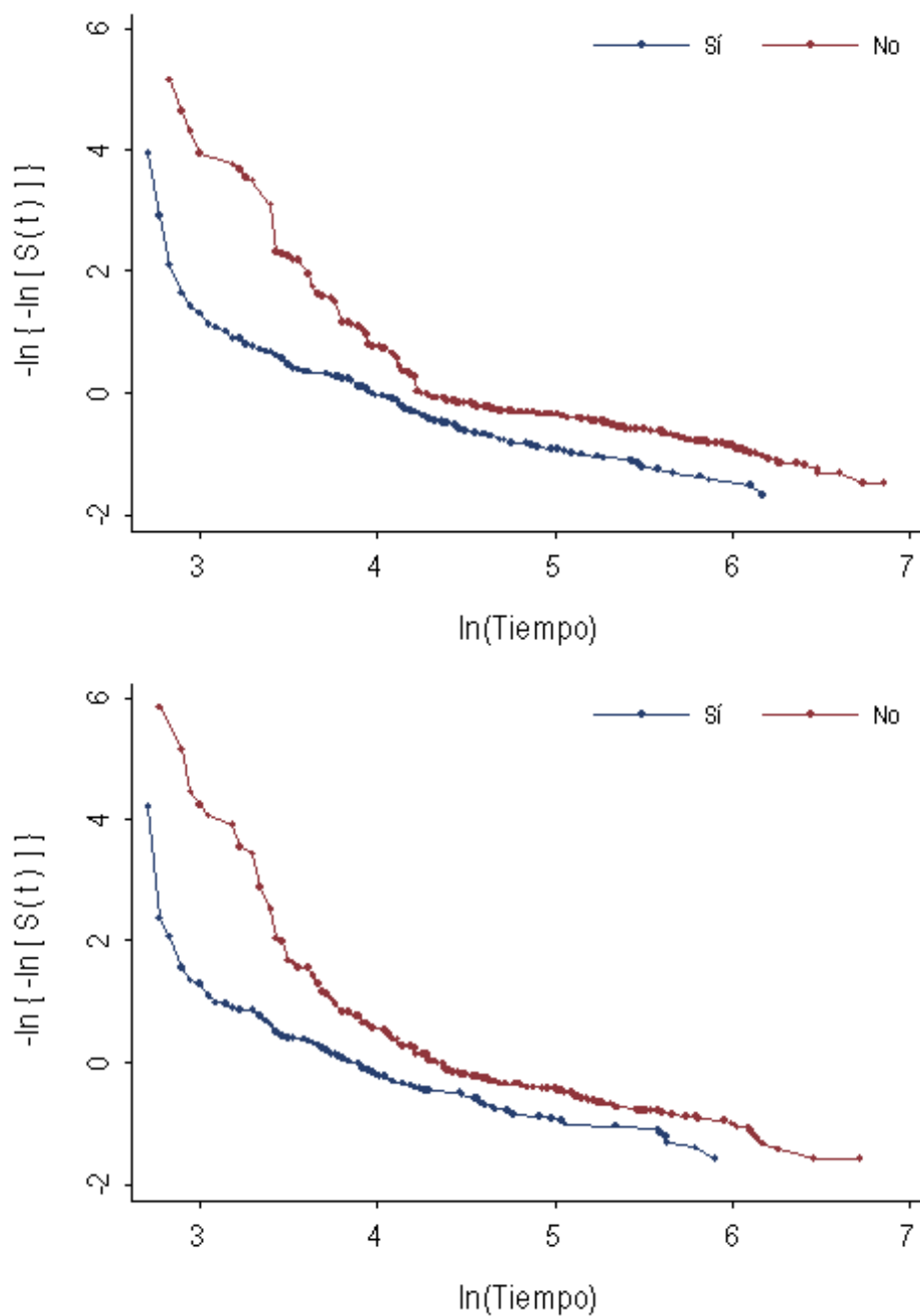


Figura 23. Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo en el Régimen Especial del Mar según el PAÍS de origen

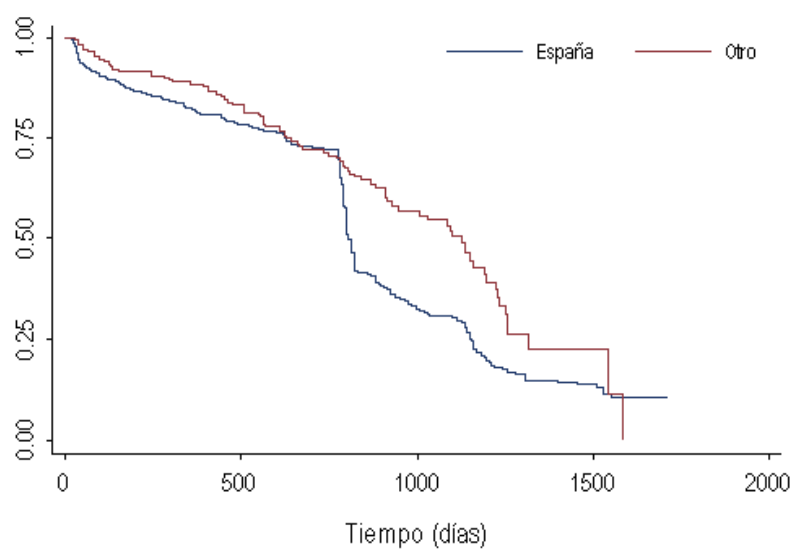


Figura 24. Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo en un Régimen diferente al del Mar según el PAÍS de origen

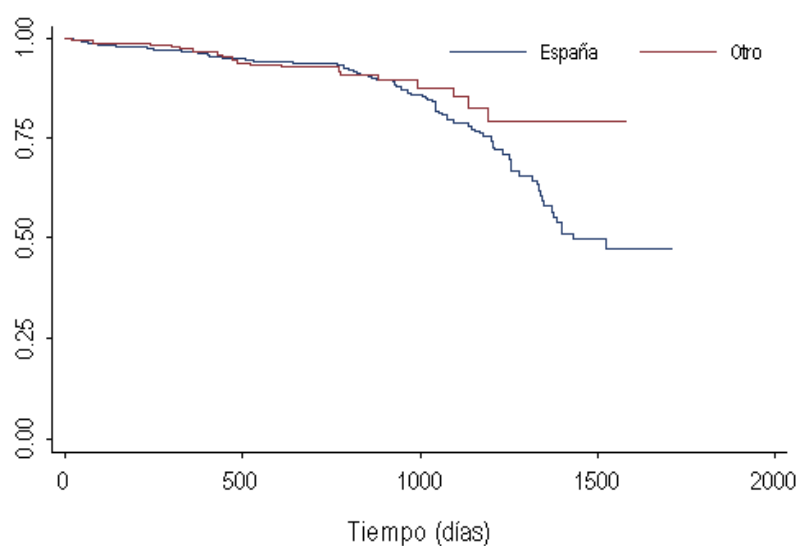


Figura 25. Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo en el Régimen Especial del Mar según la variable EDAD

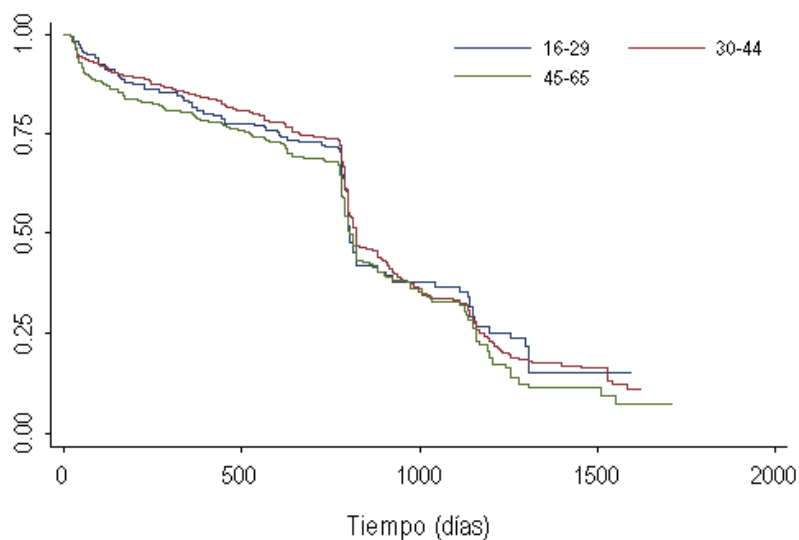


Figura 26. Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo en el Régimen Especial del Mar según la MODALIDAD de ayuda socioeconómica solicitada

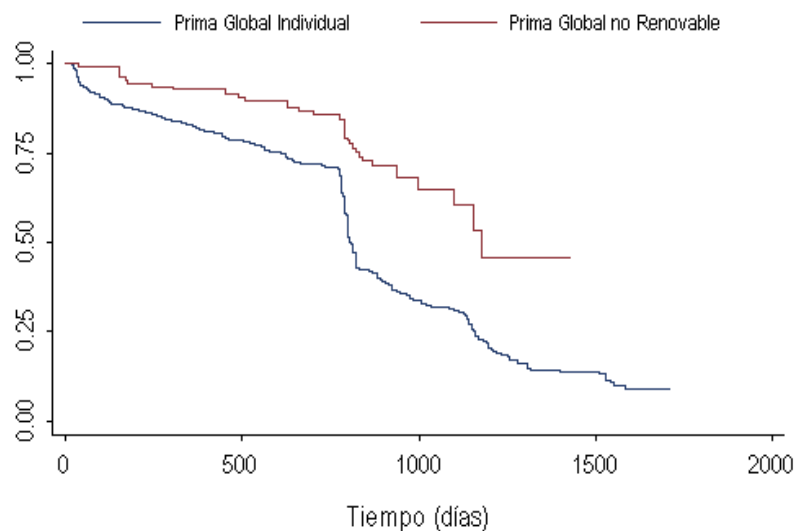


Figura 27. Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo en Otro Régimen diferente al del Mar según la MODALIDAD de ayuda socioeconómica solicitada

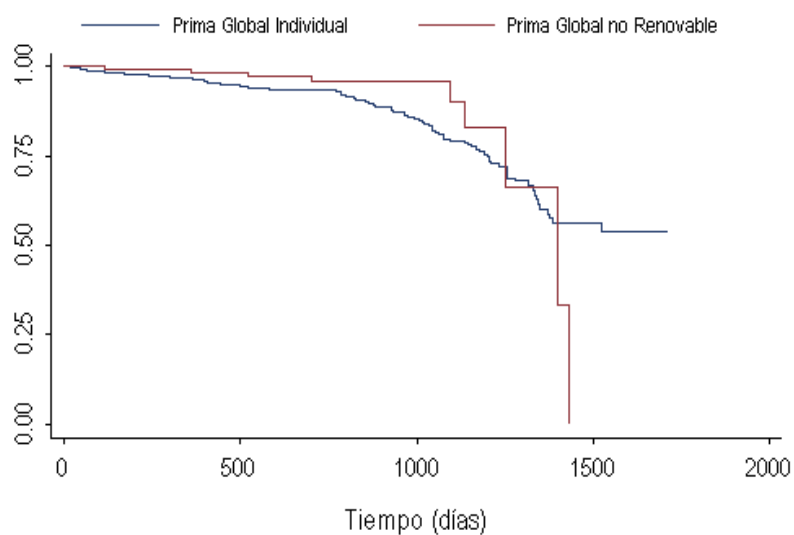


Figura 28. Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo en el Régimen Especial del Mar según la concesión de la AYUDA socioeconómica

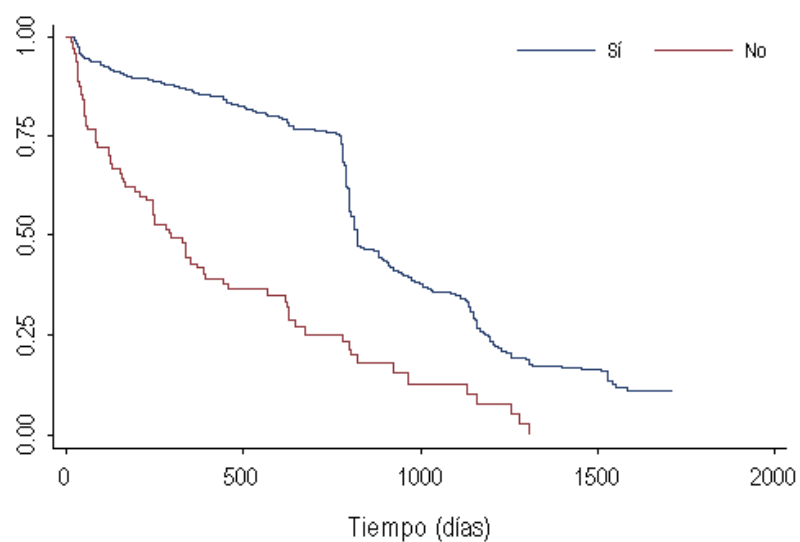


Figura 29. Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo en Otro Régimen diferente al del Mar según la concesión de la AYUDA socioeconómica

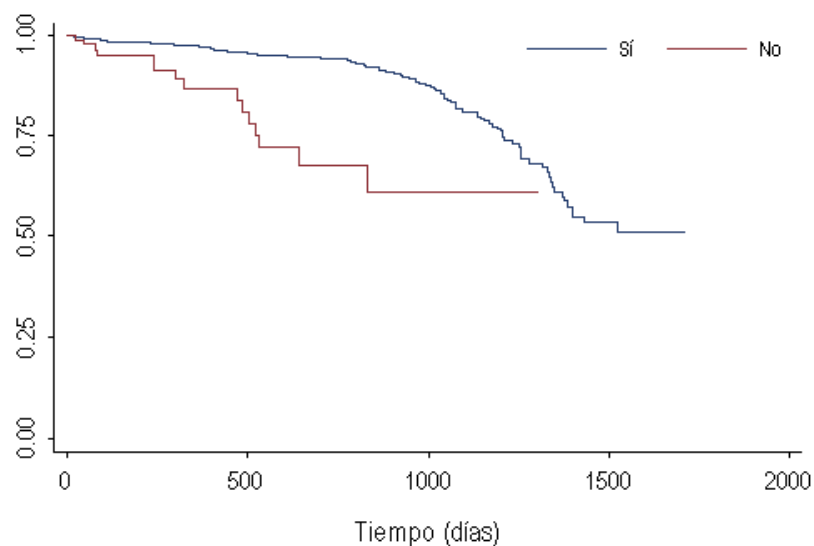


Figura 30. Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo en un Régimen diferente al del Mar según la CATEGORÍA laboral de la última profesión

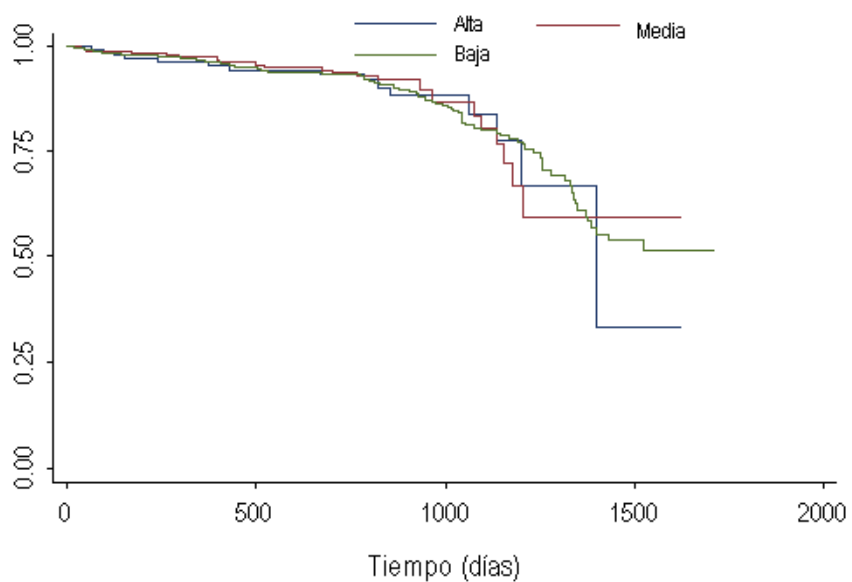


Figura 31. Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo en el Régimen Especial del Mar según la ORDEN por la que solicitó la ayuda

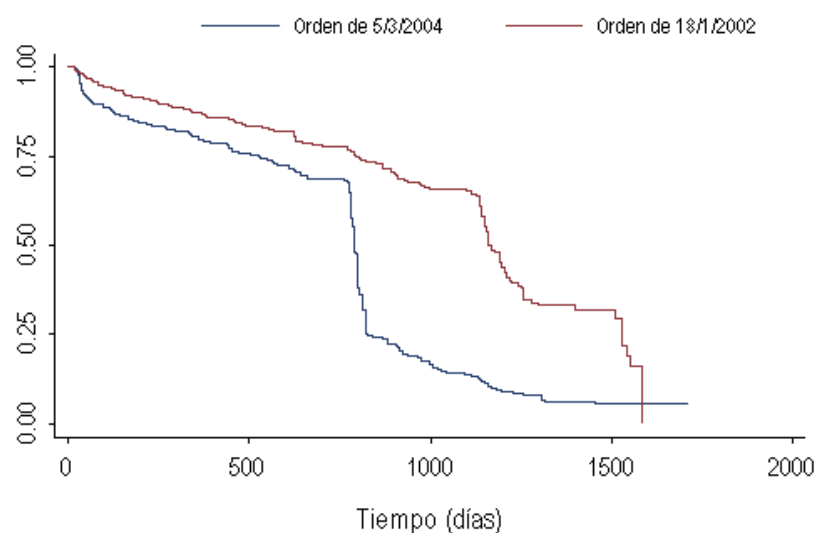


Figura 32. Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo en Otro Régimen diferente al del Mar según la ORDEN por la que solicitó la ayuda

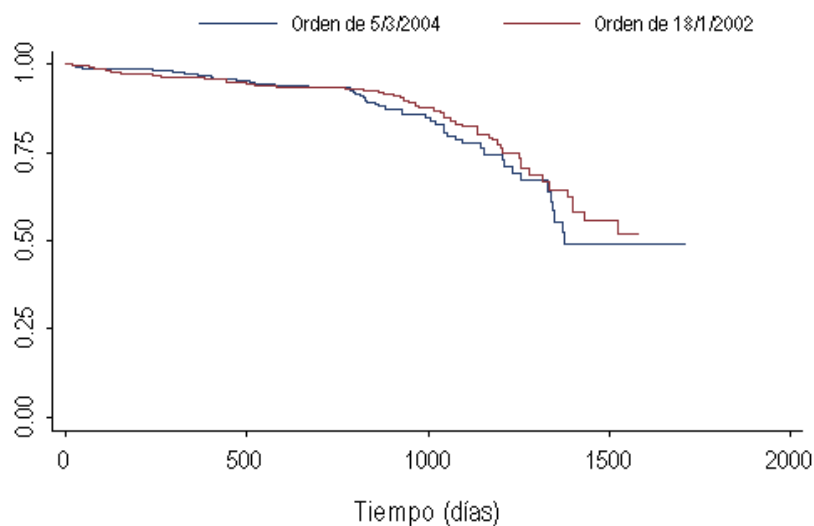


Figura 33. Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo en el Régimen Especial del Mar según la PROVINCIA

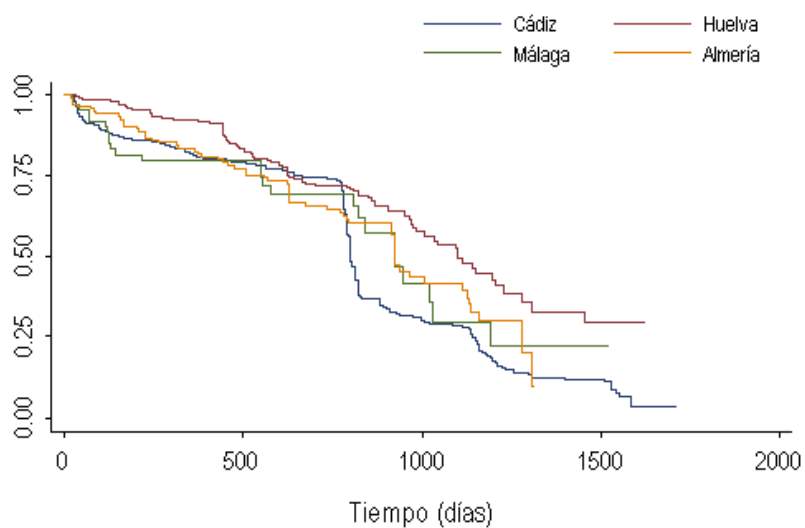


Figura 34. Función de supervivencia estimada por Kaplan-Meier para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo en Otro Régimen diferente al del Mar según la PROVINCIA

