

Impacto de la no renovación del acuerdo de pesca con Marruecos sobre el desempleo: una aplicación para el caso andaluz

ENCARNACIÓN CORDÓN LAGARES (*)

FÉLIX GARCÍA ORDAZ (*)

1. INTRODUCCIÓN

El análisis del mercado de trabajo en el sector pesquero andaluz constituye un tema de especial relevancia, dada la importancia que tiene la actividad pesquera para muchas localidades costeras andaluzas, tanto por su aportación al empleo como por su contribución a la generación de Valor Añadido Bruto regional (1). A pesar de su importancia, tanto desde el punto de vista económico como social, el sector pesquero 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 propios. Este problema se agrava aún más porque en estas zonas litorales dependientes de la pesca y con una considerable tradición marinera, suelen existir escasas alterna-

(*) Departamento de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa, Estadística e Investigación Operativa. Universidad de Huelva

(1) En el año 2011 la contribución de la pesca al VAB andaluz fue de más de 361 millones de euros según datos de la Consejería de Agricultura, Pesca y Medio Ambiente (Dirección General de Pesca y Acuicultura- Encuesta de Indicadores Económicos del Sector Pesquero).

tivas de empleo y la actividad económica gira en gran medida en torno a la pesca y a sus actividades vinculadas (2).

Al notable descenso de los ingresos provocado por el deterioro de las capturas y la rigidez de los precios en primera venta y al incremento en los costes de explotación motivados por el alza en los precios de los carburantes se han unido las sucesivas rupturas de los Acuerdos de pesca con terceros países y, muy especialmente en el caso andaluz, con el Reino de Marruecos. La finalización del Acuerdo de pesca con el Reino de Marruecos el 30 de noviembre de 1999 originó un traumático proceso de reconversión del sector pesquero andaluz, castigando severamente a las provincias de Huelva y Cádiz, y provocando irremediamente que la mayoría de los pescadores afectados sufrieran dilatados períodos de desempleo. Tras seis años de colapso en las relaciones UE-Marruecos en materia de pesca, en julio de 2005 se firmó un nuevo Acuerdo pesquero que, con una duración prevista de cuatro años, entró en vigor en febrero de 2007, habiendo sido denunciado en diciembre de 2011 y provocando de nuevo la paralización de la actividad pesquera en Marruecos bajo convenio.

En este trabajo se aportan nuevas evidencias empíricas sobre el proceso de transición al empleo del colectivo de pescadores andaluces que se vieron obligados a paralizar su actividad y perdieron su empleo tras la finalización del Acuerdo de Pesca con Marruecos en 1999.

En definitiva, el principal objetivo de este trabajo es la detección de los factores más relevantes que caracterizan al colectivo de pescadores andaluces afectados por el cese de la actividad, con el propósito de llevar a cabo una evaluación crítica de los efectos de las diferentes medidas de política económica aplicadas con el fin de acelerar el tránsito de la inactividad hacia el empleo. Para ello, dentro de un plan específico de reconversión se implementaron un conjunto de incentivos a la reubicación de los pescadores afectados en actividades alternativas a la pesca que será objeto de análisis y posterior crítica.

En diciembre de 2011 se volvieron a romper las relaciones en materia de pesca con el Reino de Marruecos. De nuevo, la no renovación del

(2) En municipios como Carboneras (Almería), Isla Cristina (Huelva) o Barbate (Cádiz) los porcentajes de población ocupada en el sector pesquero superan el 20% sobre la población total ocupada en el municipio.

Acuerdo ha traído consigo graves consecuencias para el sector pesquero (3). Conocer el grado de eficacia de las medidas adoptadas por la administración pesquera en anteriores rupturas así como los factores que afectan a la duración de los períodos de inactividad por parte de los pescadores afectados servirá de gran ayuda ante este nuevo pero previsible escenario.

El trabajo se ha estructurado como sigue: en primer lugar, se lleva a cabo un repaso de la evolución de los Acuerdos de Pesca suscritos entre España y la UE con Marruecos, aportando información relevante para diagnosticar las razones por las que se han producido tanto la ruptura en 1999 como en 2011. En segundo lugar, se describe el proceso de recopilación de la información necesaria y la base de datos finalmente utilizada. En tercer lugar, se expone la metodología utilizada en la que se apoya el análisis empírico. En cuarto lugar, se plantean y discuten los resultados obtenidos para, finalmente, presentar de manera resumida las principales conclusiones derivadas de la investigación.

2. LAS RELACIONES EN MATERIA DE PESCA ENTRE ESPAÑA Y MARRUECOS. BREVE SÍNTESIS HISTÓRICA

La actividad pesquera en la Comunidad Autónoma Andaluza se ha visto caracterizada durante los últimos decenios por un agotamiento progresivo de sus tradicionales caladeros y por la progresiva mayor dependencia de los Acuerdos de Pesca con terceros países, siendo relevante la cooperación en materia de pesca con el Reino de Marruecos, reactivada, al menos parcialmente, con el acuerdo suscrito en 2005 y rubricado finalmente por el Reino de Marruecos en 2007. Si atendemos a las diferentes contrapartidas establecidas en los Acuerdos de Pesca suscritos con Marruecos en los últimos 20 años, el creciente endurecimiento de las exigencias por parte del reino alauita ha sido la tónica general. Tal y como se muestra en la Tabla 1, la obligación de enrolar en las embarcaciones españolas a marineros marroquíes ha implicado paulatinamente una mayor presencia

(3) En el caso de España, esta paralización tendría unos costes anuales de unos 15 millones de euros en ayudas para armadores y pescadores. No obstante, la cifra sería mucho mayor en caso de no renovarse el acuerdo, ya que habría que iniciar desgüaces y adoptar otras medidas (El mundo.es, 10/01/2012).

de éstos en detrimento del empleo nacional. En 1980 tan sólo las embarcaciones con más de 150 TRB y las dedicadas a la captura de cefalópodos con puerto base en la península estaban obligadas a incorporar a un marino marroquí. Quince años más tarde, la presencia marroquí en embarcaciones españolas se ha visto incrementada notablemente. En el período 1996-1999 las embarcaciones con más de 150 TRB se vieron obligadas a incorporar un número mínimo de cinco marineros marroquíes y, en algunos casos hasta seis.

Tabla 1

OBLIGACIÓN DE EMBARCAR A MARINEROS MARROQUÍES EN LOS DIFERENTES ACUERDOS DE PESCA SEGÚN EL ARQUEO DE LAS EMBARCACIONES AUTORIZADAS

Marroquíes embarcados	Periodos 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: BOE n.º 253 de 22 de octubre de 1979, BOE n.º 243 de 11 de octubre de 1983, Reglamento (UE) n.º 2054/1988, 3954/1992 y 150/1997.

El esfuerzo financiero vinculado a la consecución de estos Acuerdos ha sido notable: la Tabla 2 contiene las cifras globales referentes a las contrapartidas financieras para los últimos acuerdos de pesca suscritos, siendo el capítulo que ha experimentado un mayor incremento el de Investigación y Desarrollo, instrumentalizado básicamente para la ejecución de proyectos de desarrollo pesquero en Marruecos. Los datos son reveladores: entre 1988 y 1999 las contrapartidas financieras totales experimentaron un incremento del 77,62%.

Tabla 2

EVOLUCIÓN DE LAS DIFERENTES CONTRAPARTIDAS FINANCIERAS EN LOS ACUERDOS DE PESCA CON MARRUECOS (MILLONES DE ECUS)

Contrapartidas Financieras	Acuerdos 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: Reglamentos (UE) n.º 2054/1988, 3954/1992 y 150/1997.

El crecimiento sostenido en el esfuerzo financiero por parte de la UE para poder alcanzar acuerdos pesqueros con Marruecos contrasta con la reducción paulatina en el número de embarcaciones autorizadas bajo convenio. Las medidas fueron diseñadas para proteger los recursos pesqueros, procurar su explotación sostenible y reducir al mínimo el impacto de la actividad pesquera sobre los ecosistemas marinos, al tiempo que se pretendía garantizar el desarrollo económico y social de las zonas pesqueras. La Tabla 3 muestra un resumen de la presencia de la flota española en Marruecos con una disminución del 63% en el período 1980-1999 y del 94% en el período 1980-2011.

Tabla 3

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
2007	100	s/d
2011	64	s/d

Fuente: Ministerio de Agricultura, Alimentación y Medio Ambiente.

El caso andaluz no ha permanecido ajeno a esta tendencia, siendo especialmente traumática la reducción experimentada en el número de embarcaciones y consecuentemente en el arqueo total autorizado. Todo ello ha tenido como consecuencia directa una progresiva menor presencia de marineros andaluces en los caladeros marroquíes. Tan sólo durante el período transcurrido entre los años 1992 y 1995 dicho descenso alcanzó la cifra del 39%, elevándose al 46% si lo consideramos hasta finales de 1996.

A pesar de la progresiva reducción de la presencia española en estos acuerdos pesqueros, la finalización en 1999 del Acuerdo de pesca de 1995 tuvo graves consecuencias para el colectivo de pescadores y armadores afectados. 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 UE se vieron truncadas cuando el 26 de marzo de 2001 el Comisario Fischler comunicó la imposibilidad de concluir un nuevo acuerdo de pesca con Marruecos en beneficio mutuo.

Tabla 4

PRESENCIA DE LA FLOTA ANDALUZA EN LOS DIFERENTES ACUERDOS DE PESCA
CON 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 de 1995	247	17.570	2.729
Final Acuerdo de 1995	203	12.535	2.431
Inicio Acuerdo de 2007	100	s/d	s/d
Final Acuerdo de 2007	64	s/d	500
Reducción Acuerdos Bilaterales (1979-1988)	369	49.140	s/d
Reducción Acuerdos U.E. (1988-1999)	317	s/d	s/d
Reducción Acuerdo de 1995	44	5.035	298
Reducción Acuerdo de 2007	36	s/d	s/d
Reducción total	547	69.715	2.069

Fuente: Consejería de Agricultura y Pesca de la Junta de Andalucía. Dirección General de Pesca.

Ante la falta de acuerdo, la Comisión Europea se inclinó por el desguace como la herramienta más apropiada para solucionar el problema de la reubicación de los barcos afectados. Los buques que pudieron reubicarse lo hicieron en caladeros nacionales y en países terceros, como 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, quedando al menos parcialmente satisfechos con el nuevo Acuerdo suscrito en 2005 que permitió la incorporación al caladero marroquí de parte de la flota andaluza expulsada seis años antes.

La paralización en 1999 de la flota pesquera andaluza que tradicionalmente venía faenando en el caladero marroquí al amparo del Acuerdo obligó a las autoridades a tomar medidas con carácter urgente. En primer lugar se concedió, por parte de la Comisión Europea, un paquete de ayudas temporales destinadas a los armadores de buques amarrados y sus respectivas tripulaciones (4). Las ayudas a los armadores se establecieron en función del tonelaje de cada buque con una media de 16.227,32 € por mes, mientras que para los tripulantes la cuantía era de 910,53 € mensuales. Aunque el primer paquete de ayudas temporales a través del IFOP 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. La remuneración total durante dicho período ascendió a 194 mill. €, con una contribución de la UE de 145 mill. €.

Finalizada esta primera línea de ayudas, se diseñaron otro conjunto de actuaciones que trataban de fomentar la diversificación económica de las zonas afectadas y la modernización de la flota, con el objeto de reducir el impacto sobre las maltrechas economías locales mediante las ayudas a la paralización definitiva así como las de carácter socioeconómico. El resultado final fue que se reconocía la necesidad de reducir el tamaño de la flota mediante la incentivación del desguace y al mismo tiempo se concedían ayudas a la modernización que en ningún caso supusieron una reducción del número de embarcaciones, trasladando el problema a otros caladeros la mayoría bajo jurisdicción nacional.

(4) Reglamento (CE) n.º 2792/1999 del Consejo de 17 de diciembre de 1999.

La participación de la UE en estas ayudas alcanzó 197 mill. €, repartidos entre los dos Estados miembros afectados: España con 186,5 mill. € (el 94,6%) y Portugal con 10,5 mill. € (el 5,4%).

Las medidas socioeconómicas se concentraron en tres líneas: en primer lugar, ayudas para la jubilación anticipada de pescadores con una edad igual o superior a 55 años que pudieran probar una experiencia como pescador durante al menos 10 años. En segundo lugar, la implantación de primas globales individuales para los pescadores que habían estado dados de alta en el Régimen Especial del Mar y habían cotizado durante un período mínimo de doce meses. Por último, se concedieron primas globales individuales no renovables para los pescadores que acreditaron haber ejercido la profesión al menos durante 5 años para encontrar un empleo al margen de la actividad pesquera extractiva (por ejemplo en actividades auxiliares o en otros sectores económicos) (5).

Tras una larga espera sin que se lograra un nuevo Acuerdo de Pesca, el 29 de julio de 2005 la UE y Marruecos firmaron un nuevo Acuerdo con una duración de cuatro años, que aunque debiera haber entrado en vigor el 1 de marzo de 2006 no lo hizo hasta el 28 de febrero de 2007 debido a la falta de ratificación por parte del parlamento marroquí. Aunque el 25 de febrero de 2011 se rubricó una prórroga del protocolo por un año, el 14 de diciembre de 2011 el Parlamento Europeo rechazó su extensión hasta febrero de 2012 y pidió a la Comisión la negociación de un nuevo acuerdo más beneficioso económica y ecológicamente y que tuviese en cuenta los intereses de la población saharauí. Este rechazo por parte del Parlamento Europeo a la prórroga del acuerdo de pesca que se aplicaba de forma provisional desde el 28 de febrero de 2011 ha implicado el cese inmediato del protocolo vigente y la salida de los buques que hasta la fecha faenaban en sus aguas. Los problemas que recomendaban su no renovación fueron tres: la sobreexplotación a la que estaban siendo sometidos los caladeros marroquíes y saharauis, la escasa rentabilidad económica que suponía para la UE y la ausencia de pruebas de que el Acuerdo fuera beneficioso para el Sahara Occidental (6).

(5) Real Decreto 137/2002, de 1 de febrero.

(6) El Protocolo aportó una contrapartida financiera de 36,1 mill. € (13,5 de los cuales se destinaron a apoyar la política pesquera marroquí y ayudar así a mantener la sostenibilidad en sus aguas.

Aunque se trataba de un acuerdo que ofrecía 119 licencias a la flota comunitaria, la realidad es que la no renovación ha afectado especialmente al sector pesquero español ya que un centenar de las licencias eran para España, de las que 44 eran para Andalucía. Las últimas estimaciones cuantifican el impacto de la no renovación en términos de empleo en unos 500 empleos directos y más de 2.000 indirectos (7).

Si finalmente no se firmara un nuevo Acuerdo de pesca, las embarcaciones de modalidades artesanales perjudicadas por el cese de la actividad tendrán una difícil reubicación, ya que aunque algunas podrían ubicarse en el Golfo de Cádiz, éste ya se encuentra sometido a planes de gestión que limitan la actividad, por lo que la flota se vería obligada a desaparecer.

3. EL PROCESO DE OBTENCIÓN DE LA INFORMACIÓN NECESARIA PARA LLEVAR A CABO LA INVESTIGACIÓN

La ruptura de los acuerdos de pesca entre la UE y el Reino de Marruecos ha planteado un escenario adecuado para acceder a un episodio forzado de desempleo para un colectivo de trabajadores de un mismo sector afectado por una misma coyuntura contextual. De cara al diseño de la investigación, este hecho ha permitido acceder a los datos de un colectivo de trabajadores relativamente homogéneo que comienzan su episodio de desempleo en un mismo momento temporal.

La información necesaria ha podido ser procesada y sistematizada gracias a la colaboración de las Delegaciones Provinciales de la Consejería de Agricultura y Pesca de Cádiz, Málaga, Almería y Huelva, que facilitaron el acceso a la información necesaria sobre los tripulantes de los buques afectados por la finalización del Acuerdo de Pesca con Marruecos en 1999 a partir de los expedientes de tramitación de las diferentes ayudas de carácter socioeconómico de apoyo al sector, decretadas a 18 de enero de 2002 (8).

(7) Aunque España ha sido el principal país beneficiado por el convenio, otros 10 países también tenían licencias pesqueras (Alemania, Lituania, Letonia, Polonia, Irlanda, Reino Unido, Portugal, Francia, Holanda e Italia).

(8) Aunque inicialmente fueron forzados a paralizar su actividad pesquera 203 buques y 2.431 pescadores (universo de pescadores afectados por la ruptura del acuerdo de pesca en 1999), en el período que transcurre entre el 30 de noviembre de 1999 y el 26 de marzo de 2001 (fecha en la que se comunica la imposibilidad de concluir un nuevo acuerdo de pesca con Marruecos en beneficio mutuo), unos 52 buques encontraron otros caladeros de pesca, no formando parte de nuestra población objetivo los pescadores de dichos buques debido a que el hecho de volver a estar empleado ha sido como consecuencia de la reubicación del buque en otro caladero y no de las características de los individuos. Por tanto, el número de total de pescadores que solicitaron ayudas de carácter socioeconómico y componen nuestra base de datos fue de 1.706.

La información contiene la secuencia completa de los períodos de contribución a la Seguridad Social, así como algunas características de los pescadores y del buque en el que habían estado enrolados (9).

El inicio del estudio comienza el 30 de noviembre de 1999 y finaliza el 31 de diciembre de 2004, por lo que el resultado final ha sido la obtención de una base de datos en la que, además de recoger las diferentes duraciones del desempleo de los pescadores analizados, se contempla también información sobre un conjunto de variables que han ayudado a la caracterización de dichas duraciones. Una vez procesada toda la información y partiendo de un número inicial de 1.706 pescadores, se han eliminado aquellos individuos que no habían experimentado ningún período de inactividad significativo a pesar de la paralización de la flota, así como aquellos que tenían un período de desempleo con una duración inferior a los 15 días ya que ello muestra más que un período de desempleo un cambio en el tipo de ocupación específico. También han sido eliminados los que se jubilaron o prejubilaban 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 respecto a los individuos de los que desconocíamos algún dato de interés a analizar. Por tanto, la muestra definitiva tiene un tamaño de 1.316 individuos.

En el análisis empírico se ha considerado tan sólo el primer período de desempleo para cada pescador. Los individuos que en diciembre de 2004 todavía no habían encontrado empleo tras la paralización de la flota en 1999 han sido tratados como observaciones censuradas por la derecha.

La Tabla 5 recoge las principales características de la muestra, con un 27,43% de observaciones censuradas por la derecha. Dicho porcentaje fluctúa considerablemente de una provincia a otra, siendo Cádiz la provincia con un menor porcentaje de observaciones censuradas (18,85%).

(9) Dicha información queda amparada 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 identificado a través de los resultados.

Tabla 5

**CARACTERÍSTICAS DE LOS PESCADORES DURANTE EL PRIMER PERÍODO DE DESEMPLEO
(PESCADORES INCLUIDOS EN LA MUESTRA FINAL)**

	Cádiz		Huelva		Málaga		Almería		Andalucía	
	Nº	%	Nº	%	Nº	%	Nº	%	Nº	%
Total:	907	68,9%	195	14,8%	62	4,7%	152	11,6%	1.316	100%
Censurados:	171	18,9%	92	47,2%	25	40,3%	73	48,0%	361	27,4%
Con prestaciones:	813	89,6%	192	98,5%	53	85,5%	145	95,4%	1.203	91,4%
Orden:										
De 28/1/2002	325	35,8%	127	65,1%	34	54,8%	121	79,6%	607	46,1%
De 5/3/2004	582	64,2%	68	34,9%	28	45,2%	31	20,4%	709	53,9%
Edad:										
16-29	146	16,1%	21	10,8%	4	6,5%	26	17,1%	197	15,0%
30-44	538	59,3%	129	66,1%	41	66,1%	88	57,9%	796	60,5%
45-55	223	24,6%	45	23,1%	17	27,4%	38	25,0%	323	24,5%
País de origen:										
España	805	88,8%	141	72,3%	49	79,0%	126	82,9%	1.121	85,2%
Otro	102	11,2%	54	27,7%	13	21,0%	26	17,1%	195	14,8%
Cualificación:										
Alta	79	8,7%	39	20,0%	8	12,9%	30	19,7%	156	11,9%
Media	134	14,8%	54	27,7%	10	16,1%	39	25,7%	237	18,0%
Baja	694	76,5%	102	52,3%	44	71,0%	83	54,6%	923	70,1%
Experiencia previa fuera del mar:										
Sí	367	40,5%	69	35,4%	27	43,5%	59	38,8%	522	39,7%
No	540	59,5%	126	64,6%	35	56,5%	93	61,2%	794	60,3%
Modalidad solicitada:										
Prima Global Indiv.	843	92,9%	162	83,1%	60	96,8%	140	92,3%	1.205	91,6%
Prima Global no Renovable	64	7,1%	33	16,9%	2	3,2%	12	7,7%	111	8,4%
Ayuda Concedida:										
Sí	839	92,5%	190	97,4%	57	92,1%	134	88,2%	1.220	92,7%
No	68	7,5%	5	2,6%	5	7,9%	18	11,8%	96	7,3%

Fuente: Elaboración propia.

La Tabla 5 presenta también la distribución de los individuos analizados según la categoría profesional establecida en 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”. Las diferencias entre provincias de residencia son significativas: mientras que Cádiz y Málaga presentan unos mayores porcentajes de pescadores con 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.

El país de origen del 85% de los pescadores es España y la provincia que presenta un mayor porcentaje de individuos cuyo país de origen no es España es Huelva con el 27,69%. Por último, 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.

Respecto a la modalidad de ayuda socioeconómica solicitada, 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 (3,23%).

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 e idéntico porcentaje en el Régimen Especial Agrario. Estos porcentajes revelan las dificultades que presenta la reconversión para los pescadores debido, entre otras razones, a las escasas alternativas de empleo en estas zonas caracterizadas por ser altamente dependientes de la pesca, a la edad temprana en la que se incorporaron a la actividad pesquera y a la baja movilidad profesional como consecuencia de su escasa formación.

La Tabla 6 presenta las características de los 390 pescadores que fueron excluidos de la muestra final.

Tabla 6

CARACTERÍSTICAS DE LOS PESCADORES EXCLUIDOS EN LA MUESTRA FINAL

	Cádiz		Huelva		Málaga		Almería		Andalucía	
	Nº	%	Nº	%	Nº	%	Nº	%	Nº	%
Excluidos muestra	259	66,4%	44	11,3%	31	7,9%	56	14,4%	390	100%
Edad:										
16-29	3	1,2%			2	6,4%	3	5,4%	8	2,0%
30-44	29	11,2%	8	18,2%	11	35,5%	8	14,3%	56	14,4%
45-62	227	87,6%	36	81,8%	18	58,1%	45	80,4%	326	83,6%
País de origen:										
España	241	93,1%	36	81,8%	28	87,5%	53	96,4%	358	91,8%
Otro	18	6,9%	8	18,2%	4	12,5%	2	3,6%	32	8,2%
Cualificación:										
Alta	27	10,4%	8	18,2%	5	16,1%	6	10,7%	46	11,8%
Media	51	19,7%	8	18,2%	11	35,5%	19	33,9%	89	22,8%
Baja	181	69,9%	28	63,6%	15	48,4%	31	55,4%	255	65,4%
Experiencia previa fuera del mar:										
Sí	116	44,8%	15	34,1%	14	45,2%	26	46,4%	171	43,8%
No	143	55,2%	29	65,9%	17	54,8%	30	53,6%	219	56,2%
Modalidad solicitada:										
Prima Global Indiv.	158	61,0%	35	79,6%	22	71,0%	48	85,7%	263	67,4%
Prima Global no Renovable	10	3,9%	2	4,5%	2	6,4%			14	3,6%
Prejubilación	91	31,5%	7	15,9%	7	22,6%	8	14,3%	113	29,0%
Ayuda Concedida:										
Sí	215	83,0%	39	88,6%	28	90,3%	46	82,1%	328	84,1%
No	44	17,0%	5	11,4%	3	9,7%	10	17,9%	62	15,9%

Fuente: Elaboración propia.

4. MARCO TEÓRICO Y CONSIDERACIONES METODOLÓGICAS

El marco teórico del presente trabajo se basa en la Teoría de la Búsqueda de Empleo (Job Search Theory), la cual pretende explicar el funciona-

miento del mercado de trabajo y las transiciones que se efectúan entre los diferentes estados de empleo, desempleo e inactividad. En definitiva, esta propuesta metodológica concentra su análisis en las decisiones por parte del individuo que busca un empleo y que tiene que elegir entre diversas alternativas en base a un salario que considera como aceptable y a una estrategia de búsqueda optimizadora (10).

Con posterioridad a los trabajos de Stigler (1961), Kasper (1967), McCall (1970) y Gronau (1971) este enfoque ha experimentado mejoras sustanciales, destacando Jovanovic (1979), quien detectó una relación negativa entre la probabilidad de abandonar el desempleo y la duración del período de desempleo asociada con el emparejamiento empresa-trabajador, debido al escaso interés por parte de los empleadores en contratar individuos con un dilatado período de desempleo.

Otro de los factores considerados como un determinante potencial de la duración del desempleo es la existencia de prestaciones por desempleo. Mortensen (1970), Ehrenberg y Oaxaca (1976), Solon (1979) y Follman et al. (1990), entre otros, evidenciaron que las prestaciones por desempleo tienden a incrementar su duración ya que influyen en el comportamiento de los individuos haciéndolos más reacios a la hora de aceptar un empleo, dado que a través de las prestaciones se materializa una transferencia de renta que incrementa, en definitiva, el salario mínimo de aceptación. En el trabajo de Tatsiramos (2006) también se evidencia el efecto positivo de las prestaciones sobre la duración del desempleo utilizando para ello el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE, 1994-2001), poniendo de manifiesto un efecto diferencial mayor en los países con sistemas de prestaciones por desempleo más generosos, como en Dinamarca, Alemania y Francia.

El impacto de la percepción de prestaciones económicas en la duración del desempleo también han sido profusamente analizado para el caso español, destacando las aportaciones 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.

(10) Devine y Kiefer (1991) y Lippman y McCall (1976).

Todos ellos concluyen que las prestaciones por desempleo inciden positivamente en su duración, ya que los individuos que las perciben se muestran menos activos a la hora de buscar empleo y más selectivos en la aceptación de posibles ofertas.

En esta misma línea, Gómez y Bover (2004) analizaron los determinantes de las tasas de salida del desempleo a un empleo fijo o temporal en el caso español, evidenciando el impacto negativo de recibir prestaciones, que domina el efecto del ciclo en las salidas a empleos temporales pero no a empleos fijos.

La cualificación profesional y el nivel educativo también se han mostrado relevantes a la hora de predecir las tasas de salida del desempleo. Micklewright y Nagy (1995, 1996) sostienen que la tasa de salida del desempleo se incrementa respecto al nivel educativo, mientras que García Pérez (1997) señala que aunque la cualificación profesional puede acelerar la salida del desempleo, a medida que los individuos permanecen en desempleo durante más tiempo, son los menos cualificados los que más probabilidad tienen de salir de dicho estado.

La propuesta metodológica utilizada para el estudio de las tasas de salida del desempleo se ha basado en los Modelos de Competencia en Riesgo (Competing Risks) (11). Estos modelos se utilizan cuando se tiene en cuenta más de una posible causa de ocurrencia del evento, es decir, el evento de interés puede ser de distintos tipos o deberse a diferentes causas. La relevancia de estas técnicas radica en que en ocasiones es deseable distinguir esos diferentes tipos de eventos y tratarlos de forma separada en el análisis, con el propósito de poder detectar los determinantes potenciales que influyen en cada una de las salidas del desempleo consideradas en el modelo, tal y como hicieron David y Moeschberger (1978).

Una de las características de este tipo de modelos es que la ocurrencia para una observación muestral de un tipo de evento elimina la posibilidad de riesgo de los otros tipos de evento. En estos modelos cada individuo se enfrenta a un único episodio de desempleo en el período de seguimiento.

(11) Especialmente interesantes son los estudios de Allison (1995), 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.

Por tanto, para cada observación el evento de interés (que puede ser de distintos tipos) sólo ocurría una vez como máximo para cada individuo en el transcurso del seguimiento, no volviéndose a incorporar en la muestra aquellos individuos que vuelven a estar desempleados.

Bajo el supuesto de dos estados de salida independientes, la tasa de riesgo de salida del desempleo $h(t, X)$ 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 (12).

$$h(t, X) = h_M(t, X) + h_O(t, X)$$

expresando la función de riesgo para el tipo de evento j como

$$h_j(t, X) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P[t \leq T < t + \Delta t, J = j / T \geq t, X]}{\Delta t}$$

donde $j=M, O$ son las diferentes causas de fallo.

La selección del modelo paramétrico adecuado (Exponencial, Weibull, Gompertz, Log-normal, Log-logístico y Gamma generalizado) se ha llevado a cabo considerando dos estrategias: cuando los modelos paramétricos son anidados, el ratio de verosimilitudes o test de Wald suele ser utilizado para llevar a cabo dicha selección, pudiendo seleccionar un modelo paramétrico de Weibull frente a uno Exponencial, o Gamma frente a Weibull o Lognormal. Sin embargo, cuando los modelos no son anidados resulta más adecuado utilizar la aproximación de Akaike (1974) que penaliza el número de parámetros que son estimados en el modelo. El estadístico de AIC viene dado por

$$AIC = -2(\log \text{likelihood}) + 2(c + p + 1)$$

(12) Aunque la mayoría de los trabajos empíricos que han analizado la duración del desempleo con competencia en riesgo han considerado 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 considerada ya que tan sólo el 1,05% de los pescadores afectados por la paralización se emplearon finalmente en actividades por cuenta propia.

donde c es el número de covariables en el modelo de regresión y p representa el número de parámetros auxiliares del modelo.

Para considerar la posible presencia de heterogeneidad inobservable provocada por la omisión de variables explicativas y/o errores de medición se incluye en el modelo un factor α , incorrelado con el resto de variables explicativas (13).

$$h(t, X / \alpha) = \alpha \cdot h(t, X)$$

donde $h(t, X)$ es la función de riesgo en los seis modelos paramétricos planteados y α una variable aleatoria positiva con media uno y varianza θ considerando las distribuciones Gamma y Gaussiana-inversa para el factor α . La significación estadística de θ pondría de manifiesto la existencia de heterogeneidad inobservable.

En los modelos de riesgo proporcional la función de riesgo puede ser expresada como

$$h(t, X / \alpha) = h_0(t) \cdot \exp(\beta'X) \cdot \alpha = h_0(t) \cdot \exp(\beta'X + u)$$

donde $h_0(t)$ es la función de riesgo base y $u = \ln(\alpha)$ el término de error que se supondrá distribuido con esperanza matemática nula.

En la regresión Gompertz únicamente utilizaremos la parametrización de un modelo de riesgo proporcional. En este modelo $h_0(t) = e^{\gamma t}$, donde γ es un parámetro auxiliar. Esta distribución resultará adecuada para modelizar fenómenos con tasas de riesgo monótonas que aumentan o disminuyen exponencialmente con el tiempo. El parámetro γ controla la forma del riesgo de referencia: cuando γ es positiva la función de riesgo aumenta con el tiempo; cuando γ es negativa la función de riesgo disminuye con el tiempo y, finalmente, cuando γ es cero el modelo se reduce al Exponencial.

Otro aspecto relevante es la valoración del modelo mediante los residuos de Cox-Snell, permitiendo comprobar la adecuación en conjunto del modelo. Si el ajuste del modelo es satisfactorio, los residuos de Cox-Snell

(13) El factor α representa el efecto multiplicativo no observable y es independiente de X y de t .

definirán aproximadamente una distribución exponencial de parámetro la unidad (14).

La metodología no paramétrica en la estimación de funciones de supervivencia en el desempleo destaca por su fácil aplicabilidad. Estos métodos no paramétricos son bastante útiles como primera aproximación de los datos analizados con el fin de describir la tendencia temporal de los datos según algunas variables de interés y 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. El estimador de Kaplan-Meier (Kaplan y Meier, 1958) es uno de los más utilizados para estimar la probabilidad de que no se produzca el evento en t_j mediante una sencilla ley multiplicativa que en presencia de censura por la derecha plantea la siguiente función de supervivencia

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

donde d_j es el número de eventos observados, es decir, el número de individuos que experimentaron el evento de interés en el momento t_j y que por lo tanto abandonaron el desempleo y n_j el número de observaciones en riesgo, es decir, el número de individuos que aún no han experimentado el evento de interés en ese momento, que no han abandonado el desempleo y que, por tanto, aún están en riesgo de experimentarlo.

Utilizaremos también el estimador de Kaplan-Meier para estimar la función de riesgo acumulada. Una alternativa al estimador de la tasa de riesgo acumulada fue propuesto por primera vez por Nelson (1972) y posteriormente por Aalen (1978) (15)

$$\tilde{H}(t) = \begin{cases} 0 & \text{si } t \leq t_j \\ \sum_{t_j \leq t} \frac{d_j}{n_j} & \text{si } t_j \leq t \end{cases}$$

(14) Cox y Snell (1968).

(15) La estimación de la tasa de riesgo puede ser suavizada mediante el procedimiento de Kernel (Müller y Wang, 1994).

como paso previo a la comparación de curvas de supervivencia para detectar patrones de comportamiento similares (16).

Aunque la metodología del Análisis de Supervivencia rara vez se ha aplicado en economía pesquera, son destacables los trabajos de Smith (2004) y Holloway y Tomberlin (2006). Estos últimos demuestran la utilidad del análisis de duración para comprender la dinámica de la flota y predecir las decisiones de salida de los pescadores.

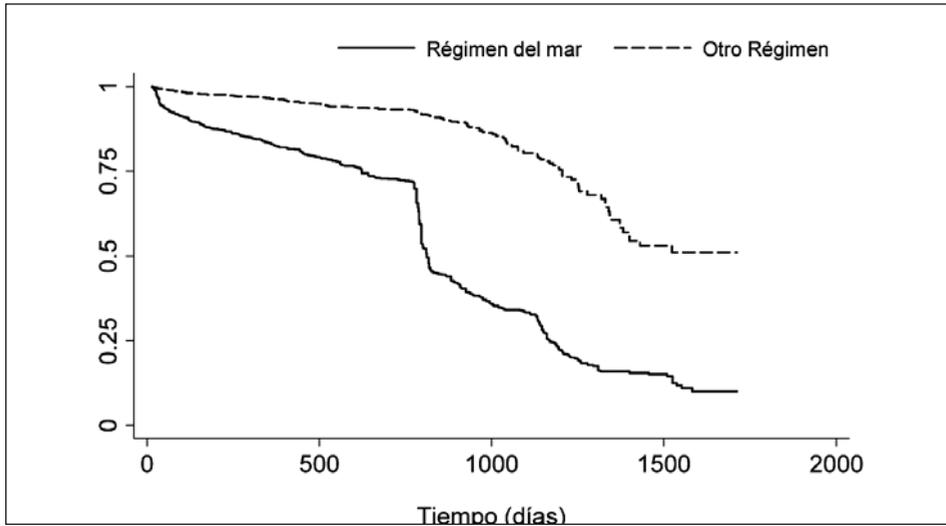
5. ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS DEL ENFOQUE NO PARAMÉTRICO

El Gráfico 1 muestra las funciones de supervivencia estimadas por Kaplan-Meier para los dos estados considerados. 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 evidencia, al menos de forma preliminar, 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, tras 623 días en desempleo, el 25% de los pescadores que salieron al Régimen Especial del Mar ya habían abandonado el estado de desempleo, mientras que para los individuos que se emplearon en otro Régimen distinto el 75% aún permanecían desempleados 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. El descenso es mucho menor en el caso de los trabajadores que optaron por salir definitivamente del Régimen Especial del Mar, ya que su reincorporación al trabajo fue más compleja y encontró mayores dificultades.

(16) Las herramientas más utilizadas en este tipo de pruebas son las de Savage (1956), Mantel-Haenszel (1959), Mantel (1966), Peto (1972), Gehan (1965), Breslow (1970), Prentice (1978) y Tarone y Ware (1977), entre otros.

Gráfico 1

FUNCIÓN DE SUPERVIVENCIA ESTIMADA POR KAPLAN-MEIER PARA LOS DOS ESTADOS DE SALIDA



Las funciones de supervivencia estimadas para cada una de las salidas consideradas según el país de origen muestran que la permanencia en el desempleo es mayor para los pescadores cuyo país de origen no es España. Los test planteados según el país de origen nos permiten rechazar la hipótesis de que las funciones de supervivencia sean iguales ($p < 0,05$).

Tabla 7

CONTRASTES SEGÚN EL PAÍS DE ORIGEN, PARA LA SALIDA DEL DESEMPLEO A UN RÉGIMEN ESPECIAL DE TRABAJADORES DEL MAR

Contrastes	Estadístico	Pr>Chi-2
Rangos logarítmicos	17,55	0,000
Wilcoxon-Breslow-Gehan	13,47	0,000
Tarone-Ware	17,01	0,000
Peto-Peto-Prentice	14,28	0,000
Fleming-Harrington ($p=3, q=0$)	7,61	0,006

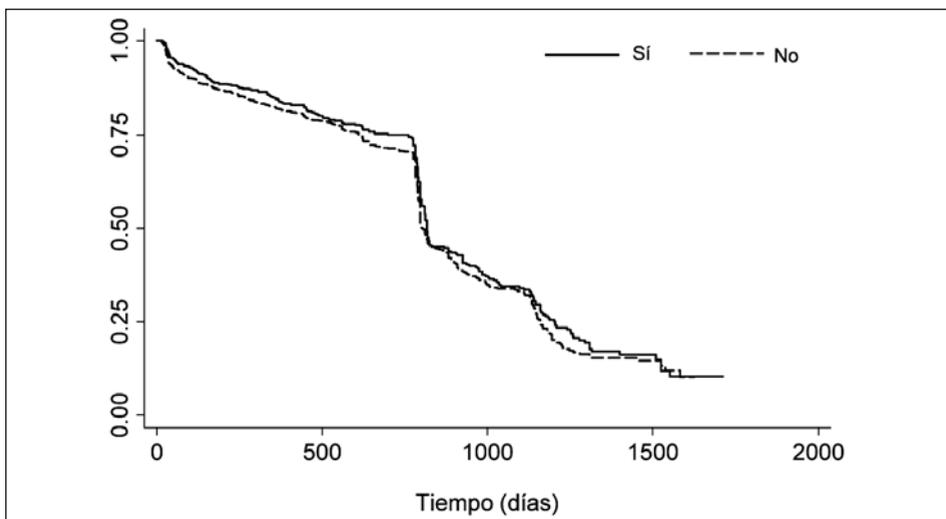
Fuente: Elaboración propia.

Estas diferencias son más pronunciadas a partir de la finalización de las ayudas especiales implementadas por el amarre temporal de la flota. Las diferencias mostradas en las curvas de supervivencia en el desempleo a partir de los dos años vienen dadas por las dificultades que muestran los individuos extranjeros respecto a los nacionales en cuanto a la búsqueda de empleo. Sin lugar a dudas, el mayor conocimiento por parte de los desempleados españoles de los procedimientos alternativos de búsqueda de empleo, así como su mayor cualificación han podido explicar este fenómeno. El análisis de riesgos competitivos ha permitido verificar que estas diferencias se aprecian tanto para la salida a un empleo en el Régimen Especial de Trabajadores del Mar como para un empleo alternativo a éste.

El análisis de estos riesgos competitivos muestra diferencias significativas para la variable EXPERIENCIA previa fuera del Régimen del Mar únicamente en la salida del desempleo a un empleo en un Régimen diferente al Especial del Mar. No obstante, estas diferencias comienzan a observarse a partir del momento en que finalizan las ayudas a los pescadores por el amarre temporal de la flota implementadas durante dos años (Gráficos 2 y 3).

Gráfico 2

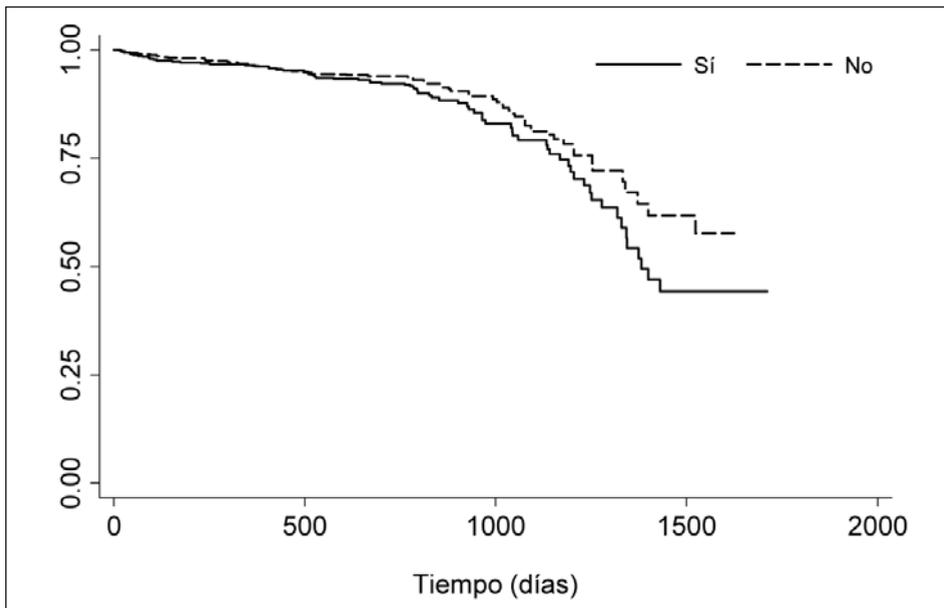
FUNCIÓN DE SUPERVIVENCIA EN EL DESEMPLEO SEGÚN LA EXPERIENCIA PREVIA FUERA DEL RÉGIMEN DEL MAR



Estos resultados resultan evidentes ya que cuando el evento de interés es el abandono del estado de desempleo hacia 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 rápido. El hecho de que las diferencias sean significativas a partir del momento en el que finalizan las ayudas a los pescadores por el amarre temporal de la flota durante dos años refuerza el hecho de que, como señala Antolín (1995), las prestaciones por desempleo presentan en los individuos un incentivo para posponer la búsqueda de empleo.

Gráfico 3

FUNCIÓN DE SUPERVIVENCIA PARA EL TRÁNSITO DEL DESEMPLEO HACIA EL EMPLEO
EN UN RÉGIMEN DIFERENTE AL DEL MAR SEGÚN LA EXPERIENCIA PREVIA FUERA
DEL RÉGIMEN DEL MAR

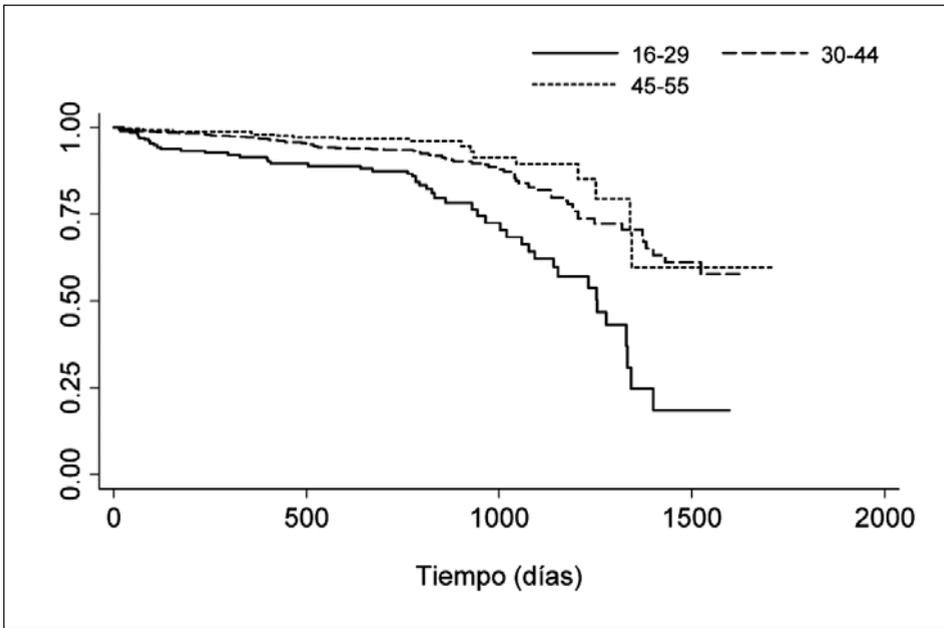


El análisis de la edad del desempleado y su influencia en la resistencia a encontrar empleo muestra resultados parecidos a los obtenidos para la experiencia previa en otros empleos alternativos a la pesca. En el tránsito desde el desempleo hacia el empleo dentro del Régimen Especial del Mar la edad no incide en las tasas de salida del desempleo. Sin embargo,

cuando la salida es hacia un empleo en un Régimen diferente al Especial del Mar, sí que se evidencian diferencias para los individuos en función de su edad. El Gráfico 4 muestra que los pescadores más jóvenes (16-29 años) encuentran empleos alternativos a la pesca antes que los de más edad, segmento éste último en el que las carencias formativas son mayores y el rechazo al cambio de sector de ocupación es mayor.

Gráfico 4

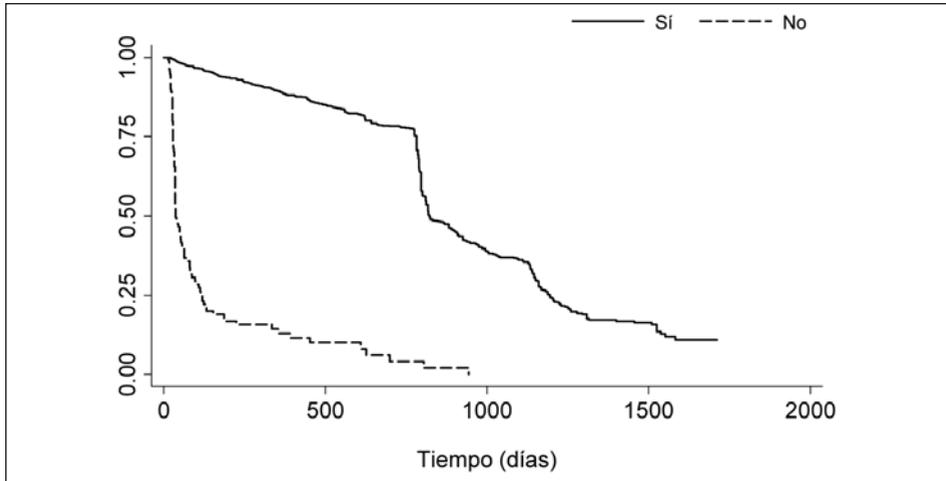
FUNCIÓN DE SUPERVIVENCIA PARA EL TRÁNSITO DESDE EL DESEMPLEO A UN EMPLEO EN RÉGIMEN DIFERENTE AL ESPECIAL DEL MAR SEGÚN LA VARIABLE EDAD



Uno de los factores más relevantes que incide negativamente en el proceso de salida del desempleo es la percepción de prestaciones económicas. 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 este caso concreto, los individuos afectados extienden durante más tiempo su período de desempleo tanto para la salida en empleos en el Régimen del Mar como en otros empleos alternativos (Gráficos 5 y 6).

Gráfico 5

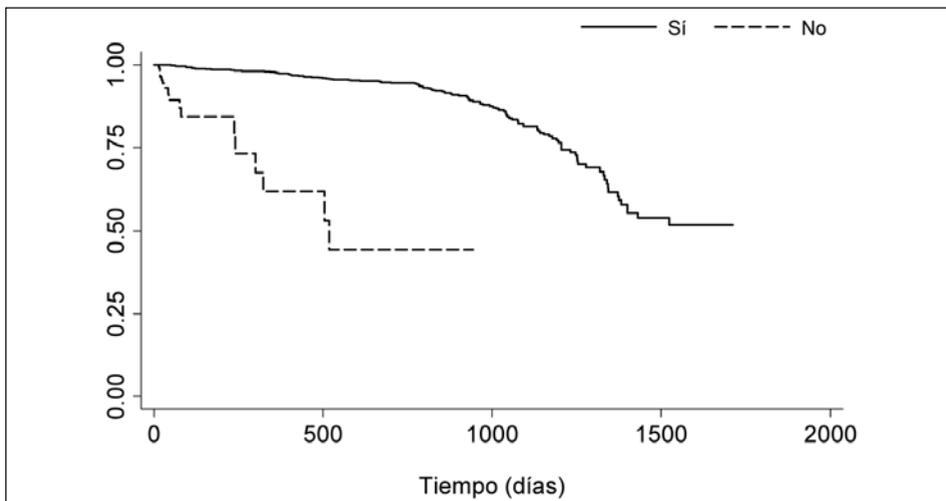
FUNCIÓN DE SUPERVIVENCIA PARA EL TRÁNSITO HACIA EL EMPLEO EN EL RÉGIMEN ESPECIAL DEL MAR SEGÚN LA VARIABLE PERCEPCIÓN



Este último resultado no es ajeno en otros estudios, como los de Cachón y Prieto (1993), quienes aseguran que “el sistema de protección por desempleo está configurado en los países occidentales como un meca-

Gráfico 6

FUNCIÓN DE SUPERVIVENCIA PARA EL TRÁNSITO HACIA EL EMPLEO EN UN RÉGIMEN DIFERENTE AL ESPECIAL DEL MAR SEGÚN LA VARIABLE PERCEPCIÓN



nismo 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... (17)”.

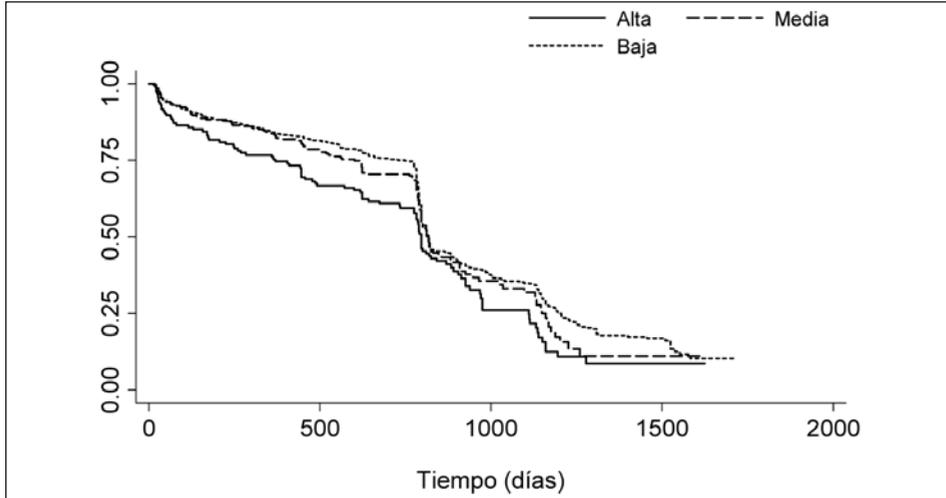
Al analizar la duración del período de desempleo en función del tipo de modalidad de ayuda socioeconómica solicitada por el pescador se constata la existencia de diferencias significativas para cada una de las posibles salidas del desempleo consideradas. De hecho, mientras que para la salida al Régimen 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. Al analizar las duraciones de los períodos de desempleo de los pescadores afectados en función de la ayuda socioeconómica concedida se han obtenido resultados previsibles: los pescadores a los que se les concedieron las ayudas presentaron tiempos de supervivencia en el desempleo mayores que aquellos para los que la resolución no fue favorable. Evidentemente, aquellos pescadores que no consiguieron percibir la ayuda solicitada buscaron un nuevo empleo con una mayor intensidad y motivación que aquellos que se aseguraron, a través de la ayuda económica, la percepción de un subsidio con el que no contaron los otros.

Se ha podido constatar también un efecto significativo de la categoría laboral que ostentaba el pescador en el último empleo computado. Aquellos individuos que en el último buque en que se enrolaron ostentaban una categoría laboral alta fueron los que sufrieron períodos de desempleo más reducidos, es decir, consiguieron encontrar un empleo dentro del sector pesquero antes que los que tenían una categoría media y baja (véase el Gráfico 7). No obstante, a medida que el período de desempleo se prolongó esta diferencia fue menor debido, entre otros factores, a la pérdida de capital humano que provoca el desempleo (Pissarides, 1992).

(17) Cachón, L. y A. Prieto, (1993).

Gráfico 7

FUNCIÓN DE SUPERVIVENCIA ESTIMADA PARA EL TRÁNSITO HACIA UN EMPLEO DENTRO DEL RÉGIMEN ESPECIAL DEL MAR SEGÚN LA CATEGORÍA LABORAL DE LA ÚLTIMA OCUPACIÓN



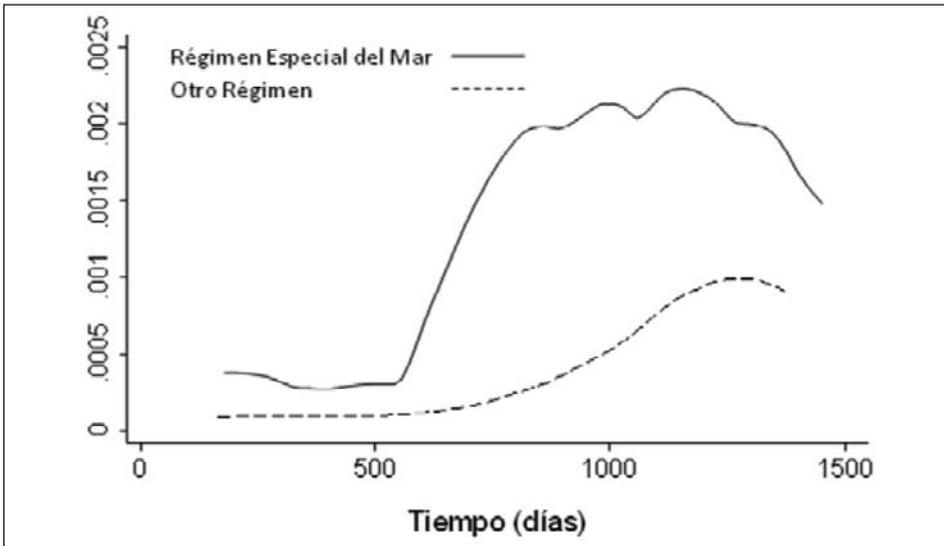
Por último, debemos señalar que, en lo que se refiere al análisis para cada una de las provincias consideradas, se observaron patrones de supervivencia diferentes tanto para la salida al Régimen Especial del Mar como hacia otro Régimen distinto. La provincia que presentó una mayor permanencia en el desempleo fue Huelva. Por el contrario, al considerar aquellos pescadores que tras un período de desempleo encontraron otra ocupación en un régimen diferente al del Mar, Málaga fue la provincia en la que se pudieron constatar los menores períodos de permanencia en el desempleo. En definitiva, la distribución geográfica de los períodos de desempleo no ha sido homogénea, constanding la existencia de diferencias significativas en función de la provincia.

Ha sido también analizada la dinámica del proceso de salida del desempleo mediante la estimación de funciones de riesgo que reflejen la probabilidad condicional de que un individuo que ha estado desempleado hasta un 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. En este sentido, 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% (Gráfico 8).

Gráfico 8

FUNCIÓN DE RIESGO ESTIMADA PARA TRÁNSITO HACIA UN EMPLEO DENTRO Y FUERA DEL RÉGIMEN ESPECIAL DEL MAR. MÉTODO DE SUAVIZADO DE KERNEL



6. ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS DEL ENFOQUE PARAMÉTRICO

Bajo el supuesto de que los dos estados de salida considerados (empleo dentro y fuera del Régimen Especial del Mar) son independientes, la tasa de riesgo se ha obtenido como la suma de las tasas de riesgo referentes a la obtención de un empleo en el Régimen Especial de Trabajadores del Mar y en un Régimen distinto al del Mar.

Las Tablas 8 y 9 muestran los resultados de las estimaciones del modelo de riesgos competitivos utilizando una distribución Gompertz para la salida del desempleo al estado de empleo en el Régimen Especial del Mar y en otro Régimen distinto a éste último. La definición de las variables utilizadas como regresores en el modelo aparece en el Anexo (véase la

Tabla A1). Las referencias 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.

Los resultados obtenidos permiten identificar variables que son significativas en el modelo de riesgos competitivos con salida a otro Régimen diferente al Especial del Mar, aunque no lo son para el modelo de riesgo simple y el modelo de riesgos con salida al Régimen Especial del Mar.

En el modelo de Gompertz las estimaciones de la tasa de riesgo deben ser interpretadas como un factor que multiplica a la tasa de salida 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.

En este sentido 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 que no tenga experiencia previa fuera del Régimen del Mar. En efecto, las dificultades de adaptación a otros estilos de vida y entornos de trabajo se ven atenuadas por el hecho de que los individuos posean alguna experiencia previa en otros empleos diferentes al de pescador. Por lo que respecta a la salida del desempleo a un empleo en el Régimen Especial del Mar, como cabría de esperar, esta variable no resultó relevante.

Respecto al impacto 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. Estos resultados evidencian que la edad es un importante condicionante en los procesos de éxito en la búsqueda de un nuevo empleo.

Tabla 8

MODELO DE RIESGOS COMPETITIVOS. SALIDA DEL DESEMPLEO A UN EMPLEO EN EL RÉGIMEN ESPECIAL DE TRABAJADORES DEL MAR

Variables	Coefficiente	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
Codnuele* Provdum1	-0,326	0,358	0,722	0,259	0,363
Codnuele* Provdum2	0,365	0,482	1,441	0,694	0,449
Codnuele* Provdum3	1,049***	0,248	2,855	0,709	0,000
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	0,000
Cualidum2* Añodum2	0,437*	0,255	1,548	0,395	0,087
Percepdatum	3,076***	0,248	21,671	5,378	0,000
Percepdatum* Codnuele	-1,679***	0,265	0,187	0,049	0,000
Constante	-10,049	0,195			
γ	0,003***	0,000	0,003	0,000	0,000

Nota. (*), (**), (***) : Significativos a un nivel del 10%, 5% y 1% respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Especialmente relevante resulta 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 tanto para la salida en el Régimen Especial del Mar como en un Régimen diferente de dos y tres veces superior, respectivamente, que aquellos cuya resolución fue favorable. Como se ha

indicado anteriormente, este resultado evidencia que el pescador que no recibe la ayuda busca con más intensidad una nueva ocupación.

La variable **CATEGORÍA PROFESIONAL** resultó relevante para la salida del desempleo en el Régimen Especial del Mar pero no para la salida en un Régimen diferente al Especial del Mar. Efectivamente, el análisis efectuado permite evidenciar que los individuos que poseen una categoría profesional media tienen un riesgo de salir del desempleo 1,5 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 1,9 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.

También se ha podido constatar que los pescadores que no perciben prestaciones por desempleo poseen un riesgo de abandonar este estado en un empleo en el Régimen Especial del Mar o en un Régimen distinto a éste de 22 y 14 veces superior, respectivamente, a aquellos que 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. Como ya se ha indicado anteriormente, esta transferencia de renta incrementa el salario mínimo de aceptación de los individuos (18).

Los individuos que comenzaron el primer período de desempleo en el año 2000 o con posterioridad soportan un mayor riesgo de abandonar el desempleo que aquellos que lo iniciaron en el año 1999. Esto se debe a la finalización de 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 lo que respecta a la salida del desempleo hacia un empleo en el Régimen Especial del Mar, se ha podido estimar un riesgo de salida 9 y 8

(18) Ver Lancaster y Nickell (1980) y Narendranathan y Nickell (1985), Mortensen (1986), Nickell (1979a y 1979b) y, Devine y Kiefer (1991), entre otros.

veces superior para los individuos que poseen una edad entre los 16 y los 29 años, y los 30 y 44 años, respectivamente, respecto a aquellos cuya edad es superior a los 45 años.

Con la inclusión de los términos de interacción en el modelo se ha pretendido analizar la asociación de dos o más covariables sobre la duración del desempleo. Así, para aquellos pescadores que poseen una categoría alta la salida del desempleo en el Régimen Especial del Mar aumenta aún más si el período de desempleo comienza en el año 2000 o con posterioridad.

También se evidencia que para los pescadores que no perciben prestaciones por desempleo la salida del desempleo en el Régimen Especial del Mar aumenta aún más si también se les había denegado las ayudas de carácter socioeconómico. Cuando el evento de interés era la salida en un Régimen diferente al especial del Mar, los individuos que no perciben

Tabla 9

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	-1,930*	1,089	0,145	0,158	0,076
Percepdatum	2,639***	0,504	14,006	7,058	0,000
Percepdatum* Añodum1	-2,748**	1,202	15,619	18,772	0,022
Percepdatum* Añodum2	-2,598***	0,788	0,074	0,059	0,001
Constante	-11,817	0,347			
γ	0,003***	0,000	0,003	0,000	0,000

Nota. (*), (**), (***) : Significativos a un nivel del 10%, 5% y 1% respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

prestaciones por desempleo y que comenzaron el período de desempleo en 2000 tenían un riesgo de abandonar el estado de desempleo 15,6 veces superior que aquellos que lo iniciaron en el 1999. La estimación 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. La verificación de que dicho parámetro es significativamente distinto de cero permite descartar que estemos ante una función de riesgo constante.

7. CONCLUSIONES

En todo el estudio subyace un interés real por identificar 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 con Marruecos 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 laboral.

Uno de los aspectos destacables puesto de manifiesto en el análisis no paramétrico del primer período de desempleo es la existencia de patrones de supervivencia diferentes para las variables EDAD Y EXPERIENCIA LABORAL previa cuando se utiliza un modelo de riesgos competitivos y la salida del desempleo es hacia un Régimen diferente al Especial del Mar. Estos resultados resultan 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. Adicionalmente, 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, entre otros factores.

Los principales resultados derivados de la estimación del modelo paramétrico permiten establecer 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 socioeconó-

mica solicitada, poseer una categoría profesional media o alta y haber iniciado este primer período de desempleo en el año 2000 o posteriormente.

Sin lugar a dudas, este último resultado avala la hipótesis, por otra parte bastante realista, de que al inicio del conflicto los pescadores eran reacios a la reconversión, 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 muchas de estas 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 sólo en el sector extractivo, sino con la intención de diversificar la actividad de los trabajadores afectados en sectores alternativos a la pesca.

Finalmente, las medidas excepcionales establecidas por 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 marroquí 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 a pesar de lo urgente y necesario que resultan los procesos de reconversión y diversificación económica en áreas fuertemente dependientes de la Pesca, ésta resulta difícil de llevar a la práctica por varios motivos, entre los que se deben destacar las dificultades propias de las zonas dependientes de la pesca en las que existen pocas alternativas de empleo y a la existencia de una escasa movilidad profesional de los pescadores debido especialmente a su reducida formación académica y a la temprana edad de ingreso en la actividad pesquera, así como a 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.

Los resultados del estudio avalan la necesidad de incorporar en los planes de pesca futuras líneas de investigación específicas que aborden la problemática del desempleo en el sector pesquero. El rol que deben desem-

peñar las diferentes administraciones pesqueras es crucial, constatando la necesidad de redefinir las líneas básicas de intervención en la actividad pesquera, donde determinado tipo de subsidios deberán ir dando paso paulatinamente a actuaciones encaminadas a mejorar la formación de los pescadores como mecanismo básico para que la tan excesivamente comentada reconversión del sector pesquero pueda ser una realidad y donde sus traumáticos efectos 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.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- 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: p. 249-264.
- AKAIKE, H. (1974). "A new look at the statistical model identification". *IEEE Transaction and Automatic Control* AC-19: p. 716-723.
- ALBA-RAMÍREZ, A. y FREEMAN, R. (1990). *Jobfinding and Wages when Longrun Unemployment is Really Long: the Case of Spain*, NBER Working Paper, 3409.
- ALLISON, P. D. (1995). *Survival Analysis using the SAS system: A practical guide*, USA: SAS Institute.
- ANTOLÍN, P. (1995). "Job search behaviour and unemployment benefits in Spain during the period 1987-1991". *Investigaciones Económicas*, 19: p. 415-433.
- BLANCO, J. M. (1992). "Los efectos del seguro de desempleo sobre la actividad laboral y las horas trabajadas". *Moneda y Crédito*, 195: p. 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.
- BOVER, O., ARELLANO, M. y BENTOLILA S. (1996). "Duración del desempleo, duración de las prestaciones y ciclo económico". *Banco de España, Estudios Económicos*, 57.
- BOVER O. y GÓMEZ, R. (2004). "Another look at unemployment duration: exit to a permanent vs. a temporary job". *Investigaciones Económicas*, vol. XXVIII (2), 285-314.
- BRESLOW, N. E. (1970). "Generalized Kruskal-Wallis Test for comparing k samples subject to unequal patterns of censorship". *Biometrika*, 57: p. 579-594.

- 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 y J. Jimeno, Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA), Madrid.
- CORDÓN, E. y GARCÍA, F. (2009). “Evolución histórica y perspectivas actuales en las relaciones hispano-marroquíes en materia de pesca”. *Revista de Economía Mundial*, nº 21: p. 57-86.
- 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 B* 30: p. 248-275.
- DAVID, H.A., y M.L. MOESCHBERGER (1978), *The theory of competing risk*. London: Griffin.
- DEVINE, T., y KIEFER, N. (1991). *Empirical Labor Economics: The Search Approach*. New York: Oxford University Press.
- EHRENBERG, R.G., y OAXACA, R. L. (1976). “Unemployment Insurance, Duration of Unemployment, and Subsequent Wage Gain”. *The American Economic Review*, 66(5): p. 754-766.
- ELANDT-JOHNSON, R. C. y JOHNSON, N. L. (1980). *Survival Models and Data Analysis*, Nueva York: John Wiley & Sons.
- FARBER, H. (1994). “The analysis of interfirm worker mobility”. *Journal of Labor Economics*, 12: p. 554-594.
- FOLLMAN, D. A., GOLDBERG, M.S. y MAY, L. (1990). “Personal Characteristics, Unemployment Insurance and the Duration of Unemployment”. *Journal of Econometrics*, 45: p. 351-366.
- GARCÍA PÉREZ, J.I. (1997). “Las tasas de salida del empleo y el desempleo en España (1978-1993)”. *Investigaciones Económicas*, 21(1): p. 29-53.
- GEHAN, E. (1965). “A Generalized Wilcoxon Test for Comparing Arbitrarily Singly-Censored Samples”. *Biometrika*, 52: p. 203-223.
- GIL, F.J., MARTÍN, M.J. y SERRAT, A. (1994). “Movilidad en el Mercado de Trabajo en España: Un Análisis Econométrico de Duración con Riesgos en Competencia”. *Investigaciones Económicas*, 18(3): p. 517-537.
- GRONAU, R. (1971). “Information and Frictional Unemployment”. *The American Economic Review*, 61(3), June: p. 290-301.
- HOLLOWAY y TOMBERLIN (2006). Duration analysis of fleet dynamics, IIFET 2006 Portsmouth Proceedings.
- JENKINS, S. P (2004). *Introduction to the analysis of spell duration data*. Colchester: University of Essex.

- JOVANOVIC, B. (1979). "Job matching and the theory of turnover". *Journal of Political Economy*, 87: p. 972-990.
- 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: p. 457-481.
- KASPER, H. (1967). "Asking Price of Labor an the Duration of Unemployment". *Review of Economics and Statistics*, 49: p. 165-172.
- KATZ, L., y MEYER, B. (1990). "The Impact of Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment". *Journal of Public Economics*, 41: p. 45-72.
- 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.
- LANCASTER, T. (1979). "Econometric Methods for the Duration of Unemployment", *Econometrica*, 47(4): p. 939-956.
- LANCASTER, T. y NICKELL, S. (1980). "The Analysis of Reemployment Probabilities for the Unemployed". *Journal of the Royal Statistical Society (Series A)*, 143: p. 141-165.
- LIPPMANS, S., y MCCALL, J. (1976). "The economics of job search: a survey". *Economic Inquiry*, 14: p. 155-189.
- MANTEL, N. (1966). "Evaluation of survival data and two new rank order statistics arising in its consideration". *Cancer Chemotherapy Report*, 50: p. 163-170.
- MANTEL, N. y HAENZSEL, W. (1959). "Statistical aspects of the analysis of data from retrospective studies of disease". *Journal of the National Cancer Institute*, 22 (4): p. 719-748.
- MARUBINI, E. y M. VALSECCHI, G.(1995). *Analysis Survival Data from Clinical Trials and Observational Studies*, Nueva York: John Wiley & Sons.
- MCCALL, J. J. (1970). "Economics of Information of Job Search", *Quarterly Journal of Economics*, 84(1): p. 113-126.
- MEYER, B.D. (1990). "Unemployment Insurance and Unemployment Spells", *Econometrica*, 58(4): p. 757-782.
- MICKLEWRIGHT, J., y NAGY, G. (1995). *Unemployment Insurance and Incentives in Hungary*. In: David MG Newbery. *Tax and Benefit Reform in Central and Eastern Europe*. London: Centre for Economic Policy Research: p. 145-172.
- MICKLEWRIGHT, J., y NAGY, G. (1996). "Labour Market Policy and the Unemployed in Hungary". *European Economic Review*, 40: p. 819-828.

- MOCHÓN, F. (1983), *Inflación y paro*, Ediciones Pirámide, Madrid.
- MORTENSEN, D. T. (1970). "Job Search, the Duration of Unemployment, and the Phillips Curve". *The American Economic Review*, Vol. LX, N° 5, December: p. 847-862.
- MORTENSEN, D. T. (1986), *Job search and labor market analysis*. En Ashenfelter, O. C. y R. Layard, *Handbook of labor economics*, Amsterdam: North-Holland: p. 849-919.
- MORTENSEN, D.T. (1990). *A Structural Model of UI Benefit Effects on the Incidence and Duration of Unemployment*. In Yoram Weiss and G. Fishelson, *Advances in the Theory and Measurement of Unemployment*. London: Macmillan.
- MÜLLER, H.G., y WANG, J.L. (1994). Hazard rate estimation under random censoring with varying kernels and bandwidths. *Biometrics*, 50: p. 61-76.
- NARENDRANATHAN, W. y NICKELL, S. (1985). "Modelling the process of job search". *Journal of Econometrics*, 28: p. 29-49.
- NICKEL, S. (1979a). "Estimating the Probability of Leaving Unemployment", *Econometría*, 47: p. 1249-1266.
- NICKELL, S. (1979b). "The effect of Unemployment and related Benefits on the Duration of Unemployment", *Economic Journal*, 89: p. 34-49.
- Oceanic Développement, MegaPesca Lda. (2010). *Evaluation ex-post du protocole actuel d'accord de partenariat dans le domaine de la peche entre l'union europeenne et le royaume du maroc, etude d'impact d'un possible futur protocole*.
- PETO, R. y PETO, J. (1972). "Asymptotically efficient rank invariant test procedures". *Journal of the Royal Statistical Society (Series A)*, 135: p. 185-206.
- PRENTICE, R. L. (1978). "Linear rank test with right-censored data, *Biometrika*, 65: p. 167-179.
- PISSARIDES, C.A. (1992). "Loss of skill during unemployment and the persistence of employment shocks". *Quarterly Journal of Economics*, 107: p. 1371-1391.
- PRADHAN, N. C. y LEUN, P. (2004). "Modeling entry, stay, and exit decisions of the longline fishers in Hawaii". *Marine Policy*, 28: p. 311-324.
- SAVAGE, I. R. (1956). "Contributions to the theory of rank order statistics. The two sample case". *Annals of Mathematical Statistics*, 27: p. 590-615.
- SMITH, M. D. (2004). "Limited-entry licensing: Insights from a Duration Model", *American Journal of Agricultural Economics*, 86 (3): p. 601-614.
- STIGLER, G. J. (1961). "Economics of Information". *Journal of Political Economy*, June, vol. LXIX, n° 3: p. 213-225.
- OLON, G. (1979). "Labor Supply Effects of Extended Unemployment Benefits". *Journal of Human Resources*, 14 (2): p. 247-255.

- TARONE, R. E. y J. H. WARE (1977). "On distribution-free tests for equality of survival distributions", *Biometrika*, 64: p. 156-160.
- TATSIRAMOS, K. (2006). "Unemployment Insurance in Europe: Unemployment Duration and Subsequent Employment Stability". *IZA Discussion Paper*, 2280.
- TOHARIA, L. (1997). "El Sistema Español de Protección por Desempleo". *Papeles de Economía Española*, 72: p. 192-213.

ANEXO

Tabla A1

DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES UTILIZADAS

Variables	Descripción
Provdum1	Variable Dicotómica: 1 si la provincia es Almería y 0 si es otra
Provdum2	Variable Dicotómica: 1 si la provincia es Málaga y 0 si es otra
Provdum3	Variable Dicotómica: 1 si la provincia es Cádiz y 0 si es otra
Codayudadum	Variable Dicotómica: 1 si al individuo se le denegado la ayuda socioeconómica solicitada y 0 si se le ha concedido
Cualidum1	Variable Dicotómica: 1 si la categoría profesional es Media y 0 si es otra
Cualidum2	Variable Dicotómica: 1 si la categoría profesional es Alta y 0 si es otra
Codnuele	Variable Dicotómica: 1 si el individuo solicitó la ayuda socioeconómica mediante la Orden de 5/3/2004 y 0 si la solicitó mediante la Orden 18/1/2002
Añodum1	Variable Dicotómica: 1 si el individuo inició el período de desempleo en el año 2000 y 0 si lo inició en otro año
Añodum2	Variable Dicotómica: 1 si el individuo inició el período de desempleo en el año 2001 o posterior y 0 si lo inició en otro año
Percepdatum	Variable Dicotómica: 1 si el individuo no percibe prestaciones por desempleo y 0 si las percibe
Modaldum	Variable Dicotómica: 1 si el individuo solicitó la ayuda socioeconómica de Prima Global Individual y 0 si solicitó la ayuda socioeconómica de Prima Global no Renovable
Codtrabdum	Variable Dicotómica: 1 si el individuo no poseía experiencia previa fuera del Régimen Especial del Mar y 0 si la poseía
Nacionadum	Variable Dicotómica: 1 si el país de origen del individuo es España y 0 si es otro
Edadum1	Variable Dicotómica: 1 si el individuo pertenece al grupo de edad de in los 16 a 29 años y 0 si pertenece a otro grupo de edad
Edadum2	Variable Dicotómica: 1 si el individuo pertenece al grupo de edad de los 30 a 44 años y 0 si pertenece a otro grupo de edad

El análisis de la posible presencia de heterogeneidad inobservada ha concluido con la verificación de existencia de dicha heterogeneidad en ambos modelos. Las estimaciones del modelo de Gompertz controlado por la heterogeneidad inobservable vienen recogidas en las Tablas A2 y A3 (19).

(19) Es importante tener en cuenta la heterogeneidad, ya que existen ciertas características no observables que no se consideran entre las variables explicativas, tales como la destreza, motivación, esfuerzo, influencias y contactos sociales, entre otras, que influyen en la duración del empleo. Así, cuando se ignora esta heterogeneidad inobservada los coeficientes estimados podrían adolecer de un importante sesgo.

Tabla A2

MODELO DE RIESGOS COMPETITIVOS. SALIDA DEL DESEMPLEO A UN EMPLEO EN EL RÉGIMEN ESPECIAL DEL MAR. INCLUYE LA HETEROGENEIDAD NO OBSERVABLE

Variables	Coefficientes	Error Estándar	Tasa de riesgo	Error Estándar	p-valor
Provdum1	-0,106	0,34	0,899	0,306	0,755
Provdum2	-0,526	0,546	0,591	0,322	0,335
Provdum3	-0,670**	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	4,590***	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
Codnuele *Provdum1	-1,369**	0,592	0,254	0,151	0,021
Codnuele *Provdum2	-0,052	0,734	0,949	0,697	0,943
Codnuele *Provdum3	0,974**	0,406	2,648	1,074	0,016
Cualidum1*Añodum1	0,240	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* Codnuele	-2,269***	0,460	0,103	0,048	0,000
Constante	-12,282***	0,363			0,000
γ	0,006***	0,000	0,006	0,000	0,000
θ	1,370	0,171	1,370	0,171	

Nota. (*), (**), (***) : Significativos a un nivel del 10%, 5% y 1% respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A3

MODELO DE RIESGOS COMPETITIVOS. SALIDA DEL DESEMPLEO A UN EMPLEO EN UN RÉGIMEN DISTINTO AL ESPECIAL DEL MAR. INCLUYE LA HETEROGENEIDAD NO OBSERVABLE

Variables	Coefficientes	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	-2,660*	1,426	0,070	0,1	0,062
Percep dum	2,961***	0,871	19,310	16,816	0,001
Percep dum* Añodum1	4,570***	1,754	96,500	169,241	0,009
Percep dum* Añodum2	-2,084*	1,204	0,124	0,15	0,083
Constante	-12,850	0,560			
γ	0,005***	0,001	0,005	0,001	0,000
θ	2,575	1,031	2,575	1,031	

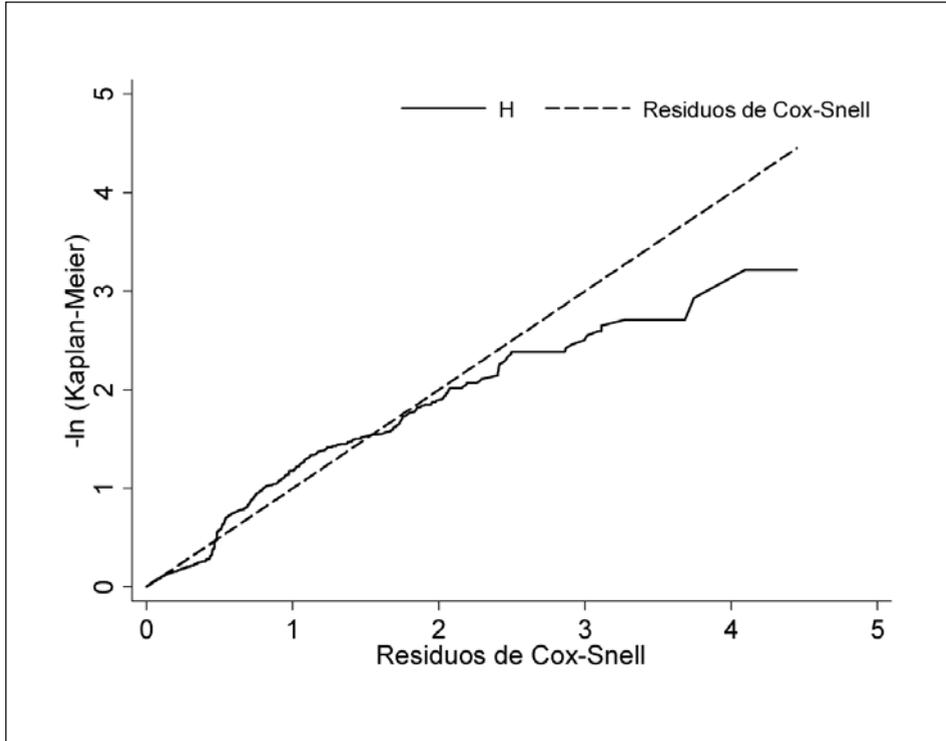
Nota. (*), (**), (***) : Significativos a un nivel del 10%, 5% y 1% respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Con el propósito de evaluar la modelización paramétrica llevada a cabo una vez controlada la heterogeneidad no observada, se ha efectuado el análisis de los residuos de Cox-Snell, verificando la distribución de dichos residuos siguiendo una distribución exponencial de parámetro unidad para comprobar si el ajuste realizado es satisfactorio.

Gráfico A1

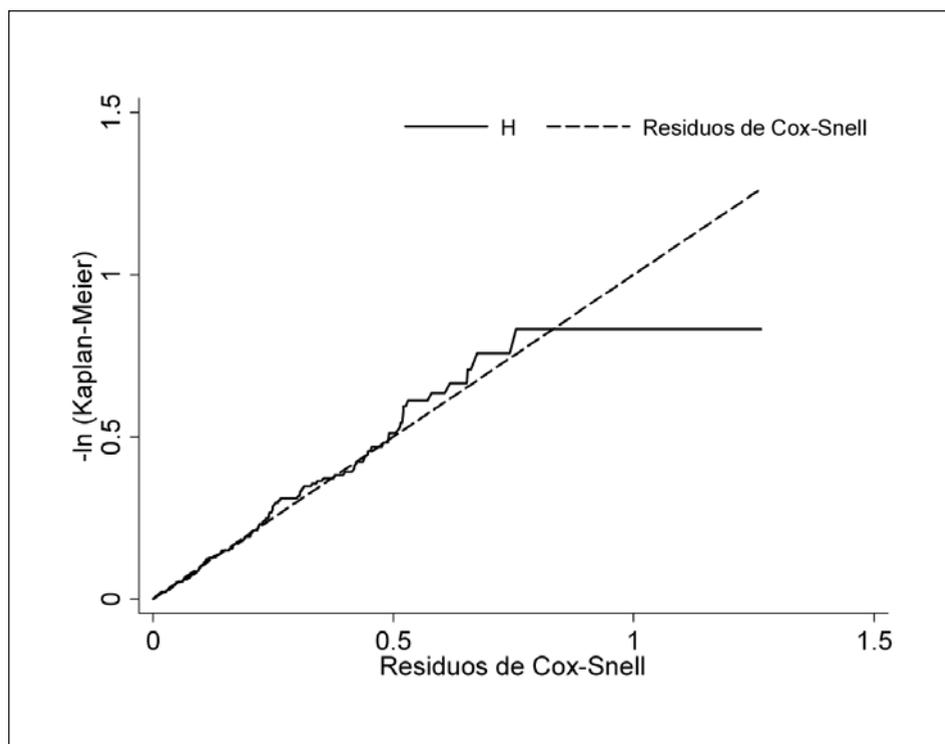
RESIDUOS DE COX-SNELL PARA EL MODELO GOMPERTZ CON HETEROGENEIDAD GAMMA.
SALIDA DEL DESEMPLEO A UN EMPLEO EN EL RÉGIMEN ESPECIAL DEL MAR



Tanto para el modelo de salida a un empleo en el Régimen Especial del Mar como para el modelo de salida en un Régimen diferente los ajustes han sido satisfactorios. De hecho 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.

Gráfico A2

RESIDUOS DE COX-SNELL PARA EL MODELO GOMPERTZ CON HETEROGENEIDAD GAMMA.
SALIDA DEL DESEMPLEO A UN EMPLEO EN UN RÉGIMEN DISTINTO AL DE TRABAJADORES
DEL MAR



RESUMEN

Impacto de la no renovación del acuerdo de pesca con Marruecos sobre el desempleo: una aplicación para el caso andaluz

El principal objetivo de este trabajo es el análisis del impacto sobre el mercado laboral pesquero andaluz en referencia a la flota pesquera afectada por la no renovación del acuerdo de pesca entre la Unión Europea y el Reino de Marruecos. En este sentido, se lleva a cabo un estudio de los determinantes de la duración del desempleo para los pescadores andaluces que se vieron obligados a paralizar su actividad y perdieron su empleo tras la finalización del Acuerdo de pesca entre la Unión Europea y el Reino de Marruecos el 30 de noviembre de 1999. Utilizando la metodología de los modelos de riesgos en competencia se identifican los factores relevantes que afectan a la duración del desempleo para cada una de las salidas consideradas. Para ello se distinguen como salidas alternativas los empleos en el Régimen Especial de Trabajadores del Mar y en un Régimen distinto a éste por su importancia en la formulación de medidas que favorezcan la reconversión o diversificación de la actividad pesquera.

PALABRAS CLAVE: Economía Pesquera, Inactividad, Modelos de duración, Búsqueda de empleo.

CÓDIGOS JEL: C41, J64, J65 y Q22.

ABSTRACT

Impact of the non-renewal of the fishing agreement with Morocco on unemployment: an application for the andalusian case study

The main objective of this work is to analyse the impact on the Andalusian fishing labour market in relation to the fishing fleet which was affected by the non-renewal of the fishing agreement between the European Union and Morocco. In this regard, we study the causes of unemployment duration for the Andalusian fishermen whose fishing activity finished when the Fishing Agreement between the European Union and Morocco expired on 30 November 1999. Using a competing risk model, we have identified the factors that influence the duration of the unemployment in each of the considered destination states. We distinguish between the employment in the Sea Workers' Special Regime and the employment in a Regime which is different from this one, because of its importance in the suggestion of measures that benefits the restructuring or diversification of fishing activity.

KEY WORDS: Fishing economy, Unemployment, Duration models, Job search.

JEL CODES: C41, J64, J65, Q22.