

Duración en el desempleo y cursos de formación. Una aproximación al caso español*

F. Alfonso Arellano Espinar
Universidad de Alicante

Resumen

Este artículo analiza la relación entre la duración del desempleo y cursos de formación para desempleados con dificultades económicas elaborados por el Instituto Nacional de Empleo (INEM) en el contexto del Plan Nacional de Formación e Inserción Profesional. Dos grupos de desempleados españoles son comparados entre abril de 2000 y febrero de 2001, uno de ellos realizó un curso de formación en el primer trimestre de 2000. Se utilizan estimaciones no paramétricas, y modelos de duración para analizar dicha relación. Las estimaciones sugieren que los cursos de nivel medio y alto reducen más el periodo de desempleo que los cursos de nivel bajo. Las mujeres presentan mejores resultados que los hombres, en especial con los cursos de formación de nivel medio.

Palabras clave: cursos de formación, duración del desempleo, estimaciones de Kaplan-Meier, modelos de duración

Clasificación JEL: C41, J64, J68

Abstract

This paper analyses the relationship between unemployment spell and the training courses for economic disadvantaged unemployed workers elaborated by the National Employment Institute (INEM). Two groups of Spanish unemployed workers are compared between April 2000 and February 2001, one of them did training courses in the first quarter of 2000. Non-parametric techniques and duration methods are used to analyse this relationship. Taking into account potential sample problems, the findings suggest that medium and high level courses reduce unemployment spell more than basic level courses do. Women show better results than men, especially with medium level courses.

Keywords: training programs, unemployment duration

JEL Classification: C41, J64, J68

1. Introducción

Los gobiernos gastan grandes cantidades de recursos, principalmente financiados a través de los impuestos, en desarrollar programas sociales y otras iniciativas públicas en materia laboral. Diferentes grupos se ven afectados por dichos programas. El estudio de estos efectos juega un importante papel en la toma de decisiones políticas.

* Agradecimientos: quisiera agradecer a César Alonso Borrego y Juan J. Dolado por la supervisión de este artículo, a los participantes en el seminario PEW del CEMFI, en la VI Escuela de Verano de Economía Laboral del IZA y en el XXVIII Simposio de Análisis Económico por sus comentarios. También quiero agradecer a Almudena Durán y Antonio Hernando (INEM) por ofrecerme las bases de datos que se usan en este artículo, así como la ayuda financiera proporcionada por la beca FPU AP2000-0853 del Ministerio de Educa-

Por cuestiones analíticas y políticas, la OCDE divide este tipo de gastos en las denominadas políticas *pasivas* de empleo, ligadas a la aplicación de las prestaciones y subsidios de desempleo, y las políticas *activas*, que se distinguen por un carácter dinámico encaminado a mejorar deficiencias en el funcionamiento del mercado de trabajo.

En la mayoría de los países de la OCDE, el gasto en este tipo de políticas absorbe un porcentaje significativo del total de recursos. Supone más de un tercio del total de los recursos destinados a las prestaciones sociales (en algunos países el gasto excede dichas prestaciones). La OCDE divide las políticas activas de empleo en cinco grandes grupos: (i) los servicios y administración de empleo público se encargan de promover y flexibilizar la unión entre puestos de trabajo vacantes y trabajadores; (ii) los programas de formación profesional fomentan el capital humano de los trabajadores, en especial para aquéllos que se encuentran desempleados, mejorando sus posibilidades de incorporarse activamente en el mercado de trabajo; (iii) el empleo subsidiado se centra en el fomento de puestos de trabajo, incentivando las nuevas contrataciones de las empresas y a los trabajadores desempleados en su búsqueda de empleo, o bien la creación directa de puestos de trabajo; y por último, se encuentran las medidas dirigidas a grupos de trabajadores con dificultades para conseguir un puesto de trabajo, como (iv) los colectivos con discapacidades y (v) los trabajadores jóvenes. Martin (2000) ofrece más información sobre gasto público en políticas de empleo en la OCDE.

La importancia de los gastos en materia laboral para varios países de la UE se resume en la Tabla 1. Los gastos en políticas de empleo presentan una gran variedad tanto en porcentaje del PIB como con respecto a su participación en la tasa de paro. Aunque el peso de las políticas pasivas de empleo en el PIB es mayor, los países nórdicos gastan grandes cantidades de recursos en políticas activas de empleo. Las diferencias entre países reflejan el énfasis en cada tipo de actuación. Así, los países escandinavos y del centro de Europa, junto a Grecia, dedican más recursos a los programas de Formación Profesional. En cambio, Bélgica, Holanda y España prefieren las subvenciones directas a la creación de empleo. Finalmente, Francia, Portugal y Reino Unido se centran en las políticas orientadas a mejorar las posibilidades de empleo de los jóvenes trabajadores.

Como resultado de este énfasis en el presupuesto de los estados de la UE y el interés de los políticos por averiguar la efectividad de estas medidas, la importancia del análisis de las políticas de empleo ha venido aumentando durante la última década. Este trabajo de investigación debería satisfacer la exigencia social de asignar los recursos públicos de forma eficiente. Por otro lado, los gobiernos necesitarían averiguar los beneficios potenciales de una medida laboral antes de implementar la política. El análisis de experimentos que simulen dichas políticas constituye la solución ideal.

Este proceso se encuentra muy extendido en Estados Unidos, pero hay todavía escasos ejemplos en la UE. La alternativa consiste en el uso de datos administrativos para estudiar políticas de empleo que ya se han implementado. Dado este marco de actuación, hay interesantes estudios sobre cursos de formación para trabajadores desempleados, especialmente en los países centro-europeos: Gerfin y Lechner (2002)

TABLA I
GASTO EN POLÍTICAS DE EMPLEO EN LOS PAÍSES DE LA UE, 2001

	Austria	Bélgica	Dinamarca	Finlandia	Francia	Alemania	Grecia	P. Bajos	Portugal	España	Suecia	R. Unido
1. Servicios públicos de empleo	0,14	1,17	0,12	0,12	0,18	0,23	0,06	0,26	0,11	0,09	0,23	0,13
2. Formación Profesional	0,20	0,24	0,85	0,29	0,25	0,34	0,21	0,31	0,15	0,14	0,30	0,05
3. Medidas destinadas a jóvenes	0,03	—	0,10	0,16	0,42	0,09	0,10	0,04	0,22	0,06	0,02	0,15
4. Subvenciones a la creación de empleo	0,11	0,77	0,17	0,29	0,37	0,25	0,08	0,38	0,09	0,40	0,24	0,01
— Subvenciones al empleo	0,06	0,27	0,02	0,15	0,18	0,03	0,05	0,05	0,01	0,25	0,19	0,01
5. Medidas a favor de incapacitados	0,06	0,12	0,33	0,09	0,09	0,29	0,01	0,58	0,04	0,03	0,31	0,02
Medidas activas (1 a 5)	0,53	1,30	1,56	0,95	1,31	1,20	0,46	1,58	0,61	0,73	1,09	0,36
Medidas pasivas*	1,07	2,18	3,00	2,02	1,65	1,92	4,47	1,86	0,90	1,33	1,19	0,56
Total políticas de empleo	1,60	3,48	4,56	2,96	2,96	3,13	1,93	3,44	1,52	2,06	2,28	0,92
Políticas de empleo por punto tasa de paro	0,44	0,53	1,06	0,33	0,34	0,40	0,12	1,43	0,37	0,16	0,45	1,18
Políticas activas por punto de tasa de paro	0,15	0,22	0,36	0,10	0,15	0,15	0,06	0,66	0,15	0,06	0,21	0,07

evalúan el efecto de diversos programas sobre la probabilidad de empleo individual en Suiza. Lechner (1999) y Lechner, Miquel y Wunsch (2005) analizan programas de formación para desempleados auspiciados por el Sector Público en Alemania. También Larsson (2003) estudia una serie de cursos de formación en Suecia. Fougère, Kramarz y Magnac (2000) consideran cursos para jóvenes trabajadores desempleados en Francia. Weber y Hofer (2003) realizan un estudio para el caso de Austria.

Aparte del empleo subsidiado, los programas de formación constituyen la principal política laboral en España. El número de estudios en esta política activa de empleo es reducido, pero Mato (2002) y Mato y Cueto (2004) constituyen ejemplos prometedores de análisis macroeconómicos de cursos de formación. Teniendo en cuenta estos precedentes, el objetivo de este artículo se centra en el estudio de un programa de formación gestionado por el Instituto Nacional de Empleo (INEM), o gobiernos regionales con la correspondiente competencia: el Plan Nacional de Formación e Inserción Profesional. El resto de este artículo se estructura como sigue: La Sección 2 comenta la realidad de la formación profesional en España, así como un análisis descriptivo de la base de datos que se utiliza. La Sección 3 estudia a través de técnicas no paramétricas la influencia de cada una de las características de los individuos de la muestra en la probabilidad de salir de la situación de desempleo. Para comprobar la influencia de todas las variables se utilizan técnicas paramétricas en la Sección 4 y semi-paramétricas en la Sección 5. La Sección 6, presenta las principales conclusiones de este estudio.

2. Los cursos de formación en España

El Plan Nacional de Formación e Inserción Profesional constituye una de las cuatro acciones de mercado de trabajo definidas por el gobierno español en 1980, aunque su estructura original proviene de la reorganización de la formación en 1993 con el fin de enfatizar la reinserción de desempleados. No forma parte del Sistema Educativo Reglado, que depende del Ministerio de Educación, ni de la formación dirigida a trabajadores ocupados, gestionada por la Fundación para la Formación Continua (FORCEM). Dicha fundación está constituida por las organizaciones firmantes del Acuerdo Nacional de Formación Continua (CEOE, CEPYME, CC.OO, UGT y CIG) en mayo de 1993. Es una entidad encargada de impulsar y difundir la formación continua entre empresas y trabajadores, gestionar las ayudas a la formación continua, y realizar su seguimiento y control técnico. Pese a que todos los desempleados pueden beneficiarse de estos cursos, el plan establece varios colectivos preferentes: (i) desempleados perceptores de prestación o subsidio por desempleo; (ii) desempleados mayores de 25 años, en especial los que lleven inscritos más de un año como parados, aun cuando no se encuentren en la situación prevista en el punto anterior; (iii) desempleados menores de 25 años que hubiesen perdido un empleo anterior de, al menos, seis meses de duración, aun cuando no se encuentren en el primer punto; y (iv) desempleados con especiales dificultades para su inserción o

reinserción laboral, en especial mujeres que quieran reintegrarse a la vida activa, minusválidos y emigrantes.

La gestión y planificación de los programas, así como la preselección de los candidatos corresponde al INEM o a aquellas comunidades autónomas que hayan asumido el traspaso de la gestión del plan. La selección de los individuos depende de los encargados de realizar los cursos. Siempre que se cumplan ciertos requisitos, cualquier institución puede constituirse en centro de formación. Cuando el individuo supera las correspondientes evaluaciones, obtiene un certificado oficial. Existen cuatro niveles dependiendo del objetivo de los cursos (Tabla 2):

TABLA 2
TIPOS Y OBJETIVOS DE LOS CURSOS

Tipo de Curso	Destinatarios
Curso 1: Amplia Base	Preferentemente a jóvenes para proporcionarles conocimientos y destrezas previas de profesiones que faciliten su inserción en el mercado de trabajo, pero sin una cualificación concreta para una ocupación.
Curso 2: Ocupación	Personas sin cualificación, para proporcionarles conocimientos y destrezas suficientes para el desempeño de una ocupación.
Curso 3: Especialización	Trabajadores cualificados que necesitan formarse en una nueva profesión, ocupación u oficio.
Curso 4: Adaptación-Ocupación	Actualización y mejora de conocimientos profesionales de trabajadores cualificados, posibilitando su promoción a niveles superiores.

Dado este marco general, los datos utilizados en este estudio provienen del INEM y se encuentran distribuidos en tres bases de datos: (i) un fichero formado por los demandantes de empleo controlados en tres momentos del tiempo (31 de marzo de 2000, 30 de septiembre de 2000 y 31 de marzo de 2001); (ii) otro formado por los que realizan los cursos de formación; y finalmente (iii) un grupo constituido por los contratos realizados durante el periodo que comprende el 31 de marzo de 2000 y el 31 de marzo de 2001.

Es necesario eliminar todos aquellos individuos que no disponen de todas las variables de interés y al menos dos fechas de control consecutivas, incluyendo el día de obtención del puesto de trabajo. Con objeto de establecer una muestra relativamente homogénea, se eliminan aquellos individuos que no sean desempleados ni demandantes activos de empleo a 31 de marzo de 2001, que sean mayores de 60 años y que tengan una demanda activa de empleo superior a dos mil días.

También se eliminaron individuos de la muestra con censura. Según la teoría expuesta por Miller (1981) y Kalbfleisch y Prentice (1980), todos los datos censurados

a 28 de febrero de 2001 presentan censura de Tipo I, porque se considera que el experimento finalizó en ese momento. Miller (1981) considera que este supuesto es válido en el caso de pérdidas aleatorias en el seguimiento, como se supone en este estudio. Para evaluar empíricamente el problema se han realizado estimaciones tanto con la muestra completa, como con aquella con los datos censurados a 30 de septiembre de 2000, y no se han encontrado diferencias significativas.

Respecto a estos grupos, de no cumplirse una serie de supuestos podrían producirse distorsiones en las estimaciones. En primer lugar, se considera que los individuos del grupo que no forman parte de los cursos no realizan ningún tipo de formación alternativa o sustitutiva durante la realización de los mismos. En segundo lugar, se supone que ninguno de los individuos que forman parte de esta muestra ha realizado nunca este tipo de cursos de formación antes del primer trimestre de 2000.

Hay otras características de la base de datos que probablemente generen sesgo en las estimaciones realizadas. Ello es debido a la falta de aleatoriedad a la hora de constituir el grupo de formados y no formados. Una primera consecuencia es la posible existencia de heterogeneidad inobservable que justifique la realización por parte de un trabajador desempleado de un curso de formación. También es posible que exista endogeneidad entre los cursos de formación y la duración del desempleo. Los trabajadores desempleados al inicio de la situación de paro intentan buscar un puesto de trabajo por sus propios medios antes que realizar un curso de formación. La falta de oportunidades en el mercado laboral les puede incentivar a realizar el curso como alternativa. En la medida en que estos efectos no sean importantes, las estimaciones consideradas se verán menos afectadas por el correspondiente sesgo.

Con respecto al periodo de estudio, es necesario reducirlo debido a la aplicación de una reforma laboral a partir del 4 de marzo de 2001. Esta reforma laboral introdujo medidas urgentes para incrementar y mejorar la calidad en el empleo, dado el elevado uso de los contratos temporales¹. Esta medida consistió en la extensión de un nuevo contrato indefinido con unos menores costes de despido introducido en 1997 para un número más limitado de colectivos. Frente al antiguo contrato indefinido, con 45 días de salario por año trabajado con un máximo de 42 meses en caso de despido improcedente, el nuevo contrato indefinido permite una reducción a 33 días de salario por año de contrato con un máximo de 24 meses en caso de despido improcedente. Para evitar algún tipo de efecto de esta medida en la muestra, el periodo de estudio se reduce hasta el 28 de febrero de 2001. El grupo de individuos afectado es reducido (en torno a un 1% de la muestra). Las conclusiones que se pueden obtener de estos cursos se limitan al corto plazo debido al espacio temporal estudiado.

La muestra final está constituida por 18.617 trabajadores, de los cuales 6.190 individuos realizaron un curso de formación durante el primer trimestre de 2000. La Tabla A1 (en el Anexo A) incluye una serie de estadísticos descriptivos para toda la muestra. En términos generales, las cifras revelan cierto grado de homogeneidad entre el grupo

¹ Para un resumen sobre las reformas laborales en España, véase Dolado, García-Serrano y Jimeno (2002), Kugler, Jimeno y Hernanz (2002), y Arellano (2005).

de tratamiento y el grupo de control, excepto en el caso de las provincias de residencia y de las actividades económicas en las cuales los individuos desean trabajar como primera opción. El grupo de tratamiento se concentra más en Madrid que el grupo de control, aunque el resultado cambia cuando se seleccionan las provincias más pobladas.

Cuando se comparan hombres y mujeres (Tabla A2), las diferencias existentes entre los grupos de formados y no formados se mantienen. Pese a ciertas características básicas comunes a ambos grupos, las mujeres seleccionan trabajos asociados al sector servicios como primera opción mientras los hombres prefieren el sector industrial. El peso de los discapacitados, las personas con menor nivel de educación y aquellas que viven en las provincias más pobladas es mayor en el grupo de hombres que en el de mujeres. Se produce la situación contraria con las personas sin prestaciones y la duración de la demanda activa de empleo. Dadas las importantes diferencias entre ambos sexos, cada grupo es analizado y estimado de forma separada.

3. Estimaciones no paramétricas de funciones de supervivencia

Sea T una variable aleatoria que indica el momento de abandonar la situación de desempleo. Se supone que T es continua con una función de densidad $f(t)$ y de distribución $F(t)$, cuyo complemento es la función de supervivencia $S(t) = 1 - F(t)$. Una caracterización alternativa de la distribución de T es la denominada función de riesgo, definida como la tasa instantánea de abandono de la situación de desempleo por unidad de tiempo en el instante temporal t :

$$h(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{\left(\Pr(t \leq T < t + dt | T \geq t) \right)}{dt}$$

donde el numerador es la probabilidad condicional de que se encuentre empleo en el intervalo temporal $(t, t+dt)$ dado que hasta ese momento no ha sucedido, y el denominador es el tamaño del intervalo. La anterior expresión se puede escribir de la siguiente manera:

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

Dados estos resultados, es posible calcular $h(t)$ a través de una estimación de $F(t)$ o de $S(t)$. En este caso, se pretende estimar la función de supervivencia a través de la fórmula propuesta por Kaplan y Meier (1958):

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

que consiste en una estimación por máxima verosimilitud no paramétrica, donde n_j representa el número de individuos que continúa en la situación de desempleo en el instante del tiempo t_j y d_j el número de fallos en t_j . A partir de la misma, se estima la probabilidad de que los individuos no abandonen la situación de desempleo antes de un instante del tiempo t .

A continuación se presentan figuras de las estimaciones de funciones de supervivencia, donde la probabilidad aparece en el eje de ordenadas y el tiempo en meses en el eje de abscisas. En la Figura 3.1, la estimación de Kaplan y Meier de la función de supervivencia de la muestra total aparece junto al número de individuos afectados por la censura superior en la terminación del estudio. La introducción de los intervalos de confianza con la fórmula de Greenwood (Kalbsfleisch y Prentice, 1980) no genera diferencias importantes en esta figura, dada la cercanía de los intervalos de confianza a la estimación.

Sin embargo, las estimaciones de funciones de supervivencia están sujetas a sesgos si se producen circunstancias tales como la existencia de abundantes valores de censura y su falta de independencia, así como la dependencia dentro de la muestra debido a factores implícitos. Dado que el problema de datos con censura no independiente se ha resuelto, es posible controlar parcialmente los factores implícitos usando diferentes variables.

FIGURA 3.1

**ESTIMACIÓN DE KAPLAN Y MEIER
(KM)**

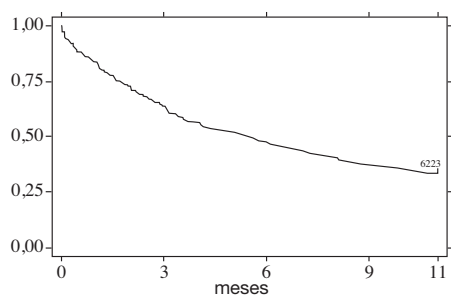


FIGURA 3.2

**KM EN FUNCIÓN DE LA REALIZACIÓN
DE CURSOS**

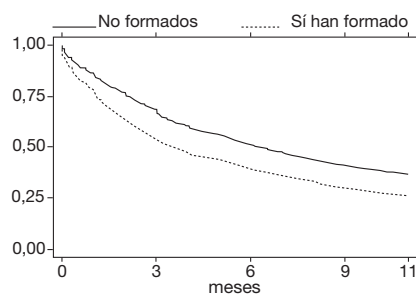


FIGURA 3.3

KM SEGÚN EL SEXO DEL TRABAJADOR

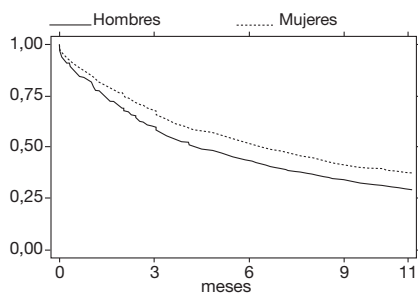
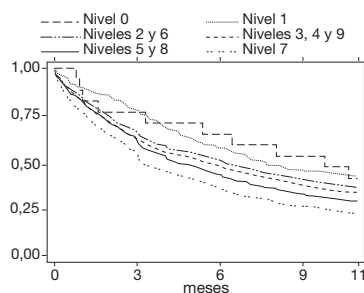


FIGURA 3.4

KM POR NIVELES DE EDUCACIÓN



Si se considera la realización de los cursos de formación, en ausencia de endogeneidad y heterogeneidad inobservable², la probabilidad de no obtener un puesto de trabajo antes de un momento dado del tiempo es mayor para el grupo de control que para el grupo de tratamiento, como puede observarse en la Figura 3.2.

En cuanto al sexo de los individuos, la Figura 3.3 muestra una de las realidades del mercado laboral español: las mujeres tienen mayor probabilidad de permanecer en la situación de desempleo que los hombres.

Según el nivel de educación, existe una diferencia apreciable entre las personas con menos estudios y el resto de grupos, como se puede apreciar en la Figura 3.4. El grupo más favorecido está asociado al nivel más elevado de Formación Profesional. Las diferencias en el resto de niveles de educación son menos significativas. Al distinguir por sexo, la diferencia entre los niveles más bajos y los siguientes grupos es menor para los hombres. Asimismo, los hombres con un nivel más elevado de Formación Profesional presentan unos resultados comparativos más favorables respecto al resto de niveles de educación que las mujeres. Por último, no parece existir una relación lineal entre la educación y la posibilidad de abandonar antes la situación de desempleo.

La edad se ha dividido en seis grupos para mostrar mejor su efecto en la probabilidad de cambiar la situación de desempleo (Figura 3.5). Hay una relación inversa entre la edad y la probabilidad de encontrar un empleo, excepto para el caso de los más jóvenes (lo que puede venir explicado por la menor experiencia laboral de este colectivo).

Otra variable interesante es la existencia de minusvalía. La Figura 3.6 presenta las estimaciones distinguiendo entre discapacitados y no discapacitados. El resultado es favorable al último grupo.

FIGURA 3.5
KM POR DIVERSOS GRUPOS DE EDAD

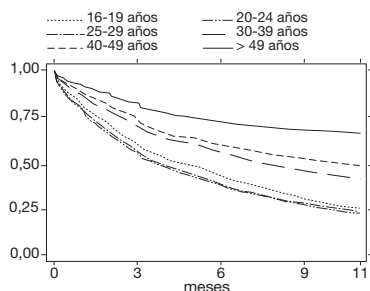
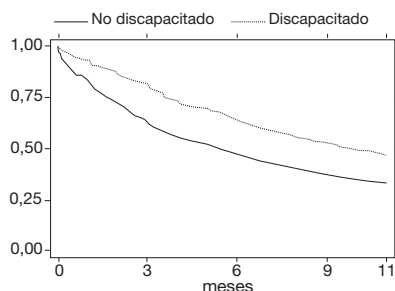


FIGURA 3.6
KM CONSIDERANDO LA EXISTENCIA DE MINUSVALÍAS



² A priori, no resulta posible determinar que estos factores generen un efecto en el mismo sentido en la curva de trabajadores formados.

FIGURA 3.7
KM SEGÚN LAS PRESTACIONES
RECIBIDAS

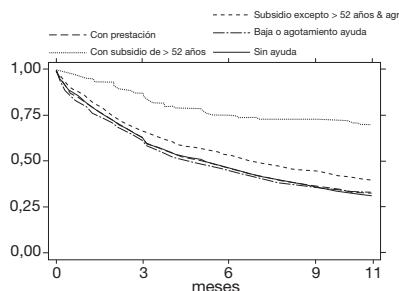
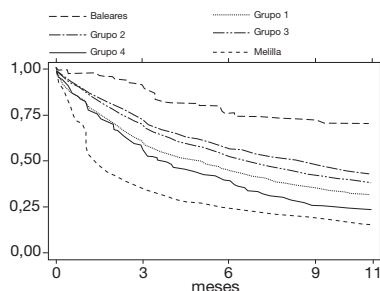


FIGURA 3.8
KM CONSIDERANDO
LAS PROVINCIAS



También se dispone de una variable que considera la recepción de algún tipo de prestación en el momento de control. Según la Figura 3.7, el grupo con mayor probabilidad de estar desempleado es el que recibe prestaciones para mayores de 52 años. Este resultado es consecuente con los resultados obtenidos para los grupos de edad. Los trabajadores con alguna prestación contributiva tienen menos incentivos a encontrar trabajo que aquéllos que no la tienen (véase Bover, Arellano y Bentolila, 2002). Sin embargo, no existen diferencias apreciables entre los que no reciben ninguna ayuda y aquéllos que reciben cualquier subsidio, excepto los de mayores de 52 años y los trabajadores agrarios.

Con respecto a las características geográficas, resulta complicado obtener un resultado gráfico para todas las provincias. Por ello, en la Figura 3.8 se presentan resultados para agrupaciones de provincias en base a estimaciones previas obtenidas para cada una de ellas. Aunque no existe una relación clara entre provincias ricas y un incremento de la probabilidad de abandonar la situación de desempleo, es necesario distinguir entre el magnífico comportamiento de las Islas Baleares y del Grupo 4 frente a la deficiente evolución de Melilla. Las diferencias entre el resto de provincias son más modestas, aunque se puede discernir entre los otros tres grupos³.

Al dividir los días de demanda activa de empleo en varios intervalos, se observa una relación positiva entre la duración de la demanda y la probabilidad de estar desempleado (Figura 3.9).

³ El Grupo 1 incluye Álava, Alicante, Ávila, Barcelona, Burgos, Cuenca, Gerona, Guipúzcoa, Madrid, Murcia, Navarra, Pontevedra, Santa Cruz de Tenerife, Cantabria, Tarragona, Teruel y Toledo. El Grupo 2 está formado por Albacete, Cádiz, Málaga, Palencia, Salamanca y Vizcaya. El Grupo 3 incorpora a Badajoz, Cáceres, Ciudad Real, Córdoba, La Coruña, Granada, Huelva, Jaén, León, Orense, Asturias, Las Palmas, Segovia, Sevilla, Soria, Valencia, Valladolid, Zamora y Zaragoza. Finalmente, Almería, Castellón, Guadalajara, Huesca, La Rioja, Lérida y Lugo pertenecen al Grupo 4.

FIGURA 3.9
KM SEGÚN LA DEMANDA ACTIVA DE EMPLEO

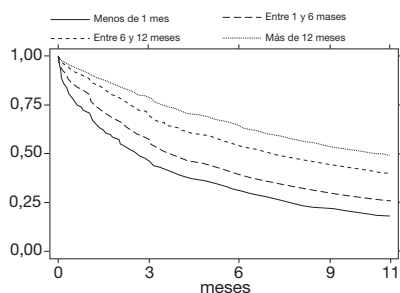


FIGURA 3.10
KM POR LA ACTIVIDAD ECONÓMICA DEL PUESTO DE TRABAJO SELECCIONADO EN PRIMER LUGAR

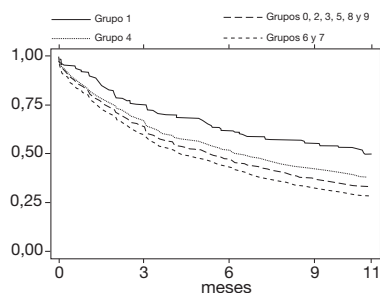


FIGURA 3.11
KM SEGÚN EL ESTADO CIVIL

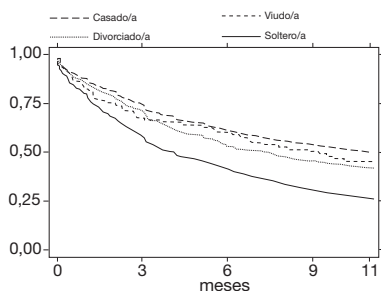
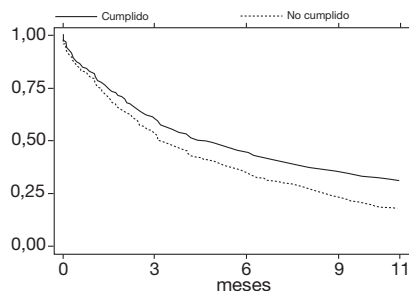


FIGURA 3.12
KM SERVICIO MILITAR OBLIGATORIO



La Figura 3.10 presenta la actividad económica del trabajo que el individuo ha solicitado como primera opción. En este caso, los sectores se han agrupado en función de la similitud de las estimaciones de las funciones de supervivencia. La peor opción es la Dirección de Empresas y Administraciones Públicas (Grupo 1) debido a la reducida demanda de trabajo existente en relación con la gran oferta cualificada. El resto de grupos no muestra grandes diferencias, si bien los trabajadores cualificados en agricultura y pesca (Grupo 6) y los artesanos y trabajadores de la industria manufacturera, construcción y minería (Grupo 7) presentan mejores resultados que los empleados de tipo administrativo (Grupo 4). La menor oferta de trabajo en comparación con la demanda en esas actividades económicas puede justificar este resultado.

Otra variable importante es el estado civil de la persona, ya que permite considerar la situación familiar de los individuos y su efecto en la actividad laboral, especialmente en el caso de las mujeres. La diferencia entre las personas solteras y el resto de grupos se incrementa con el paso del tiempo. Este hecho se puede explicar parcialmente por la relación que existe entre el estado civil y la edad. El colectivo de solte-

ros se concentra entre las personas más jóvenes y su relevancia se va reduciendo con la aumento de la edad (Figura 3.11).

Con respecto al cumplimiento del servicio militar obligatorio⁴ (Figura 3.12), la conclusión también parece estar relacionada con la edad. Las personas de edades superiores, que tienen más dificultades de encontrar empleo, han cumplido mayoritariamente con el servicio militar.

FIGURA 3.13

KM CAUSAS DE PÉRDIDA DEL EMPLEO

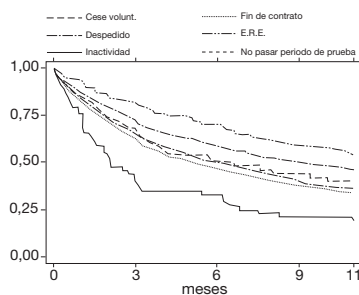


FIGURA 3.14

KM SEGÚN LOS IDIOMAS CONOCIDOS

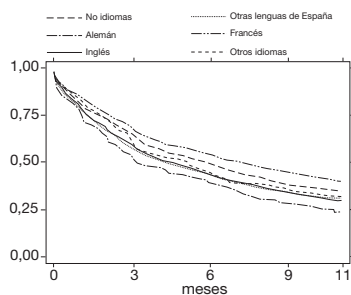


FIGURA 3.15

KM EN FUNCIÓN DE LA GESTIÓN DE LOS CURSOS

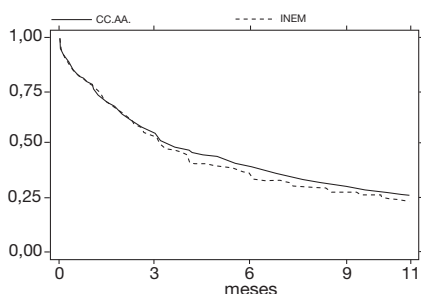
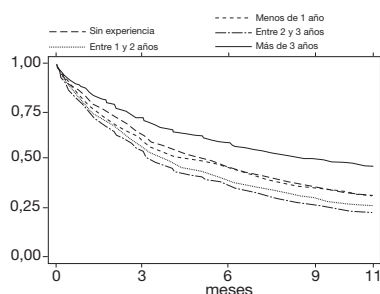


FIGURA 3.16

KM SEGÚN LA EXPERIENCIA OCUPACIONAL



Una variable interesante para el estudio de la historia laboral del desempleado es la causa de la pérdida del puesto de trabajo anterior (si se conoce). La evolución de los individuos sin ninguna causa de despido es muy similar a la de aquéllos que terminaron su contrato, por ese motivo no se han incluido en la Figura 3.13. Las diferencias entre los grupos son las esperadas. En concreto, cuanto mayor es la responsabilidad del desempleado, menor es la probabilidad de que encuentre un empleo antes. Así, el cese voluntario, la inactividad en contrato fijo discontinuo y la finaliza-

⁴ El servicio militar obligatorio estuvo vigente en España hasta el 31 de diciembre de 2001.

ción del contrato consiguen mejores resultados que el despido. Este hecho también está parcialmente justificado por la edad de cada colectivo. La media de edad de la mayoría de los colectivos es 32 años, excepto para los despedidos (con una media de 39 años) y aquéllos que sufrieron expedientes de regulación de empleo (45 años de media).

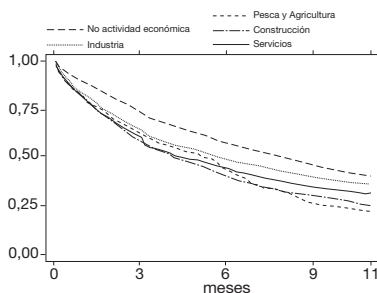
Según los resultados que se derivan de la Figura 3.14, los idiomas no parecen ser útiles para obtener un puesto de trabajo. Tampoco suponen una desventaja, con excepción del francés. Una posible justificación de este comportamiento es el grado de conocimiento del idioma, quizás escaso en el caso del francés. El mejor resultado es el obtenido por el alemán, porque la mayor parte de las personas que conoce este idioma reside en las Islas Baleares, que es la provincia con mejores resultados y con un turismo alemán importante.

Considerando sólo los trabajadores formados, la Figura 3.15 presenta la distinción según la entidad que gestiona los cursos de formación. Aunque la competencia en la gestión no introduce un efecto claro y directo en la probabilidad de abandonar la situación de desempleo, el resultado es ligeramente mejor para los cursos gestionados por el INEM que para los gestionados por las CC.AA.

La duración de la experiencia ocupacional es otra variable que refleja la historia laboral del trabajador (Figura 3.16). El efecto positivo no es tan evidente como se podría esperar. Un periodo de experiencia reducido (inferior a dos años) es preferible a la falta de experiencia o a una experiencia superior a dos años. Una posible explicación es que las empresas no están interesadas en personas con una larga vida laboral, sino en personas jóvenes que tengan alguna experiencia que les permita incorporarse en mejores condiciones a un puesto de trabajo, frente a individuos sin experiencia.

Finalmente, como información complementaria a la variable anterior, la actividad económica del último empleo aparece más agregada en la Figura 3.17. La conclusión principal es que cualquier actividad económica es mejor que no tener experiencia. Este hecho no se contradice con la figura anterior, dado que el colectivo de personas con mucha experiencia debe encontrarse mezclado con otros grupos más favorecidos.

FIGURA 3.17
KM SEGÚN GRANDES ACTIVIDADES DEL EMPLEO ANTERIOR



A continuación se realizan ajustes y comparaciones de funciones de supervivencia, controlando las estimaciones por cada una de las variables. Las razones son las mismas a las presentadas anteriormente, la falta de independencia y la censura⁵. Considerando todas las posibles combinaciones, el número de ajustes significativos es modesto. Si las diferencias entre los valores de una variable son más pequeñas que en otra, los ajustes significativos⁶ en las estimaciones de la función de supervivencia aparecen con más probabilidad en la primera variable que en la segunda.

También resulta interesante contrastar si los valores de una variable presentan la misma función de supervivencia. Los contrastes considerados forman parte de una familia de extensiones para datos censurados de contrastes de rango no paramétricos con objeto de comparar dos o más distribuciones⁷. Todos ellos contrastan la hipótesis nula:

$$H_0 : h_1(t) = h_2(t) = \dots = h_k(t) \text{ para todo } t$$

donde $h(t)$ es la función de riesgo en el momento t , frente a la hipótesis alternativa de que al menos una de las funciones es diferente para algún t .

Los resultados son consistentes con las conclusiones de los gráficos presentados anteriormente. Todos los contrastes confirman que las funciones de supervivencia estimadas no son estadísticamente iguales, independientemente de los intervalos de confianza utilizados, excepto para la competencia de la gestión de los cursos, donde la hipótesis nula nunca es rechazada. En el caso de las curvas con ajustes, las conclusiones son similares y compatibles con aquéllas derivadas del estudio gráfico.

4. Análisis paramétrico: modelos AFT

En la sección anterior se han utilizado los datos para estimar la probabilidad de que los individuos de la muestra duren en el desempleo hasta cierto instante t , condicionando por cada una de sus características. El objetivo de las siguientes secciones consiste en ajustar la función de supervivencia utilizando todas las variables disponibles conjuntamente. Existen dos tipos de modelos que permiten realizar estos ajustes, una versión paramétrica conocida como Modelos AFT (*Accelerated Failure-Time models*) y una aproximación semi-paramétrica llamada Modelos de tasa de riesgo proporcional (*PH models* o *Proportional Hazard rate models*).

⁵ Cuando el momento de censura no es independiente del periodo de supervivencia, las estimaciones de la función de supervivencia están sobrevoladas si los individuos que desaparecen tienen una gran probabilidad de ser contratados, o infravaloradas si los individuos que desaparecen tienen pocas probabilidades de encontrar trabajo.

⁶ Se entiende por cambios significativos cuando las diferencias entre grupos se reducen. Esto indica que la eliminación de diferencias es debido a la variable usada como ajuste.

⁷ El contraste de Mantel-Haenszel, el contraste de Breslow (o contraste de Wilcoxon generalizado), el contraste de Tarone-Ware y el contraste de Peto-Peto-Prentice se analizan en Miller (1981).

Ambos modelos pueden considerarse casos particulares de los denominados modelos de tasa de riesgo proporcional mixtos (*MPH models* o *Mixed Proportional Hazard rate models*). Aunque en multitud de aplicaciones y paquetes econométricos estos modelos suponen distribuciones paramétricas, no se necesitan dichos supuestos para ser formulados e identificados, como pone de manifiesto Van den Berg (2000).

Pese a las dificultades y limitaciones de estos modelos, Van den Berg (2000) comenta claramente la utilidad de los modelos AFT: «Desde un punto de vista econométrico, el enfoque AFT no es satisfactorio porque no se centra en los parámetros de riesgo individual como parámetros de interés. Sin embargo, si uno está interesado sólo en el signo o la importancia del efecto de la variable en la duración, entonces la aproximación AFT puede ser útil.»

Sean T la duración en el desempleo, una variable aleatoria continua y positiva, x un vector de variables explicativas observables de tamaño finito y ρ un vector de coeficientes de regresión. Se supone, como señalan Van den Berg (2000) y Van Ours (2001), que todos los individuos son independientes entre sí, además de ausencia de heterogeneidad individual inobservable que pueda afectar a las funciones de riesgo, y falta de anticipación en las decisiones de los individuos.

Los modelos lineales están relacionados con los modelos de riesgo a través de los modelos AFT. Sea $Y = \ln T$, que está relacionado con x por medio de la siguiente expresión lineal:

$$Y = x'\rho + z$$

donde z es un término inobservable con función de densidad $f(\square)$. El tipo de distribución del término inobservable determina las propiedades del modelo de regresión. Se utilizan seis distribuciones en este artículo: Exponencial, Log-logística, Log-normal, Weibull, Gamma Generalizada y Gompertz⁸. Por tanto, se puede definir la función de riesgo de T a partir de una función de riesgo de referencia $h_0(\cdot)$:

$$h(t, x) = h_0(te^{-x'\rho})e^{x'\rho}$$

Este modelo especifica que el efecto de las variables es multiplicativo en t pero no en la función de riesgo, como ocurre con los modelos PH. El efecto de las variables consiste en alterar el tiempo de fallo de una persona.

Los modelos AFT propuestos se definen de la siguiente manera:

$$y = \ln t = x'\alpha + w'\delta + \beta f + fw'\varphi + z$$

$$y_i = \ln t_i = x_i'\alpha_i + w_i'\delta_i + \beta_i f_i + f_i w_i'\varphi_i + z_i \quad \text{según la condición de formado para cada curso } i=1, 2, 3, 4$$

⁸ Más información sobre estas distribuciones en Kabfleisch y Prentice (1980).

El conjunto de variables para el modelo general está constituido por la variable de formación, identificada por la letra f (por f_i , $i=1, 2, 3, 4$ cuando cada curso se estudia de forma separada) y el resto de variables en los vectores x (conjunto de variables que interactúan con f para capturar relaciones no lineales) y w (aquellas variables que no se incluyen en el proceso de interacción). Para ambos modelos, α , δ y φ denotan los coeficientes de las variables independientes y β es el coeficiente de formación.

El modelo final incluye las variables comentadas en la Sección 3 así como interacciones, que capturan el efecto cruzado entre dichas variables. Utilizando el contraste de significación individual, se consideran niveles de confianza al 90%, 95% y 99%.

Los resultados de las estimaciones más importantes con aquellas variables que resultaron significativas se presentan en el Anexo B. Dichas estimaciones se han realizado para distintos grupos de individuos y definiendo distintos grupos de formación. En la Tabla B1, la primera columna de estimaciones considera toda la muestra, la segunda y tercera columnas son estimaciones para hombres y mujeres respectivamente, distinguiendo sólo si están formados o no. En las Tablas B2 y B3, hombres y mujeres se analizan teniendo en cuenta los cuatro niveles de formación.

Para recoger el efecto de las variables categóricas, se ha definido una variable binaria para cada valor posible de dichas variables, excepto uno, para evitar multicolinealidad. Por tanto, los valores de los coeficientes de las variables binarias incluidas son relativos al grupo excluido de la correspondiente variable categórica, que se toma como referencia.

La interpretación de los coeficientes resulta en cierto modo compleja, dada la naturaleza discreta de casi todas las variables. Ahora bien, se pueden interpretar los signos de los coeficientes estimados y comparar las cantidades entre variables de un mismo grupo. Si el signo de la estimación es positivo, esa variable aumenta la duración de los individuos en la situación de desempleo. En caso contrario, la duración se reduce.

Un aspecto interesante es la consistencia de los signos de los coeficientes estimados en todos los modelos AFT, al menos para aquellos estadísticamente distintos de cero, como muestra el Anexo B.

El hecho de ser mujer afecta positivamente al mantenimiento de la situación de desempleo. Este resultado está en consonancia con las estimaciones de Kaplan y Meier y la realidad del mercado laboral en España, donde la tasa de desempleo femenina es más del doble de la masculina. La tasa de desempleo femenina permaneció en torno al 20% y constituía alrededor del 60% del desempleo total, mientras que la tasa de desempleo masculina era menor del 10% en 2001 (Instituto Nacional de Estadística e INEM).

Con respecto a la edad, si se considera toda la muestra existe un efecto no lineal negativo. Este resultado esconde dos efectos en parte contrapuestos entre hombres y mujeres. Con los hombres, el aumento de la edad favorece la obtención de un puesto de trabajo, pero este efecto es marginalmente decreciente. Esta conclusión es la misma que se obtuvo con las estimaciones de Kaplan y Meier. En cambio, las mujeres tienen más dificultades para encontrar un puesto de trabajo cuando aumenta su edad y su efecto es sólo lineal. Desde el lado de la oferta de empleo, no se rechaza el hecho de que la experiencia (asociada a la edad) pueda ser un aspecto positivo en el caso de los hombres.

El efecto sería menor para las mujeres, dado que los trabajos que se les ofrecen quizás no van a requerir un elevado grado de experiencia. Por otra parte, resulta más rentable invertir en una persona joven (con mayor esperanza de vida laboral) que en otra con más edad en condiciones similares. Se puede justificar el resultado de las mujeres desde el lado de la oferta de trabajo, pues las personas jóvenes aceptan antes cualquier trabajo que una persona adulta, al ser inferior su salario de reserva.

El nivel de educación no genera efectos importantes en la salida de la situación de desempleo. Una posible justificación puede ser que los puestos de trabajo ofrecidos requieren un conocimiento específico que la enseñanza general no proporciona. Por tanto, la educación no puede interpretarse ni como una señal para el mercado de trabajo, ni como sustituta de la experiencia.

Si se considera toda la muestra, padecer una discapacidad aumenta la permanencia en el desempleo, pero este efecto se ve mitigado en parte para las mujeres. Este hecho se reafirma cuando se distingue en las regresiones por sexo. El coeficiente estimado de la discapacidad es significativo y positivo sólo para los hombres en los modelos con tratamiento general, y al considerar los diferentes cursos el efecto es más significativo para los hombres que para las mujeres.

El efecto de las prestaciones se limita a dos grupos, aquéllos que reciben una prestación contributiva y los que han causado baja o agotamiento en la prestación o subsidio. El primer grupo se mantiene más tiempo en el desempleo mientras que el segundo consigue antes un puesto de trabajo. El resultado es consecuente con el efecto desincentivador que tienen las prestaciones en la búsqueda de un empleo. Este resultado se obtiene en todas las estimaciones realizadas.

La actividad económica de la primera opción de trabajo no afecta a la duración en el desempleo de forma significativa para ninguno de los grupos. Algo parecido ocurre con los diferentes niveles del permiso de conducir o con el servicio militar cuando se considera el colectivo de hombres. En cambio, esta última variable es significativa si se utiliza toda la muestra. Es muy probable que refleje otro tipo de efecto derivado de la interacción de la edad y el sexo.

Para los idiomas, los resultados son más discretos de lo que se puede esperar, ya que sólo el inglés, el gallego y el vasco consiguen reducir la duración del desempleo. Al distinguir por sexos y por los niveles de formación, el inglés y el gallego favorecen más a los hombres y el vasco ligeramente más a las mujeres.

El estado civil refleja un efecto distinto entre hombres y mujeres. Las mujeres casadas encuentran un puesto de trabajo más tarde que cualquier otro colectivo de mujeres y hombres. Por un lado, los empresarios suelen preferir mujeres sin cargas familiares y con dedicación plena al trabajo. Por otro lado, la mujer casada puede ser más exigente buscando empleo (bien por cuestiones laborales, bien porque hay otros individuos en la unidad familiar generando rentas), y existe una depreciación del capital humano de las mujeres cuando se casan y dejan el mercado de trabajo, que les dificulta posteriormente conseguir un puesto de trabajo.

El efecto de las provincias es mayor para las mujeres. Por ese motivo se incluye también la interacción entre las provincias y las mujeres en la muestra total. A nivel

autonómico, las provincias con mayores dificultades para obtener un puesto de trabajo se sitúan en las comunidades de Andalucía (excepto Almería), Asturias, Castilla-La Mancha (excepto Guadalajara), Extremadura, Murcia, y especialmente Ceuta y Melilla. También están afectadas Alicante, La Coruña, León, Las Palmas, Pontevedra, Valladolid, Valencia y Vizcaya. Las provincias de Aragón, Islas Baleares, Cataluña y Navarra, además de Álava, Guadalajara y Zamora presentan los mejores resultados. A nivel agregado, estos resultados son similares a los obtenidos en las estimaciones de Kaplan y Meier. Aunque no parece que exista una relación gradual según la riqueza de cada provincia, aquéllas más ricas presentan una estimación más favorable a la salida de la situación de desempleo frente a provincias más pobres.

El efecto de los meses en situación de demanda laboral activa es significativo y no lineal. El aumento del número de días es perjudicial para encontrar un puesto de trabajo, pero el crecimiento de este efecto pernicioso se reduce con el tiempo de demanda activa. Esta variable tiene un efecto negativo desde el punto de vista de los trabajadores, pues cuanto más tiempo se encuentra un individuo buscando un empleo, resulta más complicada la salida de la situación de paro.

Finalmente, el efecto del curso de formación es significativo y reduce el tiempo de desempleo, excepto para los cursos del Nivel 1 (cursos de Amplia Base). Además, los cursos de Nivel 2 y 3 (cursos de Ocupación y Especialización) gestionados por el INEM disminuyen el tiempo de desempleo para las mujeres, respecto a los gestionados por las CC.AA. Sin embargo, no se encuentra que haya diferencias sustanciales en el efecto de los cursos de formación por sexo, a la vista de que la interacción entre el curso de formación y la variable binaria «mujer» no es significativa. La combinación de la formación con los discapacitados no parece generar ningún resultado. Estas conclusiones se encuentran sujetas al grado de importancia de la endogeneidad de los cursos de formación y de las características inobservables de los formados.

Existen diversos criterios de selección entre estos modelos. Cuando los modelos que se comparan no están anidados, el criterio de información de Akaike (AIC) es un instrumento de selección apropiado. Kalbfleisch y Prentice (1980) plantean la discriminación entre los diferentes modelos paramétricos a través de la utilización del logaritmo de las verosimilitudes de los modelos. Akaike (1974) propuso el siguiente criterio, que se puede definir como:

$$\text{AIC} = -2 \times (\ln L) + 2 \times (c + p + 1)$$

donde $\ln L$ es el valor del logaritmo neperiano de la función de verosimilitud del modelo estimado, p es el número de parámetros auxiliares y c es el número de variables de que consta el modelo. Se debería elegir aquel modelo que presenta el menor valor del criterio. Hay ligeras diferencias en el valor de la función de verosimilitud entre los modelos Weibull y Gamma Generalizado, en favor de éste último. Siguiendo el AIC, también el mejor modelo es el Gamma Generalizado en prácticamente todos los casos.

Afortunadamente, los modelos Gamma Generalizado y Weibull están anidados. Así, la estimación de uno de los parámetros auxiliares k para los modelos con distri-

bución Gamma Generalizada permite rechazar la hipótesis de $k=0$ (no es apropiada la distribución log-normal) y de $k=1$ (se rechaza un modelo Weibull).

También se pueden utilizar los residuos de los modelos estimados para comprobar la bondad del ajuste de las estimaciones obtenidas. Para ello, se estiman los modelos y se calculan los residuos de Cox-Snell⁹. Si el modelo estimado se ajusta bien a los datos, estos residuos deberían tener una distribución exponencial censurada estándar con una tasa de riesgo igual a 1. En general, los resultados confirman la elección de la distribución Gamma Generalizada.

A pesar de los métodos de selección entre las distribuciones Gamma Generalizada y Weibull, sus diferencias en las estimaciones son reducidas, luego el efecto de la elección entre estos dos modelos es limitado.

En los modelos estimados anteriormente, no se ha considerado la existencia de heterogeneidad inobservable. Con objeto de comprobar si este supuesto es incorrecto se pueden utilizar los *frailty models* o modelos de supervivencia con heterogeneidad inobservable. La debilidad se introduce como un efecto \square multiplicativo en la función de riesgo $h(\cdot)$ ¹⁰:

$$h(t|\phi) = \phi \cdot h(t)$$

Sea ϕ un valor aleatorio positivo con función de densidad $g(\phi)$, que por motivos de identificación del modelo presenta media unitaria y varianza θ finita. Por cuestiones de tratamiento matemático, las opciones se limitan a dos distribuciones, la Gamma $G((1/\theta), \theta)$ y la Gaussiana Inversa $IG(1, (1/\theta))$. Los resultados indican la ausencia de heterogeneidad inobservable en los modelos AFT con este formato, de manera especialmente concluyente en el caso de la distribución Gamma.

5. Análisis semi-paramétrico: modelos PH

Pese a que no parece que exista ningún principio económico que justifique el carácter proporcional de la función de riesgo según Lancaster (1990), los modelos de riesgos proporcionales o PH han sido muy utilizados.

En los modelos AFT se supone una función de distribución conocida que depende de un vector de parámetros desconocido. Los modelos de riesgos proporcionales son

⁹ Los residuos de Cox-Snell se obtienen de la expresión $\hat{r}_{Ci} = -\log \left[\hat{R}(y_i) \right]$ donde $\hat{R}(y_i) = 1 - G \left(\frac{y_i - x_i' \hat{\rho}}{\hat{s}} \right) \cdot G(\cdot)$. $G(\cdot)$ es la función de distribución correspondiente del modelo. Por tan-

to, el residuo de Cox-Snell para un individuo en un instante del tiempo se define como la estimación de la función de riesgo acumulada a partir del modelo ajustado en un momento del tiempo.

¹⁰ Con este mismo esquema, Lancaster (1990) presenta el parámetro a como el efecto total de diferencias sistemáticas no observables en la función de riesgo. Justifica estos modelos a través de diferentes razonamientos, tales como existencia de variables omitidas, errores en las variables o en los datos.

no paramétricos en el sentido de que dependen de una función de riesgo arbitraria desconocida. Por tanto, este modelo es más flexible, aunque también más complejo.

Sea $h(t,x)$ la función de riesgo de un individuo con características definidas por x en el instante del tiempo t . El modelo de riesgos proporcionales propuesto por Cox (1972) se especifica de la siguiente forma:

$$h(t,x) = h_0(t) e^{x'\rho}$$

donde $h_0(t)$ es una función de riesgo de referencia arbitraria para la variable continua T . Las variables incluidas en x actúan multiplicativamente en la función de riesgo en este modelo, a diferencia de los modelos AFT. Este modelo proporciona estimaciones del vector de coeficientes, pero no proporciona una estimación directa de $h_0(t)$. Por tanto, resulta complicado comparar las estimaciones de funciones de riesgo entre los modelos de Cox estimados y los modelos AFT.

El principal supuesto de este tipo de modelos es que la función de riesgo es proporcional en el tiempo a la función de riesgo de referencia. Después de estimar los modelos, se evalúa el supuesto de riesgos proporcionales usando un contraste basado en la generalización realizada por Grambsch y Therneau (1994). La hipótesis nula es que la pendiente en una regresión de los residuos de Schoenfeld¹¹ escalados estimados sobre funciones de tiempo es cero. La hipótesis nula es aceptada en todos los modelos, especialmente cuanto más pequeño es el subconjunto de datos considerado.

Los modelos estimados están definidos de la siguiente manera:

$$h(t, f, x, w) = h_0(t) \exp(x'\alpha + w'\delta + \beta f + fw'\varphi)$$

$$h_i(t_i, f_i, x_i, w_i) = h_{0i}(t_i) \exp(x_i'\alpha_i + w_i'\delta_i + \beta_i f_i + f_i w_i'\varphi_i) \quad \text{según la condición de formado para el curso } i=1, 2, 3, 4$$

donde la definición de cada término coincide con la descripción del modelo AFT.

En la estimación del modelo se ha tenido en cuenta la existencia de observaciones que salen del desempleo en un mismo día. Para ello se ha considerado el método de Efron, que consiste en asignar la misma probabilidad de fallo a las observaciones que desaparecen en un mismo instante del tiempo dentro del subconjunto de observaciones de riesgo¹².

¹¹ El residuo de Schoenfeld para un individuo i y una variable k consiste en la diferencia entre el valor de esa variable para el individuo i y su esperanza condicional al grupo de riesgo cuando i falla R_i estimada:

$$\hat{r}_{ik} = X_{ik} - \hat{E}(X_{ik} | R_i)$$

Schoenfeld (1982) ofrece más información al respecto.

¹² Aunque existen diferentes formas de solventar esta cuestión, se aconseja que se utilice este método cuando el número de observaciones afectadas es elevado. El problema radica en la dificultad y lentitud de los cálculos.

El criterio de eliminación de variables es el mismo que se utilizó en los modelos AFT. Los signos de los coeficientes de aquellas variables significativas se mantienen en todos los modelos PH, al igual que ocurría con los modelos AFT. En este caso, los efectos deben interpretarse en términos del efecto sobre la tasa de salida del desempleo, en contraste con los modelos AFT, que analizan el efecto sobre el tiempo de permanencia en el desempleo. Por ello, si los resultados son coherentes con los de los modelos AFT, los coeficientes de las variables en los modelos PH deberían tener los signos opuestos. Esto es lo que de hecho ocurre en las estimaciones que aparecen en el Anexo C.

Así, al analizar la muestra total (Tabla C1), los cursos de formación aumentan la tasa de salida del desempleo en un 39%. El efecto es mayor para mujeres (47,85%) que para hombres (41,20%). Por ello, la tasa de salida del desempleo de los hombres formados es un 17% superior a la de las mujeres formadas, y el porcentaje aumenta hasta el 26,74% en el grupo que no recibe formación.

Al comparar entre cursos (Tablas C2 y C3), los de nivel medio (Ocupación y Especialización) aumentan más de un 40% y alrededor del 50% la tasa de salida del desempleo para hombres y para mujeres, respectivamente. El porcentaje se incrementa significativamente para las mujeres si esos cursos son gestionados por el INEM. Los cursos de Nivel 4 (Adaptación-Ocupación) presentan un porcentaje del 36% para ambos colectivos, y el efecto de la gestión no se considera importante. El resultado de los cursos de nivel básico no es estadísticamente significativo.

El estado civil sólo es concluyente para las mujeres, pues una mujer soltera presenta una tasa de salida del desempleo superior al 27% frente a una mujer casada.

La demanda activa de trabajo genera efectos negativos pero los incrementos de porcentaje son cada vez menores. Un trabajador que lleva un mes demandando trabajo de forma activa reduce su tasa de salida del desempleo en un 6%, si ese periodo aumenta a tres meses, el porcentaje se sitúa en el 16%, para seis meses es algo más del 28% y con un año la reducción se sitúa en el 54%.

La existencia de discapacidades genera efectos muy negativos en la búsqueda de empleo. Un hombre sin discapacidades presenta una tasa de salida superior en un 79% a otro hombre discapacitado. El porcentaje para las mujeres se reduce al 25%, en parte debido a las dificultades de este colectivo para encontrar un puesto de trabajo.

El efecto de las prestaciones es concluyente para los dos colectivos. Los que reciben una prestación reducen su tasa de salida un 17% para los hombres y un 22% para las mujeres en comparación con los que no reciben ayuda. Ahora bien, si ésta finaliza, aumenta un 23% para los hombres y un 45% para las mujeres.

6. Conclusiones

Los gobiernos dedican grandes cantidades de recursos en políticas que coadyuvan a reducir el desempleo. Estos instrumentos, que se encuadran en las denominadas políticas activas de empleo, deberían ser analizados para garantizar la idoneidad

del gasto. Este artículo forma parte de una iniciativa de investigadores de la UE para satisfacer esta necesidad. Hay cinco grandes grupos de políticas activas: administración y servicios de empleo público, medidas para jóvenes trabajadores, empleo subsidiado, medidas para discapacitados y programas de formación laboral. Esta última categoría es una de las intervenciones públicas más interesantes y caras. La evaluación ayudará a mejorar el diseño y el enfoque que hagan los políticos de estas medidas. Este artículo puede considerarse un inicio esperanzador para evaluar programas de formación en España.

El objetivo de este trabajo se centra en el estudio de una de las políticas activas de empleo que se elaboran en España: el Plan Nacional de Formación e Inserción Profesional, llevado a cabo por el INEM, o en su caso por las CC.AA. que tengan transferida esta competencia, sobre la duración en la situación de desempleo. Para ello se ha utilizado una muestra de individuos formados durante el primer trimestre de 2000 y no formados.

Considerando el número de días de desempleo de los trabajadores, se utilizan estimaciones no paramétricas de funciones de supervivencia y modelos de duración. Las conclusiones que se derivan de las estimaciones de los modelos AFT y PH son similares en este experimento.

La existencia de discapacidades, el aumento de la edad (especialmente en el caso de las mujeres) y el tiempo de demanda de trabajo activa afecta positivamente a la duración del desempleo. Estas mismas características se reflejan en las estimaciones no paramétricas.

Sin embargo, cuando se considera el hecho de sufrir una discapacidad para las mujeres, y tener un permiso de conducir y la actividad económica del puesto de trabajo elegido como primera opción para la muestra completa, dichas variables no parecen afectar claramente a la duración del desempleo según los modelos de duración. Estos hechos no se reflejan claramente en las estimaciones no paramétricas.

En cuanto a los cursos de formación, los resultados se encuentran condicionados a posible existencia de endogeneidad y heterogeneidad inobservable, que no permiten tampoco distinguir si los resultados se encuentran sesgados al alza o a la baja. Si estos factores no fueran relevantes, las posibilidades de las mujeres mejoran más que las de los hombres cuando realizan cursos de formación. Esto se refleja especialmente en los cursos de formación que tienen un mayor grado de especialización. Estas últimas conclusiones recomendarían la promoción de las mujeres en este tipo de cursos, incrementando la oferta de cursos de nivel medio frente al Nivel 1 (Amplia Base).

Referencias bibliográficas

- [1] ABBRING, J. H. y G. J. VAN DEN BERG (2000): «The non-parametric identification of treatment effects in duration models» (under revision).
- [2] AKAIKE, H. (1974): «A new look at the statistical model identification», *IEEE Transaction and Automatic Control AC-19*, 716-723.

- [3] ARELLANO, A. (2005): «Evaluating the effects of labour market reforms «at the margin» on unemployment and employment stability: the Spanish case», Universidad Carlos III de Madrid, Economics series 5, Working paper 05-12, February 2005.
- [4] BOVER, O., M. ARELLANO y S. BENTOLILA (2002): «Unemployment Duration, Benefit Duration, and the Business Cycle», *The Economic Journal*, 112: 223-265.
- [5] COX, D. R. (1972): «Regression models and life-tables» (with discussion), *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 34, 187-220.
- [6] DOLADO, J. J., C. GARCÍA-SERRANO y J. F. JIMENO (2002): «Drawing lessons from the boom of temporary jobs in Spain», *The Economic Journal*, 112, 480, 270-295.
- [7] FOUGÈRE, D., F. KRAMATZ y T. MAGNAC (2000): «Youth employment in France», *European Economic Review*, 44, 928-942.
- [8] GERFIN, M. y M. LECHNER (2002): «A microeconomic evaluation on the active labour market policy in Switzerland», *The Economic Journal*, 112, 482, 854-893.
- [9] GRAMBSCH, P. M. y T. M. THERNEAU (1994): «Proportional hazards tests and diagnostics based on weighted residuals», *Biometrika*, 81, 515-526.
- [10] HOLLAND, P.W. (1986): «Statistics and Causal Inference», *Journal of the American Statistical Association*, 81, 945-970.
- [11] JIMENO, J. F., A. KUGLER y V. HERNANZ (2002): «Employment consequences of restrictive permanent contracts: evidence from Spanish labor market reforms», *IZA Discussion Paper*, 657.
- [12] KALBFLEISCH, J. D. y R. L. PRENTICE (1980): *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, New York: John Wiley & Sons.
- [13] KAPLAN, E. L. y P. MEIER (1958): «Nonparametric estimation from incomplete observations», *Journal of the American Statistical Association*, 53, 457-481.
- [14] LANCASTER, T. (1990): *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge: Cambridge University Press.
- [15] LARSSON, L. (2003): «Evaluation of Swedish youth labour market programs», *Journal of Human Resources*, 38, 891-927.
- [16] LECHNER, M. (1999): «Earnings and employment effects of continuous off-the-job training in East Germany after unification», *Journal of Business & Economic Statistics*, 17, 74-90.
- [17] LECHNER, M., R. MIQUEL y C. WUNSCH (2005): «The curse and blessing of training the unemployed in a changing economy: the case of East Germany after unification», Discussion paper 2005-15, Department of Economics, University of St. Gallen.
- [18] MARTIN, J. P. (2000): «What works among active labour market policies: evidence from OECD countries' experiences», *OECD Economic Studies*, 30, 2000/1.
- [19] MATO, F. J. (2002): *La formación para el empleo: una evolución cuasi-experimental*. Madrid, Consejería de Trabajo y Promoción de Empleo del Principado de Asturias, Civitas Ediciones.
- [20] MATO, F. J. y B. CUETO (2004): «Evaluación de políticas de mercado de trabajo: un análisis aplicado de las subvenciones al autoempleo», *ICE - Revista de Economía*, 813.
- [21] MILLER, R. G. (1981): *Survival Analysis*, New York: John Wiley & Sons.
- [22] OECD (2002): *Employment perspectives*.

- [23] RIDDER, G. (1986): «An event history approach to the evaluation of training, recruitment and employment programs», *Journal of Applied Econometrics*, 1, 109-126.
- [24] RUBIN, D.B. (1974): «Estimating causal effects of treatments in randomized and non-randomized studies», *Journal of Educational Psychology*, 66, 688-701.
- [25] SCHOENFELD, D. (1982): «Partial residuals for the proportional hazards regression model», *Biometrika*, 69, 239-241.
- [26] VAN DEN BERG, G. J. (2000): «Duration models: specification, identification, and multiple durations», in: Heckman, James J., y E. Leamer (eds.) *Handbook of Econometrics*, Volumen 5, North-Holland.
- [27] VAN OURS, J. C. (2001): «Do active labor market policies help unemployed workers to find and keep regular jobs?», in Lechner, M., and Pfeiffer, F. (eds.) *Econometric Evaluation of Labour Market Policies*, ZEW Economic Studies, Volumen 13, Heidelberg New York: Physica-Verlag.
- [28] WEBER, A. y H. HOBER (2003): «Active job-search programs a promising tool? A microeconomic evaluation for Austria», Working paper 131, Economic Series, Institute for Advanced Studies.

Anexo A: Estadísticos descriptivos selectivos

TABLA A1
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS SELECTIVOS PARA TODA LA MUESTRA

Variables	Total	Formados	No Formados
<i>Mujer</i>	59,93 (0,49)	63,72 (0,48)	58,04 (0,49)
<i>Edad</i>	30,36 (10,21)	30,02 (9,03)	30,52 (10,75)
<i>Bachiller elemental/Graduado escolar</i>	40,41	36,16	42,53
<i>Discapacitados</i>	2,04 (0,14)	1,89 (0,14)	2,17 (0,14)
<i>Sin prestaciones</i>	63,35	65,83	62,11
<i>Residencia en Madrid</i>	24,64	43,34	15,32
<i>Residencia en provincias > 1,000,000 habitantes*</i>	54,34	58,85	52,10
<i>Empleados de tipo administrativo**</i>	21,34	24,38	19,83
<i>Trabajadores SS. Restauración, protección y vendedores</i>	22,51	20,18	23,67
<i>Meses de demanda activa</i>	9,13 (11,24)	10,88 (11,73)	8,26 (10,89)
<i>Soltero</i>	71,25	75,07	69,34
<i>No hubo pérdida de empleo previa</i>	48,47	49,18	48,11
<i>Se produjo fin de contrato</i>	40,74	39,22	41,49
<i>Permiso de conducir B1</i>	63,88	67,48	62,08
<i>No conoce otro idioma</i>	46,25	44,93	46,91
<i>Sabe inglés</i>	33,07	37,66	30,78
<i>Experiencia profesional en meses</i>	29,48 (64,52)	23,53 (53,34)	32,44 (69,23)
<i>No han tenido un trabajo antes</i>	22,74	21,10	23,56
N	18.617	6.190	12.427

CUADRO A2
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS SELECTIVOS SEGÚN SEXO

	HOMBRES			MUJERES		
	Total	Formados	No formados	Total	Formados	No formados
<i>Edad</i>	31,90 (11,38)	29,96 (9,84)	32,74 (11,88)	29,32 (9,21)	30,05 (8,54)	28,92 (9,53)
<i>Bachiller elemental/Graduado escolar</i>	43,02	40,69	44,02	38,67	33,57	41,45
<i>Discapacitados</i>	3,16 (0,18)	3,03 (0,17)	3,22 (0,18)	1,29 (0,11)	1,24 (0,11)	1,32 (0,11)
<i>Sin prestaciones</i>	54,08	60,95	51,11	69,55	68,61	70,07
<i>Residencia en Madrid</i>	27,04	50,31	17,01	23,03	39,38	14,10
<i>Residencia en provincias > 1,000,000 habitantes*</i>	58,73	65,32	55,88	51,39	55,17	49,34
<i>Empleados de tipo administrativo**</i>	13,22	13,12	13,45	26,77	30,60	24,68
<i>Trabajadores SS, Restauración, protección y vendedores</i>	10,71	10,53	11,13	30,39	25,33	33,16
<i>Meses de demanda activa</i>	8,48 (10,73)	9,48 (10,65)	8,05 (10,74)	9,56 (11,56)	11,67 (12,24)	8,41 (11,00)
<i>Soltero</i>	72,09	80,94	68,28	70,68	71,73	70,11
<i>Hizo el servicio militar obligatorio</i>	82,57	80,63	83,41	—	—	—
<i>No hubo pérdida de empleo previa</i>	46,03	49,24	44,65	50,09	49,14	50,62
<i>Se produjo fin de contrato</i>	41,74	39,00	42,92	40,06	39,35	40,45
<i>Permiso de conducir B1</i>	64,84	66,07	64,31	63,23	68,28	60,47
<i>No conoce otro idioma</i>	48,23	47,82	48,41	44,93	43,28	45,83
<i>Sabe inglés</i>	31,64	36,29	29,63	34,02	38,44	31,61
<i>Experiencia profesional en meses</i>	42,15 (80,91)	29,71 (65,06)	47,51 (86,31)	21,00 (48,89)	20,01 (44,95)	21,54 (50,91)
<i>No han tenido un trabajo antes</i>	17,14	16,03	17,63	26,49	23,99	27,85
<i>N</i>	7.460	2.246	5.214	11.157	3.944	7.213

NOTAS: La tabla muestra medias y porcentajes para el grupo indicado. Las desviaciones típicas aparecen entre paréntesis cuando son apropiadas.

*Las provincias con una población mayor a un millón de habitantes en 2001 fueron, por orden alfabético, Alicante, Asturias, Barcelona, Cádiz, La Coruña, Madrid, Málaga, Murcia, Sevilla, Valencia y Vizcaya. **Esta ocupación y la siguiente son seleccionadas como primera opción de un sector económico de su futuro puesto de trabajo deseado.

Anexo B: Tablas de estimaciones de los modelos AFT**TABLA B1
MODELOS AFT GENERALES**

	Total	Hombres	Mujeres
<i>Mujer</i>	0,324*** (0,065)		
<i>Edad</i>	-0,005 (0,01)	-0,055*** (0,014)	0,039*** (0,014)
<i>Edad × edad</i>	0,0007*** (0,0001)	0,001*** (0,0002)	0,00006 (0,0002)
<i>Servicio militar</i>	-0,18*** (0,053)	-0,09 (0,058)	
<i>Casado/a</i>	-0,065 (0,058)	-0,01 (0,065)	0,308*** (0,051)
<i>Formación</i>	-0,458*** (0,048)	-0,487*** (0,05)	-0,52*** (0,044)
<i>Formación × mujer</i>	-0,099 (0,062)		
<i>Formación × discapacidad</i>	0,252 (0,202)	0,335 (0,264)	0,161 (0,314)
<i>Formación × inem</i>	-0,354*** (0,112)	-0,045 (0,187)	-0,591*** (0,139)
<i>Casado × mujer</i>	0,44*** (0,066)		
<i>Meses de demanda activa (dmes)</i>	0,081*** (0,003)	0,081*** (0,005)	0,08*** (0,004)
<i>dmes × dmes</i>	-0,0009*** (0,00007)	-0,0008*** (0,0001)	-0,001*** (0,00008)
<i>Inglés</i>	-0,068** (0,028)	-0,087** (0,044)	-0,065* (0,036)
<i>Gallego</i>	-0,573*** (0,194)	-1,009*** (0,293)	-0,242 (0,257)
<i>Vasco</i>	-0,22** (0,108)	-0,219 (0,171)	-0,204 (0,138)
<i>Discapacidad</i>	0,783*** (0,136)	0,757*** (0,147)	0,296 (0,186)
<i>Discapacidad × mujer</i>	-0,501*** (0,194)		
<i>Recibe una prestación contributiva</i>	0,289*** (0,036)	0,265*** (0,053)	0,332*** (0,051)
<i>Baja o agotamiento en la prestación o subsidio</i>	-0,389*** (0,047)	-0,27*** (0,069)	-0,481*** (0,063)
N	18.617	7.460	11.157

NOTAS: * Significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%, desviaciones típicas entre paréntesis. Se ha eliminado la variable binaria correspondiente al primer valor de las variables categóricas, a excepción de las provincias que se ha eliminado Madrid.

TABLA B2
MODELOS AFT PARA HOMBRES Y DIFERENTES NIVELES DE FORMACIÓN

HOMBRES	Curso 1	Curso 2	Curso 3	Curso 4
<i>Edad</i>	-0,06*** (0,016)	-0,061*** (0,015)	-0,056*** (0,015)	-0,058*** (0,016)
<i>Edad × edad</i>	0,001*** (0,0002)	0,001*** (0,0002)	0,001*** (0,0002)	0,001*** (0,0002)
<i>Servicio militar</i>	0,0003 (0,067)	-0,069 (0,062)	-0,039 (0,063)	-0,00009 (0,065)
<i>Casado</i>	0,003 (0,073)	-0,008 (0,069)	0,009 (0,07)	-0,006 (0,072)
<i>Formación</i>	-0,662 (0,783)	-0,508*** (0,058)	-0,449*** (0,084)	-0,395*** (0,104)
<i>Formación × discapacidad</i>		0,325 (0,296)	0,317 (0,504)	0,51 (0,901)
<i>Formación × inem</i>		0,038 (0,213)	-0,382 (0,409)	-1,268 (0,941)
<i>Meses de demanda activa (dmes)</i>	0,075*** (0,006)	0,083*** (0,006)	0,072*** (0,006)	0,077*** (0,006)
<i>dmes × dmes</i>	-0,0007*** (0,0001)	-0,0008*** (0,0001)	-0,0006*** (0,0001)	-0,0007*** (0,0001)
<i>Inglés</i>	-0,131** (0,052)	-0,099** (0,048)	-0,13*** (0,049)	-0,115** (0,05)
<i>Galego</i>	-0,786*** (0,294)	-1,002*** (0,304)	-0,776*** (0,292)	-0,828*** (0,288)
<i>Vasco</i>	-0,285 (0,188)	-0,21 (0,184)	-0,337* (0,18)	-0,235 (0,181)
<i>Discapacidad</i>	0,735*** (0,141)	0,757*** (0,149)	0,734*** (0,139)	0,743*** (0,14)
<i>Recibe una prestación contributiva</i>	0,378*** (0,06)	0,306*** (0,056)	0,315*** (0,057)	0,379*** (0,059)
<i>Baja o agotamiento en la prestación o subsidio</i>	-0,328*** (0,08)	-0,262*** (0,075)	-0,34*** (0,077)	-0,322*** (0,078)
N	5.217	6.779	5.629	5.477

NOTAS: * Significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%, desviaciones típicas entre paréntesis. Se ha eliminado la variable binaria correspondiente al primer valor de las variables categóricas, a excepción de las provincias que se ha eliminado Madrid.

TABLA B3
MODELOS AFT PARA MUJERES Y DIFERENTES NIVELES DE FORMACIÓN

MUJERES	Curso 1	Curso 2	Curso 3	Curso 4
<i>Edad</i>	0,032** (0,016)	0,047*** (0,015)	0,025 (0,016)	0,032** (0,016)
<i>Edad × edad</i>	0,0001 (0,0002)	-0,00005 (0,0002)	0,0003 (0,0002)	0,0001 (0,0002)
<i>Casada</i>	0,288*** (0,062)	0,31*** (0,055)	0,284*** (0,059)	0,318*** (0,061)
<i>Formación</i>	0,004 (0,621)	-0,525*** (0,049)	-0,53*** (0,063)	-0,384*** (0,09)
<i>Formación × discapacidad</i>		-0,012 (0,348)	0,688 (0,545)	-2,044 (1,266)
<i>Formación × inem</i>		-0,534*** (0,158)	-0,711*** (0,274)	-0,071 (1,253)
<i>Meses de demanda activa (dmes)</i>	0,079*** (0,005)	0,082*** (0,005)	0,08*** (0,005)	0,077*** (0,005)
<i>dmes × dmes</i>	-0,0009*** (0,0001)	-0,001*** (0,00009)	-0,0009*** (0,0001)	-0,0008*** (0,0001)
<i>Inglés</i>	-0,03 (0,045)	-0,039 (0,04)	-0,052 (0,042)	-0,042 (0,043)
<i>Gallego</i>	-0,373 (0,286)	-0,064 (0,275)	-0,521* (0,275)	-0,434 (0,28)
<i>Vasco</i>	-0,26* (0,15)	-0,176 (0,143)	-0,283* (0,146)	-0,274* (0,148)
<i>Discapacidad</i>	0,322* (0,177)	0,305* (0,186)	0,305* (0,181)	0,311* (0,176)
<i>Recibe una prestación contributiva</i>	0,401*** (0,062)	0,355*** (0,056)	0,383*** (0,058)	0,373*** (0,06)
<i>Baja o agotamiento en la prestación o subsidio</i>	-0,472*** (0,081)	-0,492*** (0,067)	-0,466*** (0,076)	-0,492*** (0,078)
N	7.221	9.694	8.309	7.572

NOTAS: * Significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%, desviaciones típicas entre paréntesis. Se ha eliminado la variable binaria correspondiente al primer valor de las variables categóricas, a excepción de las provincias que se ha eliminado Madrid.

Anexo C: Tablas de estimaciones de los modelos PH

TABLA C1
MODELOS PH GENERALES

	Total	Hombres	Mujeres
<i>Mujer</i>	-0,237*** (0,048)		
<i>Edad</i>	0,005 (0,007)	0,042*** (0,01)	-0,029*** (0,011)
<i>Edad × edad</i>	-0,0004*** (0,0001)	-0,001*** (0,0001)	-0,00005 (0,0002)
<i>Servicio militar</i>	0,137*** (0,039)	0,067 (0,042)	
<i>Casado/a</i>	0,049 (0,043)	0,004 (0,048)	-0,237*** (0,039)
<i>Formación</i>	0,33*** (0,035)	0,345*** (0,036)	0,391*** (0,033)
<i>Formación × mujer</i>	0,08* (0,046)		
<i>Formación × discapacidad</i>	-0,167 (0,153)	-0,237 (0,198)	-0,088 (0,241)
<i>Formación × inem</i>	0,27*** (0,083)	0,044 (0,137)	0,459*** (0,105)
<i>Casado × mujer</i>	-0,335*** (0,05)		
<i>meses de demanda activa (dmes)</i>	-0,06*** (0,002)	-0,058*** (0,004)	-0,06*** (0,003)
<i>dmes × dmes</i>	0,0007*** (0,00005)	0,0006*** (0,00008)	0,0008*** (0,00006)
<i>Inglés</i>	0,052** (0,021)	0,062* (0,032)	0,053* (0,028)
<i>Gallego</i>	0,381*** (0,144)	0,674*** (0,214)	0,149 (0,195)
<i>Vasco</i>	0,156* (0,08)	0,177 (0,125)	0,137 (0,105)
<i>Discapacidad</i>	-0,584*** (0,104)	-0,556*** (0,11)	-0,242* (0,144)
<i>Discapacidad × mujer</i>	0,36** (0,147)		
<i>Recibe una prestación contributiva</i>	-0,208*** (0,027)	-0,185*** (0,039)	-0,249*** (0,039)
<i>Baja o agotamiento en la prestación o subsidio</i>	0,295*** (0,035)	0,204*** (0,051)	0,373*** (0,048)
N	18.617	7.460	11.157

NOTAS: * Significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%, desviaciones típicas entre paréntesis. Se ha eliminado la variable binaria correspondiente al primer valor de las variables categóricas, a excepción de las provincias que se ha eliminado Madrid.

TABLA C2
MODELOS PH PARA HOMBRES Y DIFERENTES NIVELES DE FORMACIÓN

HOMBRES	Curso 1	Curso 2	Curso 3	Curso 4
<i>Edad</i>	0,048*** (0,013)	0,046*** (0,011)	0,045*** (0,012)	0,046*** (0,012)
<i>Edad × edad</i>	-0,001*** (0,0002)	-0,001*** (0,0002)	-0,001*** (0,0002)	-0,001*** (0,0002)
<i>Servicio militar</i>	-0,003 (0,052)	0,049 (0,044)	0,029 (0,049)	-0,001 (0,05)
<i>Casado</i>	-0,006 (0,057)	0,003 (0,05)	-0,01 (0,055)	0,0003 (0,056)
<i>Formación</i>	0,519 (0,595)	0,347*** (0,041)	0,354*** (0,066)	0,31*** (0,08)
<i>Formación × discapacidad</i>		-0,228 (0,219)	-0,236 (0,4)	-0,373 (0,725)
<i>Formación × inem</i>		-0,011 (0,153)	0,303 (0,319)	1,107 (0,713)
<i>Meses de demanda activa (dmes)</i>	-0,057*** (0,005)	-0,059*** (0,004)	-0,055*** (0,004)	-0,059*** (0,005)
<i>dmes × dmes</i>	0,0006*** (0,0001)	0,0006*** (0,00009)	0,0006*** (0,0001)	0,0006*** (0,0001)
<i>Inglés</i>	0,102** (0,041)	0,069** (0,034)	0,103*** (0,039)	0,088** (0,039)
<i>Galego</i>	0,565** (0,228)	0,647*** (0,218)	0,566** (0,227)	0,596*** (0,224)
<i>Vasco</i>	0,23 (0,147)	0,169 (0,133)	0,274* (0,142)	0,189 (0,141)
<i>Discapacidad</i>	-0,568*** (0,111)	-0,547*** (0,111)	-0,572*** (0,111)	-0,575*** (0,111)
<i>Recibe una prestación contributiva</i>	-0,281*** (0,047)	-0,208*** (0,041)	-0,237*** (0,045)	-0,283*** (0,046)
<i>Baja o agotamiento en la prestación o subsidio</i>	0,26*** (0,063)	0,193*** (0,054)	0,273*** (0,06)	0,256*** (0,061)
N	5.217	6.779	5.629	5.477

NOTAS: * Significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%, desviaciones típicas entre paréntesis. Se ha eliminado la variable binaria correspondiente al primer valor de las variables categóricas, a excepción de las provincias que se ha eliminado Madrid.

TABLA C3
MODELOS PH PARA MUJERES Y DIFERENTES NIVELES DE FORMACIÓN

MUJERES	Curso 1	Curso 2	Curso 3	Curso 4
<i>Edad</i>	-0,024* (0,013)	-0,035*** (0,011)	-0,017 (0,012)	-0,025** (0,013)
<i>Edad × edad</i>	-0,0001 (0,0002)	0,00004 (0,0002)	-0,00009 (0,0002)	-0,00008 (0,0002)
<i>Casada</i>	-0,234*** (0,051)	-0,24*** (0,042)	-0,224*** (0,047)	-0,259*** (0,05)
<i>Formación</i>	-0,002 (0,509)	0,396*** (0,037)	0,418*** (0,049)	0,312*** (0,073)
<i>Formación × discapacidad</i>		0,029 (0,268)	-0,487 (0,436)	1,76* (1,016)
<i>Formación × inem</i>		0,421*** (0,12)	0,553*** (0,213)	0,093 (1,004)
<i>Meses de demanda activa (dmes)</i>	-0,063*** (0,004)	-0,062*** (0,003)	-0,062*** (0,004)	-0,062*** (0,004)
<i>dmes?dmes</i>	0,0008*** (0,00009)	0,0008*** (0,00007)	0,0008*** (0,00008)	0,0008*** (0,00009)
<i>Inglés</i>	0,025 (0,036)	0,033 (0,03)	0,042 (0,033)	0,035 (0,035)
<i>Gallego</i>	0,289 (0,232)	0,018 (0,211)	0,392* (0,217)	0,341 (0,228)
<i>Vasco</i>	0,203* (0,121)	0,121 (0,11)	0,204* (0,115)	0,216* (0,12)
<i>Discapacidad</i>	-0,27* (0,144)	-0,248* (0,144)	-0,258* (0,144)	-0,261* (0,144)
<i>Recibe una prestación contributiva</i>	-0,321*** (0,051)	-0,27*** (0,043)	-0,296*** (0,046)	-0,3*** (0,049)
<i>Baja o agotamiento en la prestación o subsidio</i>	0,387*** (0,065)	0,381*** (0,052)	0,374*** (0,06)	0,405*** (0,064)
N	7.221	9.694	8.309	7.572

NOTAS: * Significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%, desviaciones típicas entre paréntesis. Se ha eliminado la variable binaria correspondiente al primer valor de las variables categóricas, a excepción de las provincias que se ha eliminado Madrid.