

«Desempleo juvenil en España: qué determina su duración»

En este artículo se analiza la duración del desempleo juvenil en España. Los resultados empíricos, usando datos de la ECVT (1985), indican que es importante distinguir entre hombres y mujeres y entre dos posibles transiciones: desempleo-empleo y desempleo-no participación. Primero, el seguro de desempleo aumenta la duración principalmente por retrasar la salida del mercado de trabajo para mujeres y por retrasar el tener un empleo para hombres. Segundo, la situación familiar es un importante factor de la duración del desempleo de un individuo. Los hombres cabeza de familia son más rápidos en encontrar empleo que los que no lo son, mientras que las mujeres solteras encuentran empleo más rápidamente que las casadas. Tener una educación universitaria aumenta de forma sustancial la probabilidad de encontrar empleo de las mujeres jóvenes, pero la variable educación no tiene un efecto significativo en la probabilidad de encontrar empleo entre los hombres jóvenes. Tanto para hombres como para mujeres, aquellos que están desempleados por haber finalizado su contrato laboral son mas rápidos en abandonar el mercado laboral que los que son despedidos.

Artikulu honetan, gazteen langabeziaren iraupena Espainian aztertuko da. Bizitza eta Lan Baldintzen Inkestaren (1985) datuak erabiltzen lortu diren emaitzek gizonen eta emakumeen artean eta balizko bi igarobideren artean, langabezia-lana eta langabezia-partaidetza eza, bereizi behar direla adierazten dute. Lehenengo eta behin, langabezi sariak iraupena luzatzen du, batez ere emakumeen lan merkatutiko irteera atzeratzen duelako eta gizonek lana lortzea berandutzen duelako. Bigarrenez, familiaren egoera oso faktore garrantzitsua da pertsona baten langabezialdiaren iraupenean. Gizonen artean, familiburuak azkarragoak dira lana aurkitzen familiburuak ez direnak baino, eta emakume ezkongabeek ere ezkonduak baino lehenago lortzen dute enplegua. Unibertsitateko ikasketak edukitzeak nabarmen igotzen du enplegua lortzeko aukera emakume gazteen artean, baina heziketak ez dauka eragin nabarmenik lana aurkitzeko aukeran gizon gazteentzat. Bai gizonen ka-suan bai emakumeenean, langabe egoteko arrazoia lan kontratuaren bukaera dutenek azkarrago uzten dute lan merkatua kaleratuak izan direnek baino.

This article analyses the duration of the unemployment of youth in Spain. Empirical results, using data from ECVT (1985) indicate that it is important to distinguish between men and women and between two important transitions: that from unemployment to employment and that from unemployment to no participation. First, unemployment insurance increases its length mainly because it delays women's exit from the labour market and it delays Job acquisition for men. Secondly, the family situation is an important factor in the length of time a person remains unemployed. Men who are heads of families are quicker in finding Jobs than those who aren't and single women find jobs faster than married women. Having university-level training substantially increases the chances of finding a job among young women. Both for men and for women, those who are unemployed because of termination of their work contracts are faster in leaving the labour market than those who have been dismissed.

1. Introducción
 2. Datos utilizados
 3. Análisis univariante de la duración del desempleo: la función de supervivencia de Kaplan-Meier
 4. Análisis multivariante de la duración del desempleo
 5. Determinantes de la duración del desempleo juvenil en España
 6. Conclusiones
- Bibliografía**

Palabras clave: Mercado de trabajo, desempleo juvenil, mujer, formación.
Nº de clasificación JEL: J16, J21, J24, J64.

1. INTRODUCCIÓN

La tasa de desempleo en España ha sido excepcionalmente alta durante más de 10 años; alcanzó el 21 por ciento de la población activa en 1985 y de nuevo ha estado por encima del 20 por ciento desde 1993. Este alto porcentaje se debe principalmente a un sustancial aumento de la duración media del desempleo más que a un aumento de desempleados (Andrés et al. 1989). Por ejemplo, los periodos de desempleo de duración superior a un año han aumentado del 18 por ciento en 1976 al 57 por ciento en 1985 de acuerdo con la Encuesta de Población Activa (EPA). La duración media del desempleo en España, de acuerdo con la Encuesta de Condiciones de Vida y Trabajo (ECVT, 1985), es aproximadamente de 20 meses para los periodos completos y 22 meses para los que están en progreso. Considerando

que la duración máxima del seguro de desempleo antes de 1985 había sido de 18 meses, la larga duración media observada sugiere que el seguro de desempleo puede explicar sólo parte de la duración del desempleo en España. Sospechamos que la ayuda familiar puede ser otro importante factor que contribuye a la larga duración del desempleo en España.

El problema del desempleo es especialmente agudo entre los jóvenes. La tasa de desempleo entre la población menor de 25 años supera el 50 por ciento desde hace más de 10 años, y no es probable que se reduzca en un futuro próximo. Los periodos de desempleo vividos por los jóvenes están entre los factores más importantes del futuro bienestar económico. Como se está experimentando en la mayoría de los países desarrollados, los trabajadores menos cualificados y con niveles de

educación más bajos son los que se están enfrentando a las adversidades económicas más serias. La pérdida de ganancias, el deterioro del capital humano y la disminución de su competencia laboral debido al desempleo podrían tener un impacto negativo duradero en el ciclo vital del individuo. Estos problemas son más importantes cuando la duración del desempleo es larga como en España. Por otra parte, para el gobierno, los costes aumentan proporcionalmente con la tasa del desempleo.

En este artículo nos centramos en identificar los principales determinantes de la duración del desempleo entre la población menor de 25 años. Distinguimos dos diferentes alternativas de finalizar el periodo de desempleo, una encontrando empleo y otra abandonando el mercado de trabajo. El estimar separadamente la duración del desempleo según estas dos alternativas, nos permite comparar los efectos de las variables explicativas en las dos transiciones alternativas, desempleo-empleo y desempleo-no participación.

El trabajo está organizado de la siguiente manera: empezamos describiendo brevemente los datos que utilizamos. En la sección 3 presentamos un análisis univariante de la duración del desempleo aplicando la función de supervivencia de Kaplan y Meier (1958). Este simple análisis nos permite identificar los factores que afectan a la duración del desempleo pero no nos ofrece buenas estimaciones de los efectos de dichos factores al no controlar por otras variables correlacionadas. Para conseguir mejores estimaciones realizamos a continuación un análisis multivariante. Presentamos el modelo en la sección 4 y la discusión de los resultados en la sección 5. La sección 6 muestra las principales conclusiones.

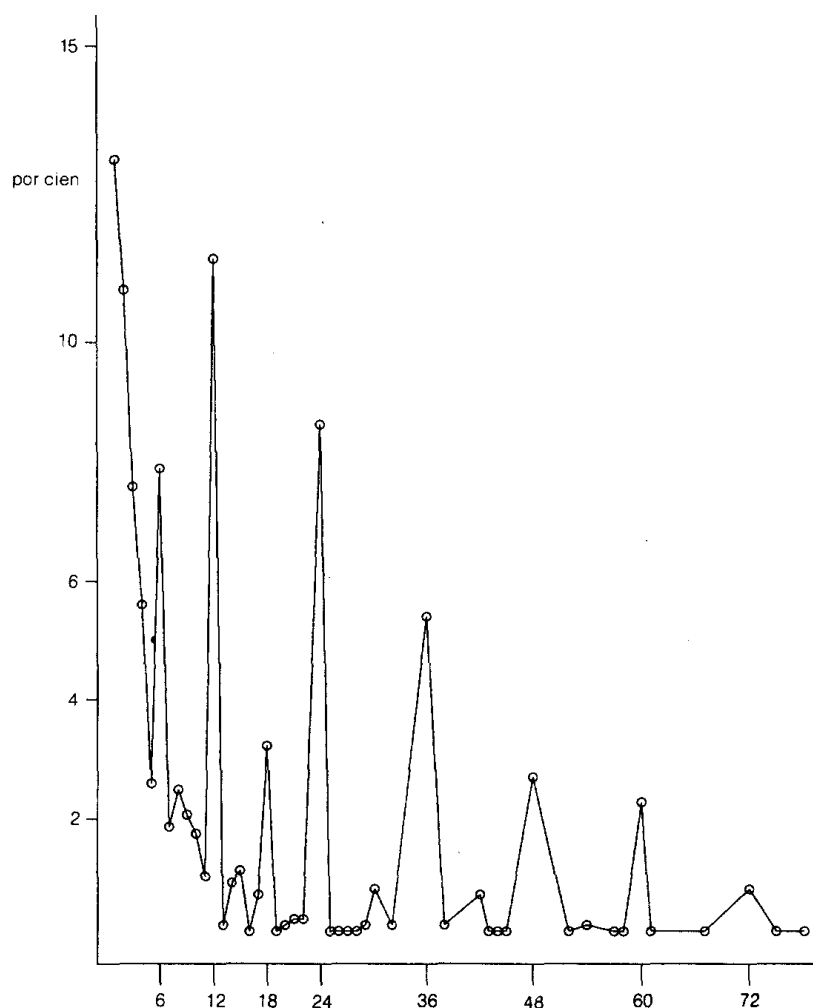
2. DATOS UTILIZADOS

Las fuentes de datos disponibles para el análisis de la situación laboral de los individuos son escasas en España, especialmente para el análisis de la duración del desempleo. Las fuentes de datos más usadas son la EPA y la ECVT. Desafortunadamente, la EPA contiene sólo periodos incompletos de desempleo, es decir, sólo para aquellos que están desempleados en el momento de ser entrevistados¹, y la información sobre la situación socio-económica del individuo es muy limitada. Por ejemplo, no hay información sobre afiliación a la seguridad social o sobre la situación familiar. Por otro lado, la ECVT, aunque sólo se recoge una vez en 1985, incluye esas variables que son importantes para el análisis del desempleo así como periodos completos e incompletos de desempleo. Una importante preocupación al usar la ECVT es la posible inexactitud de la información sobre la situación pasada debido a errores de memoria. Una característica peculiar de la ECVT es la concentración de los datos sobre duración en años exactos aunque se pregunte por meses, como la duración del desempleo que se muestra en el Gráfico n.º 1.

Nos ocupamos de esta característica de los datos construyendo periodos discretos de tiempo para la duración del desempleo. Cada mes hasta el sexto se considera un periodo de tiempo específico. A partir del séptimo mes agrupamos varios meses en un periodo de tiempo: 7-9, 10-12, 13-15, 16-21, 22-33, 34-45, 46-57, 58-69, y 70-81 meses. Los periodos de duración mayor a 81 meses se tratan como periodos incompletos al final del mes 81.

¹ Los periodos cortos de desempleo tienden a estar infrarepresentados, en general, si una muestra contiene sólo periodos incompletos de desempleo.

Gráfico n.º 1. Distribución de la duración del desempleo (meses)



Estimamos no paramétricamente la «baseline hazard» evitando de esta manera el posible sesgo en los coeficientes estimados de las variables explicativas debido al desigual agrupamiento de los meses en periodos de tiempo.

El periodo de desempleo examinado en este papel es el último (para los que están empleados o fuera del mercado de trabajo en el momento de la encuesta) o el actual (para los que están desempleados). Eliminamos los que no proporcionan la información necesaria, y los que

abandonaron su empleo voluntariamente por considerar que su comportamiento es diferente. Por ejemplo, muchos de los que dejan su empleo voluntariamente tienen ya otro empleo en el momento de dejar su trabajo o abandonan el mercado laboral inmediatamente. Desafortunadamente, la ECVT no tiene información sobre la duración del periodo de búsqueda de trabajo para aquellos que no han trabajado nunca antes, que es probablemente el caso para muchos jóvenes. Por lo tanto, la muestra incluye sólo a los que han trabajado antes

Cuadro n.º 1. **Medias Muestrales (Desviación Típica)**

	HOMBRES (N=556)	MUJERES (N=408)
Derecho al seguro	0.489	0.434
3 meses	0.164	0.115
6 meses	0.108	0.061
9 meses	0.038	0.037
12 meses	0.061	0.078
15 meses	0.005	0.020
18 meses	0.113	0.123
Cabeza de familia	0.232	0.037
Si no es cabeza, situación laboral del cabeza	0.392	0.635
N.º de hijos dependientes	0.22 (0.67)	0.25 (0.65)
N.º de otros empleados	0.75(0.81)	0.90 (0.77)
Soltero	0.784	0.716
Casado	0.216	0.284
Desempleado por despido	0.671	0.672
Desempleado por fin del contrato	0.329	0.328
Educación básica	0.430	0.333
Bachiller o FP	0.374	0.431
Estudios universitarios	0.196	0.235
Edad	22.0 (2.36)	21.8(2.54)
Antigüedad (años) en el trabajo anterior	1.14(1.62)	1.21 (1.65)
Duración del desempleo en meses		
Duración completa	12.68(18.8)	16.34(21.6)
Duración incompleta	15.15(18.4)	16.72 (19.5)
Completa por empleo	13.54 (20.7)	11.93(14.7)
Completa por abandono de la población activa	10.44(12.2)	19.16(24.7)
Actualmente empleado	0.468	0.262
Actualmente desempleado	0.354	0.328
Actualmente no participa	0.178	0.409

y los resultados no debieran ser generalizados para explicar la duración del desempleo de aquellos que no han trabajado nunca.

La muestra final contiene 556 hombres y 408 mujeres. La descripción de las variables así como las medias muestrales se presentan en el Cuadro n.º 1.

De los hombres y mujeres de la muestra, el 35 por ciento de hombres y el 33 por ciento de mujeres están desempleados en el momento de ser entrevistados (es decir, periodos incompletos). La proporción con derecho al seguro de desempleo es el 50 por ciento entre los hombres y el 43 por ciento de las mujeres. La edad media es

aproximadamente de 22 años tanto para hombres como para mujeres, y el 78 (72) por ciento de hombres (mujeres) son solteros.

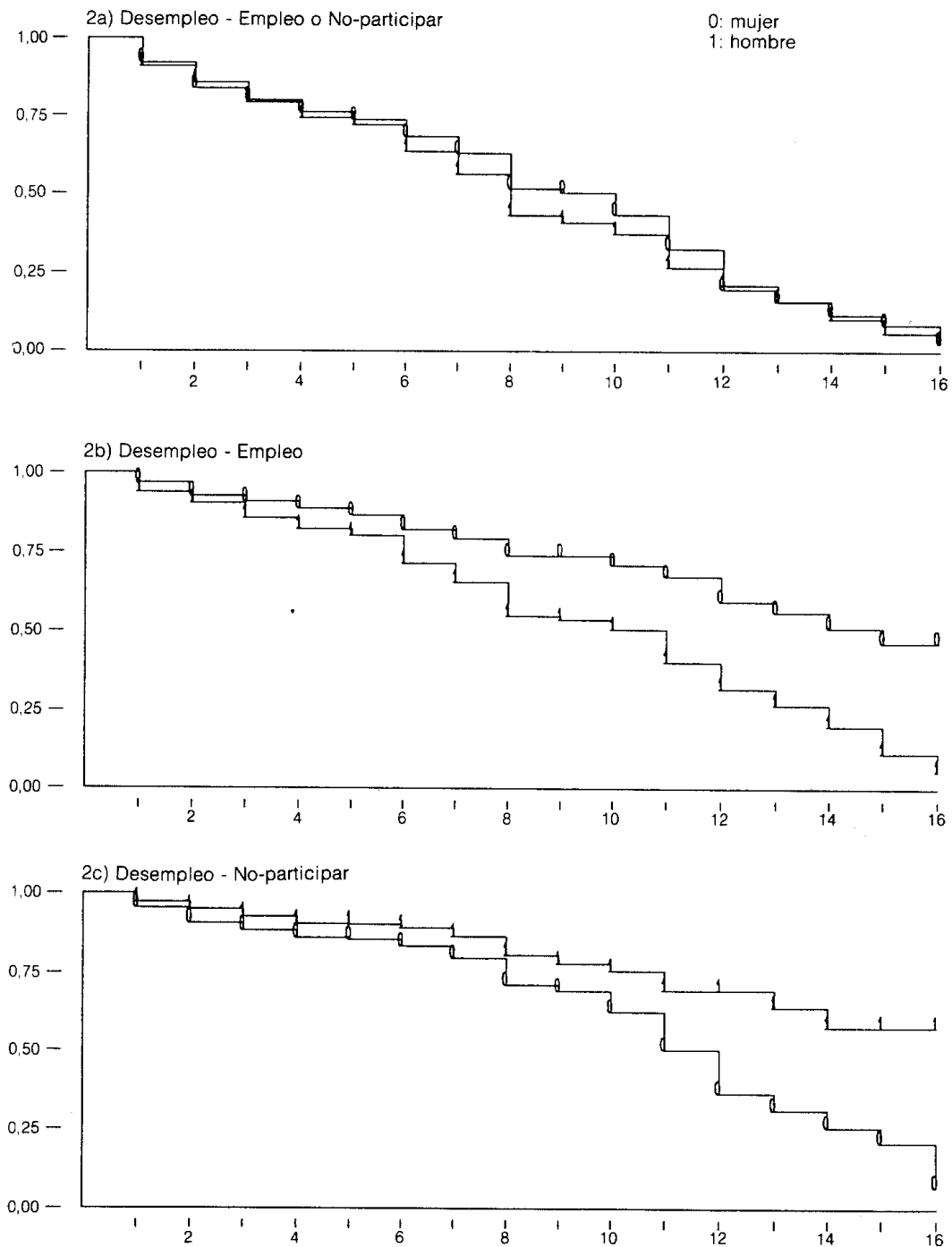
3. ANÁLISIS UNIVARIANTE DE LA DURACIÓN DEL DESEMPLEO: LA FUNCIÓN DE SUPERVIVENCIA DE KAPLAN-MEIER

La tasa de supervivencia de Kaplan-Meier de duración t meses se define, en nuestro caso, como la probabilidad de un individuo de permanecer desempleado al menos t meses (Kaplan y Meier, 1958). Para estimar la tasa de supervivencia

primero calculamos la tasa de riesgo muestral (sample hazard rate) para cada periodo de tiempo, $h(t)$, como la proporción de la muestra que finaliza su periodo de desempleo en el periodo t

entre aquellos que no han terminado su periodo de desempleo antes del periodo t . La tasa de riesgo puede interpretarse como una tasa de abandono del

Gráfico n.º 2. Tasas de supervivencia según sexo



desempleo o una probabilidad condicional de abandonar el desempleo. La tasa de supervivencia de Kaplan-Meier hasta el periodo t , $S(t)$, es el producto de uno menos la tasa de riesgo hasta el periodo t , como se muestra en la ecuación [1],

$$S(t) = \prod_{k=1}^t [1 - h(k)] \quad [1]$$

Se puede usar uno menos la tasa de supervivencia para calcular la probabilidad de abandonar el desempleo para una duración específica.

Primero comparamos las tasas de supervivencia de hombres y mujeres que se presentan en el Gráfico n.º 2.

Como se observa en la figura 2a, la diferencia entre hombres y mujeres en su tasa de supervivencia es relativamente pequeña. Por ejemplo, la probabilidad de abandonar el desempleo en el primer año de desempleo (octavo periodo), cualquiera que sea el destino, empleo o abandono de la fuerza laboral, es sólo 9 puntos porcentuales más alta para hombres que para mujeres, 58% vs. 49%. Sin embargo, cuando se estima separadamente la transición desempleo-empleo de la transición desempleo-no participación se observan diferencias importantes entre hombres y mujeres. Además, los resultados muestran comportamientos opuestos de los hombres y las mujeres. Mientras que la probabilidad de pasar de estar desempleado a tener un empleo es mucho mayor para hombres que para mujeres (figura 2b), lo contrario es verdad para la probabilidad de abandonar el mercado laboral (figura 2c). Por ejemplo, la probabilidad de encontrar un empleo durante los dos primeros años de desempleo (undécimo periodo) es del 63 por ciento para hombres

en comparación con un mero 35 por ciento para mujeres, mientras que la probabilidad de abandonar el mercado laboral para la misma duración de desempleo es del 33 por ciento para los hombres y del 52 por ciento para las mujeres. Como es evidente que muchas de las variables explicativas incluidas en el análisis pueden tener efectos diferentes según el sexo, vamos a analizar hombres y mujeres separadamente.

Primero, consideramos el seguro del desempleo. En teoría, el seguro de desempleo tiene un efecto ambiguo en la duración del desempleo. Por un lado, el seguro de desempleo puede reducir la probabilidad de aceptar un empleo mediante un aumento del salario de reserva de los trabajadores desempleados. Por otra parte, dicha probabilidad puede aumentar porque el valor de estar empleado aumenta ante la posibilidad de una futura situación de desempleo si el derecho al seguro de desempleo así como el periodo de disfrute del seguro depende de la historia laboral (ver, por ejemplo, Mortensen, 1977; Usategui, 1993). Los resultados empíricos para muchos países muestran efectos desincentivadores significativos del seguro de desempleo en el empleo (Lancaster y Nickell, 1980; Meyer, 1990; Alba-Ramirez y Freeman, 1990; Hunt, 1991) así como efectos ambiguos o insignificantes (por ejemplo, Florens et al., 1990; Wurzel, 1988)². Estos estudios, sin embargo, sólo examinan las transiciones desempleo-no desempleo o desempleo-empleo.

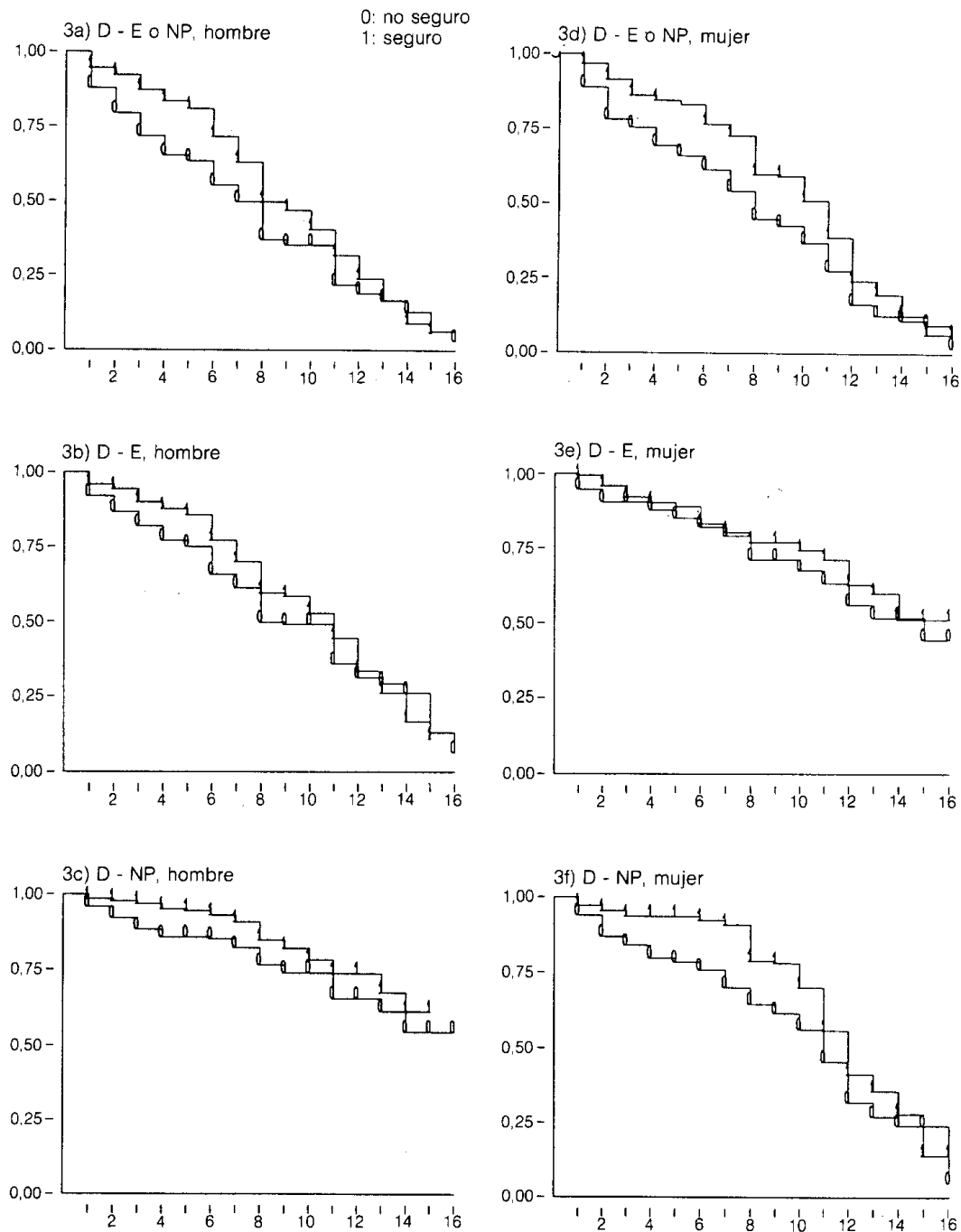
Como esperábamos, aquellos que tienen derecho al seguro de desempleo son más lentos en abandonar el

² Ver Atkinson y Micklewright (1991) o Devine y Kiefer (1991) para una extensiva recopilación de los efectos del seguro de desempleo sobre la duración del desempleo.

desempleo, tanto hombres como mujeres (ver Gráfico n.º 3, figuras 3a y 3d). Por ejemplo, la probabilidad de abandonar el desempleo al año es 0.52 para hombres y 0.40 para mujeres para los que tienen derecho al seguro y 0.65 para hombres

y 0.57 para mujeres sin derecho al seguro. Diferencias importantes entre hombres y mujeres aparecen cuando comparamos los efectos según el tipo de transición. Como se muestra

Gráfico n.º 3. Tasas de supervivencia según seguro de desempleo



en las figuras 3b-c y 3e-f, mientras los efectos del seguro del desempleo en la probabilidad de terminar el desempleo por haber encontrado empleo es relativamente mayor entre los hombres que entre las mujeres, sus efectos en la transición fuera del mercado de trabajo son mayores para las mujeres que para los hombres. El seguro de desempleo parece reducir la búsqueda de trabajo entre los hombres jóvenes mientras que retrasa la salida del mercado de trabajo entre las mujeres.

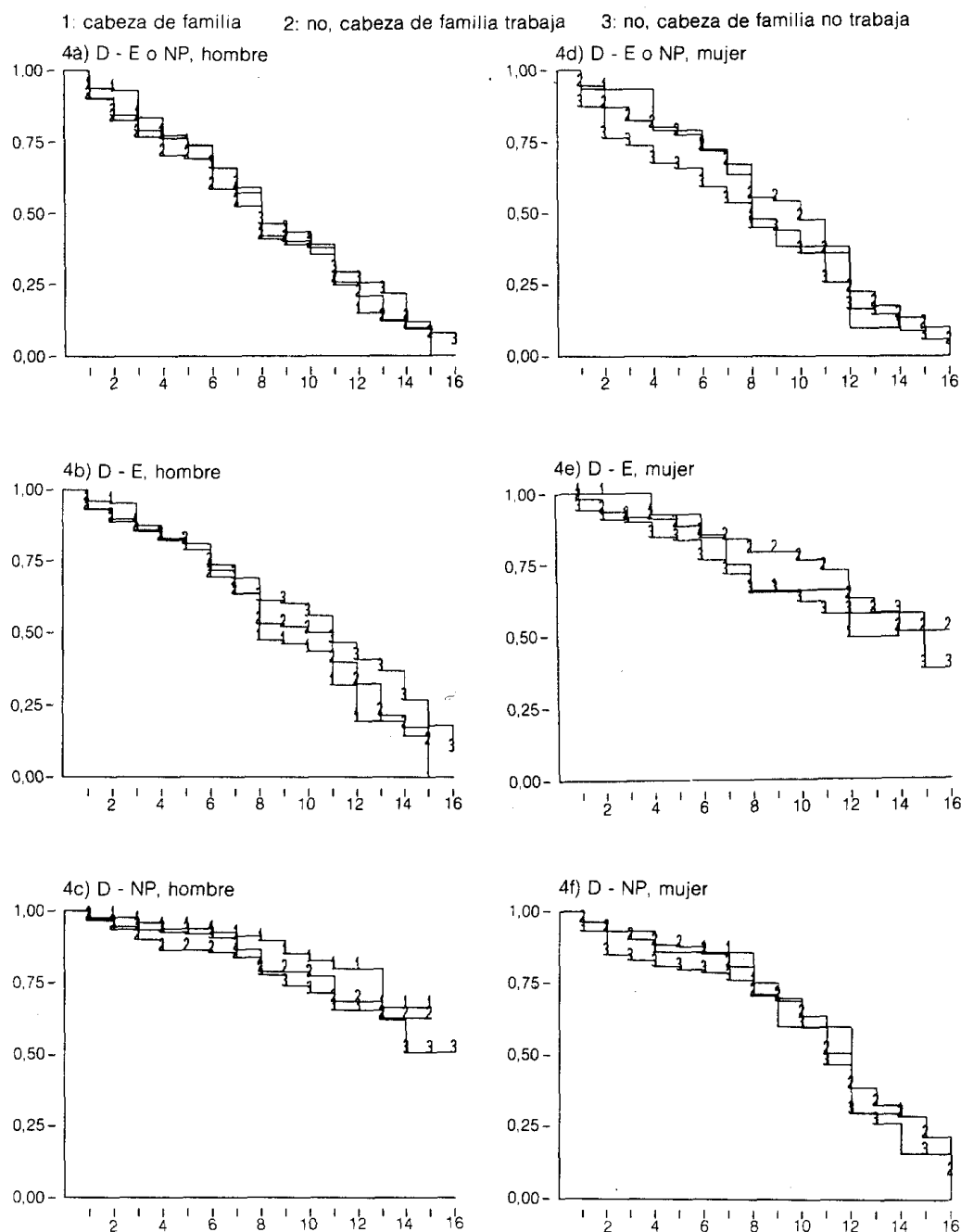
Segundo, consideramos si se es cabeza de familia y la situación laboral del cabeza de familia si no se es cabeza de familia. Ser cabeza de familia conlleva la responsabilidad de mantener a la familia, imponiendo mayor presión para buscar empleo y al mismo tiempo desalentando las salidas del mercado de trabajo. Para los que no son cabeza de familia, la situación laboral del cabeza de familia puede afectar su probabilidad de encontrar empleo y de abandonar el mercado de trabajo. En un modelo de oferta de trabajo familiar, en el que las decisiones se toman conjuntamente, otros miembros de la familia tienen una probabilidad menor de trabajar y mayor de no participar en el mercado laboral si el cabeza de familia está empleado. Por otro lado, el cabeza de familia que trabaja puede ayudar a otros miembros de la familia a encontrar trabajo mejor que el que no trabaja.

Comparamos tres categorías: 1) cabeza de familia, 2) no cabeza de familia con cabeza de familia que trabaja, 3) no cabeza de familia con cabeza de familia que no trabaja. Entre la muestra de mujeres hay muy pocas que son cabeza de familia (solo 15), y por lo tanto las estimaciones para esta categoría entre la muestra de mujeres no son significativas. De nuevo, las probabilidades de

abandonar el desempleo independientemente del tipo de transición (Gráfico n.º 4, figuras 4a y 4d) no muestran diferencias significativas debido a las diferencias compensatorias entre los dos tipos de transiciones, desempleo-empleo y desempleo-no participación. La figura 4b muestra que, para los hombres, la probabilidad de encontrar empleo es mucho mayor para los cabeza de familia y los no cabeza de familia con cabeza de familia trabajando que para los no cabeza de familia con cabeza de familia que no trabaja. Por otro lado, la figura 4e muestra que entre las mujeres jóvenes la probabilidad de empleo es mayor para las que tienen cabeza de familia que no trabaja que para las que tienen cabeza de familia trabajando. Esto sugiere que un hombre cabeza de familia está más presionado a encontrar trabajo que el que no lo es, y que hay influencias positivas en el mercado de trabajo de los padres empleados hacia sus hijos. También sugiere que para las mujeres la división del trabajo en la familia es un factor más importante que las conexiones familiares en la determinación de la duración del desempleo. La probabilidad de abandonar el mercado de trabajo (figuras 4c y 4f) es, en general, muy baja para los hombres y para las mujeres no muestra mucha variación según la situación del cabeza de familia.

Tercero, se considera el estado civil. Mientras no hay casi diferencias en la muestra de hombres en la probabilidad de encontrar empleo (Gráfico n.º 5, figura 5b), la probabilidad de abandonar el desempleo abandonando el mercado de trabajo (figura 5c) es algo más baja para los hombres casados que para los solteros. Por ejemplo, la probabilidad de abandonar el mercado de trabajo durante el primer año de desempleo es del 24 por ciento para un hombre soltero y solamente un 10 por

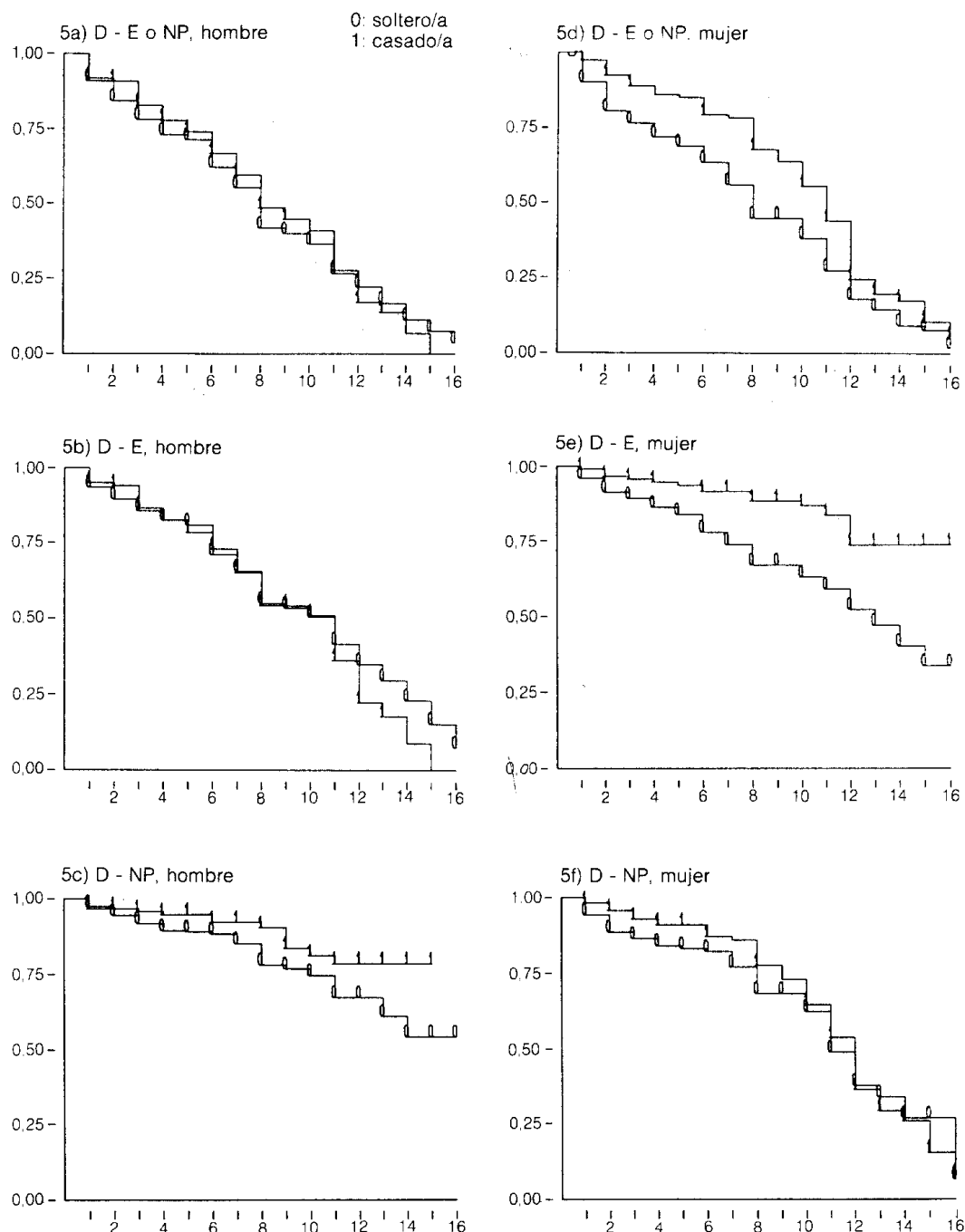
Gráfico n.º 4. Tasas de supervivencia según sea cabeza de familia o no



ciento para un hombre casado. Para las mujeres, se observa que las solteras son más rápidas encontrando empleo (figura 5e) que las mujeres casadas. Por ejemplo, la probabilidad de encontrar empleo en el

segundo año de desempleo es 0.44 para una mujer soltera y 0.18 para una casada. No se observan diferencias en la probabilidad de abandonar la fuerza laboral (figura 5f) entre mujeres solteras y casadas.

Gráfico n.º 5. Tasas de supervivencia según estado civil



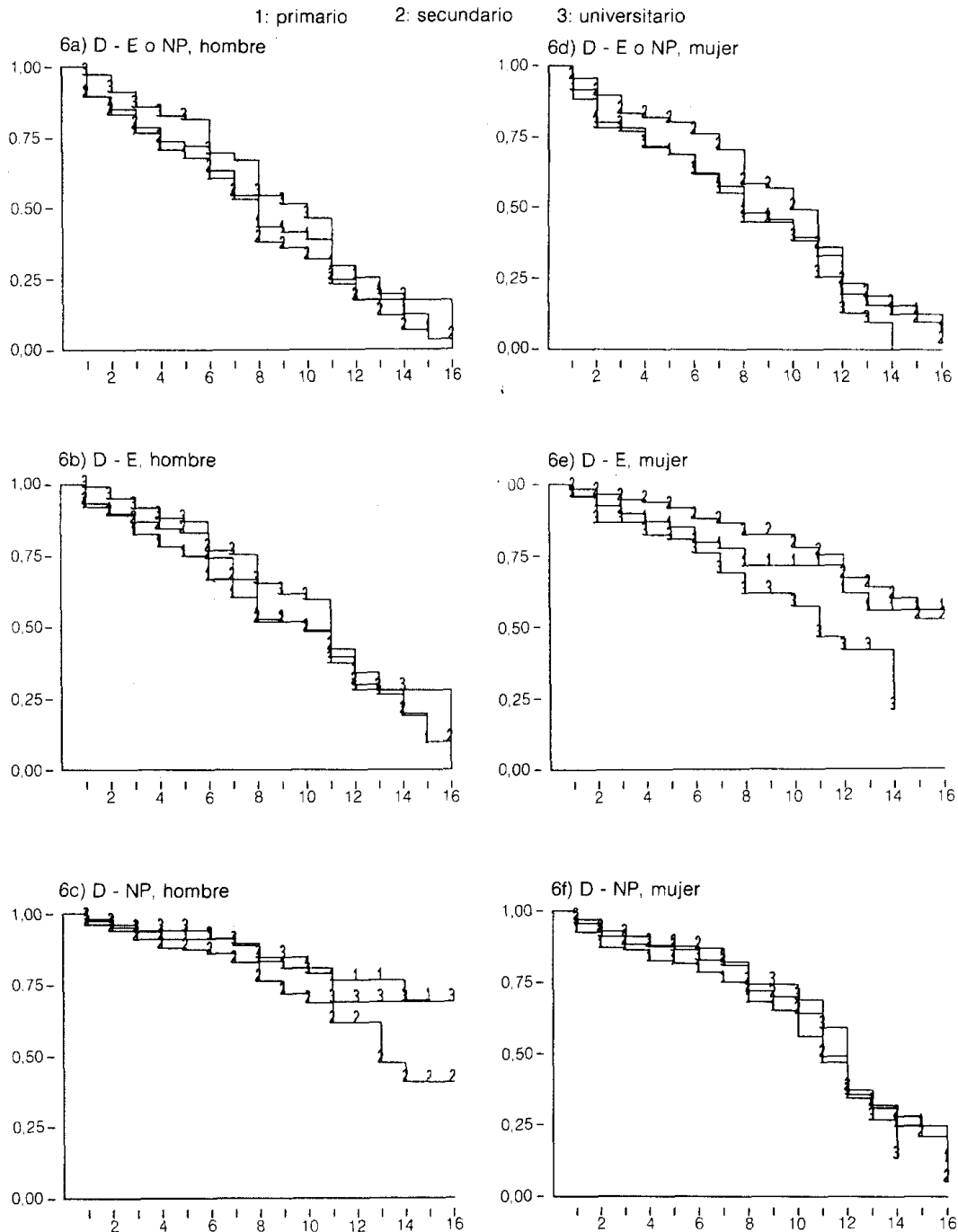
Cuarto, comparamos según el nivel de educación. La mayoría de los estudios realizados en varios países encuentran una fuerte relación negativa entre educación y duración del desempleo. Nuestros resultados muestran

una patrón algo diferente a estos resultados, probablemente debido a que nos centramos en los jóvenes menores de 25 años. De acuerdo con nuestros resultados los jóvenes con educación

universitaria sufren una probabilidad más baja de encontrar trabajo que los hombres con niveles de educación menor. Sin embargo, para el segundo año de desempleo las probabilidades son casi iguales para todos los niveles

educativos. Esto sugiere que los jóvenes con mayor nivel educativo son más selectivos a la hora de aceptar un empleo al principio de su periodo de desempleo que los jóvenes menos educados.

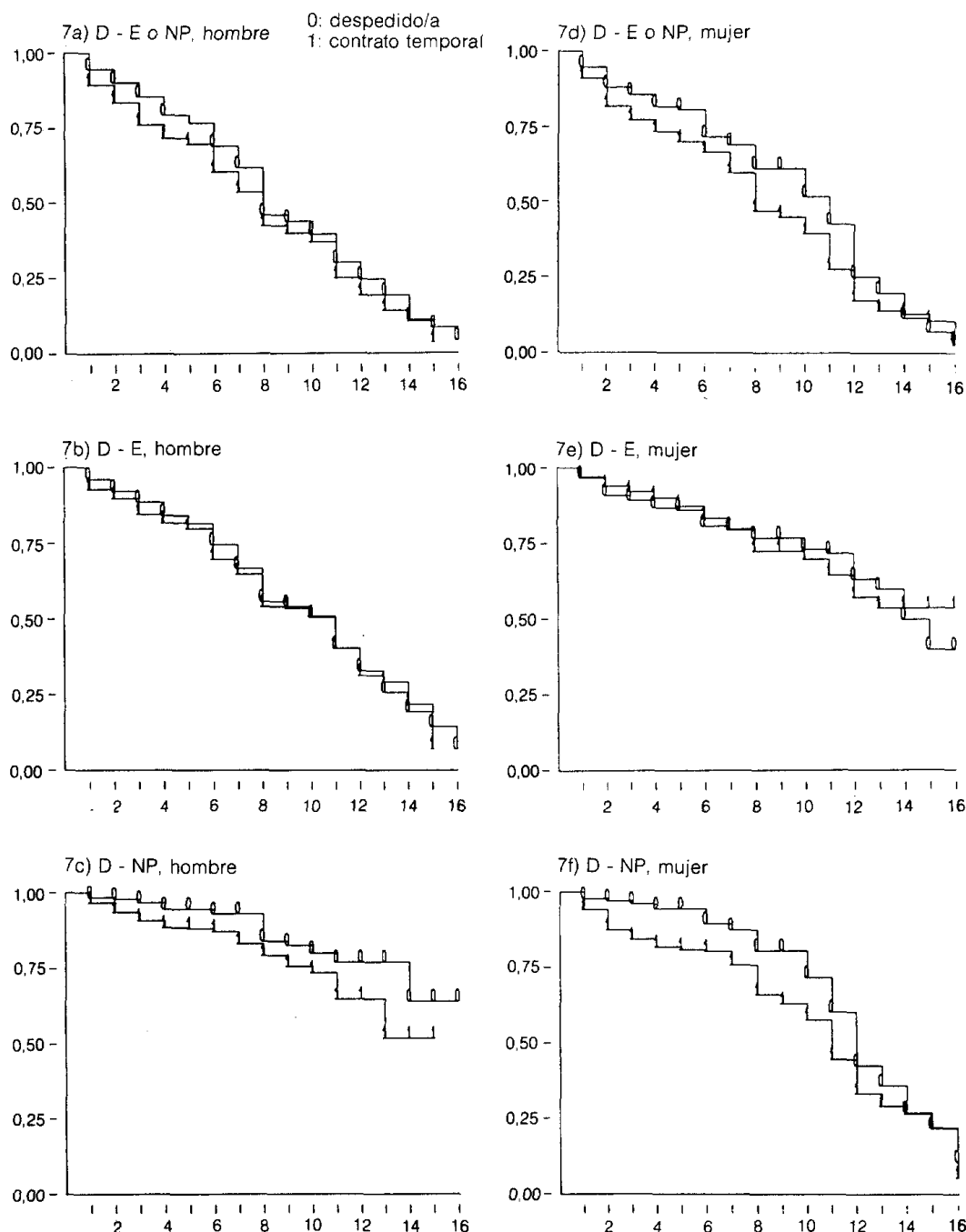
Gráfico n.º 6. Tasas de supervivencia según educación



Entre las mujeres jóvenes, el efecto de la educación en encontrar empleo muestra forma de U; mientras las jóvenes con estudios secundarios, bachiller o F.P., se muestran más lentas en encontrar

trabajo, aquellas con estudios universitarios son más rápidas que las que tienen niveles menores de educación. Por ejemplo, la probabilidad de encontrar empleo durante los dos

Gráfico n.º 7. Tasas de supervivencia según motivo



primeros años de desempleo es 0.57 si tienen estudios universitarios mientras es aproximadamente 0.30 si el nivel de estudios es menor. Entre las mujeres, la probabilidad de abandonar el mercado de trabajo no es significativamente diferente por grupos de educación.

Finalmente, la causa de estar desempleado es probable que esté relacionada tanto con la probabilidad de encontrar trabajo como con la de abandonar el mercado laboral. Los trabajadores que son despedidos es posible que lo sean por su baja productividad o por sus malos hábitos en el trabajo. Si la causa del desempleo es conocida para los futuros empleadores, despidos anteriores tendrán efectos negativos en la subsecuente probabilidad de encontrar empleo. Por otro lado, aquellos que tienen un contrato temporal de duración fijada conocen la fecha del fin del contrato y es posible que empiecen a buscar empleo antes. También es más probable que estos últimos trabajadores tengan diferentes planes para cuando se acabe el contrato, como por ejemplo cuidar a los hijos, y por lo tanto una tasa de abandono de la fuerza laboral más alta.

Las tasas de supervivencia de Kaplan y Meier muestran pequeñas diferencias en las probabilidades de abandonar el desempleo por encontrar un empleo en función de la causa de desempleo mientras que muestran grandes diferencias en la probabilidad de abandonar el mercado de trabajo. Para hombres, la probabilidad de abandonar el mercado de trabajo durante los dos primeros años de desempleo es 0.25 entre los que han sido despedidos en relación a un mucho mayor 0.39 para los que se les acabó el contrato laboral. Un comportamiento similar se observa para la mujeres: la probabilidad de abandonar el mercado de trabajo durante los

dos primeros años es 0.41 para las que fueron despedidas y 0.59 para las que finalizó su contrato laboral. Este resultado sugiere que, en la determinación de la duración del desempleo de un individuo son más importantes los planes futuros que el estigma asociado a esos que son despedidos.

4. ANÁLISIS MULTIVARIANTE DE LA DURACIÓN DEL DESEMPLEO

El método de Kaplan y Meier proporciona útiles estimaciones que nos pueden ayudar a identificar los factores que afectan a la duración del desempleo, pero no proporcionan estimaciones exactas debido a la falta de control de otras variables correlacionadas³. Para obtener mejores estimadores, estimamos un modelo de riesgo multivariante.

El análisis multivariante que aplicamos es el método elaborado por Prentice y Gloeckler (1978)⁴, que es una extensión del modelo de regresión de riesgo proporcional (proportional hazard regression model) elaborado por Cox (1972). Las principales ventajas del modelo ampliado son que proporciona estimadores computacionalmente factibles incluso cuando hay muchos valores repetidos (tied failure times), y que se estima también la tasa de riesgo del grupo de referencia (baseline hazard rate) para cada periodo de tiempo. Usando estas estimaciones y los coeficientes de las variables explicativas, podemos predecir la tasa de riesgo o de

³ Para controlar por las variables correladas usando el método de Kaplan y Meier, se necesita estimar el modelo separadamente para cada subgrupo formado teniendo en cuenta todas las variables relevantes. El tamaño de cada subgrupo se hace demasiado pequeño fácilmente para conseguir estimadores robustos.

⁴ Ver también Meyer (1986) para una detallada presentación de las aplicaciones de este método.

supervivencia dadas unas características. Dado que el tiempo se divide en intervalos de diferente longitud, la estimación no paramétrica del «baseline hazard» es particularmente atractiva porque evita el posible sesgo en los coeficientes estimados de los regresores si una forma funcional se impusiese sobre el baseline hazard.

La función de riesgo en el periodo t se supone que toma una forma de riesgo proporcional

$$h_i(t, z_i(t)) = h_0(t) \exp(z_i(t)' \beta) \quad [2]$$

donde $h_0(t)$ es el riesgo base desconocido para el periodo t , $z_i(t)$ es un vector de variables explicativas, que posiblemente varían en el tiempo, y β es el correspondiente vector de parámetros. Sea C_i el periodo final del análisis (normalmente el de la fuente de datos) y T_i el periodo cuando el individuo i abandona su situación de desempleado. El logaritmo de la función de verosimilitud para el individuo i es⁵

$$L_i = \delta_i \log \{1 - \exp[-\exp(m(k_i) + z_i(k_i)' \beta)]\} - \sum_{t=1}^{k_i-1} \exp[m(t) + z_i(t)' \beta] \quad [3]$$

donde $k_i = \min(T_i, C_i)$, $m(t) = \ln(h_0(t))$ ⁶, y el indicador de observación censurada, δ_i , es 1 si el individuo abandona su situación de desempleado antes de la fecha de la encuesta ($T_i < C_i$), y 0 en cualquier otro caso (es decir, observación censurada). El logaritmo de la función de verosimilitud muestral es simplemente la suma de (2) para todos los individuos de la muestra⁷.

⁵ Ver Prentice y Gloeckler (1978) para la derivación de la función de verosimilitud.

⁶ Esta transformación se usa por comodidad en la notación. Sin embargo, Prentice and Gloeckler (1978) sugieren que con ella se consigue más rápidamente la convergencia.

⁷ En este modelo no se tiene en cuenta la posible heterogeneidad no observada que puede sesgar las estimaciones. Sin embargo, estudios empíricos

Cualquier periodo de desempleo puede acabar encontrando un empleo o abandonando el mercado de trabajo. Para tener en cuenta ambas alternativas, estimamos un modelo de «competing risks» usando una fórmula similar a la de la ecuación [2]. La única diferencia es que en la estimación de la transición desempleo-empleo, todos los periodos de desempleo que terminan por abandono del mercado laboral se tratan como observaciones censuradas en el momento de la salida, y similarmente en la estimación de las salidas por abandono del mercado de trabajo, todos los periodos de desempleo que finalizan por encontrar trabajo se tratan como observaciones censuradas en el momento que finaliza el desempleo.

5. DETERMINANTES DE LA DURACIÓN DEL DESEMPLEO JUVENIL EN ESPAÑA

El Cuadro n.º 2 presenta los resultados de la estimación del modelo para la muestra de hombres y el Cuadro n.º 3 para la muestra de mujeres. Por comodidad al comentar los resultados, presentamos los efectos proporcionales de cada una de las variables explicativas en la tasa de riesgo, $e^{\beta}-1$. Se puede interpretar, si es positivo (negativo), como un aumento (disminución) de la tasa de riesgo asociado con la variable correspondiente.

5.1. Seguro de Desempleo

Los modelos de riesgo proporcional suponen que el efecto de cada variable

realizados sobre la duración del desempleo han demostrado que el sesgo no es significativamente distinto de cero si se estima no paramétricamente la tasa de riesgo del grupo de referencia para cada periodo de tiempo como se hace en este papel (ver Meyer, 1990; Han y Hausman, 1990).

Cuadro n.º 2. Efectos proporcionales (estadístico t sin signo) de las variables en el riesgo hombres

Variable	Transición 1 ¹	Transición 2 ²	Transición 3 ³
Seguro de desempleo (referencia: sin derecho)			
Con derecho	-0.34 (2.27)	-0.32(1.83)	-0.39(1.30)
Cabeza	0.27 (1.46)	0.43(1.98)	-0.17 (0.42)
Si no cabeza, cabeza trabaja	0.14(0.49)	0.20(1.15)	-0.02 (0.08)
N.º hijos dependientes	-0.16(1.28)	-0.26(1.73)	0.14 (0.63)
N.º otros trabajadores	-0.00 (0.05)	0.04 (0.45)	-0.13(0.81)
Estado civil (referencia: soltero)			
Casado	0.10(0.50)	0.16(0.70)	-0.19 (0.45)
Causa del desempleo (referencia: despedido)			
Fin de contrato	0.10 (0.85)	0.01 (0.08)	0.35 (1.47)
Educación (referencia: básica o menor)			
Bachiller o F.P.	0.09 (0.74)	-0.09 (0.63)	0.61 (2.59)
Universitaria	-0.15(0.94)	-0.24(1.33)	0.19(0.62)
Edad	-0.08 (3.14)	-0.04 (1.28)	-0.18 (4.01)
Antigüedad en el trabajo anterior	-0.03 (0.77)	-0.02 (0.57)	-0.06 (0.80)
Long. f. de verosimilitud media	-1.85986	-1.46796	-0.697101

¹ Transición 1: Transición desempleo-no desempleo. Cualquier abandono del desempleo.

² Transición 2: Transición desempleo-empleo.

³ Transición 3: Transición desempleo-no participar.

Cuadro n.º 3. Efectos proporcionales (estadístico t sin signo) de los regresores en el riesgo mujeres

Variable	Transición 1 ¹	Transición 2 ²	Transición 3 ³
Seguro de desempleo (referencia: sin derecho)			
Con derecho	-0.47 (2.49)	-0.43 (1.48)	-0.55 (2.14)
Cabeza	-0.06 (0.17)	0.01 (0.01)	-0.14(0.32)
Si no cabeza, cabeza trabaja	-0.40 (2.41)	-0.42 (1.65)	-0.40 (1.86)
N.º hijos dependientes	0.08 (0.64)	-0.38(1.28)	0.26(1.73)
N.º otros trabajadores	0.21 (2.11)	0.13 (0.86)	0.27 (2.12)
Estado civil (referencia: soltero)			
Casado	-0.05 (0.27)	-0.58(1.81)	0.27(1.18)
Causa del desempleo (referencia: despedido)			
Fin de contrato	0.27 (1.86)	-0.03 (0.13)	0.46 (2.43)
Educación (referencia: básica o menor)			
Bachiller o F.P.	-0.18(1.20)	-0.43 (1.76)	-0.06 (0.35)
Universitaria	0.38(2.17)	0.52 (1.99)	0.23 (0.92)
Edad	-0.14(4.46)	-0.05(1-10)	-0.21 (5.07)
Antigüedad en el trabajo anterior	0.08 (1.69)	-0.02(0.21)	0.13(2.17)
Long. f. de verosimilitud media	-1.89062	-0.97689	-1.26039

¹ Transición 1: Transición desempleo-no desempleo. Cualquier abandono del desempleo.

² Transición 2: Transición desempleo-empleo.

³ Transición 3: Transición desempleo-no participar.

que no cambia en el tiempo es proporcionalmente constante a lo largo de todos los periodos analizados. Sin embargo, el seguro de desempleo es probable que tenga efecto sólo durante los periodos en los que se recibe. Para superar la restricción de un efecto constante en el tiempo construimos una variable que cambia en el tiempo para medir el efecto del seguro de desempleo. Esta variable toma valor uno durante los periodos en los que el individuo tiene derecho al seguro y cero durante el resto de los periodos⁸. En este artículo, la duración del derecho al seguro se construye usando dos preguntas de la encuesta. La primera pregunta especifica si estaba afiliado a la seguridad social en el trabajo que tenía antes de estar desempleado. Para los que estaban afiliados, la segunda pregunta, antigüedad en el trabajo anterior, se utiliza para calcular la duración del derecho al seguro⁹.

Los resultados de estimar el modelo de un único riesgo (cualquier salida del desempleo) muestran que el seguro de desempleo tiene un importante efecto negativo en la probabilidad de abandonar el desempleo. Sin embargo, los resultados de estimar el modelo considerando ambas formas de acabar con la situación de desempleo (empleo y abandono del mercado de trabajo) indican que este gran efecto viene más por el lado de reducir la probabilidad de empleo que la de abandono de la fuerza laboral para hombres. Para mujeres, sin

embargo, el efecto negativo se debe más a frenar la no participación laboral que el empleo. El efecto desincentivador del seguro de desempleo sobre el empleo es de un 32 por ciento y significativo al 5 por ciento, pero el efecto sobre las salidas del mercado de trabajo no es significativo para hombres. Para mujeres, mientras que el seguro de desempleo no afecta a la probabilidad de encontrar empleo, reduce la probabilidad de abandonar la población activa en un 55 por ciento. Este gran efecto negativo en el ritmo de abandono del mercado laboral sugiere que muchas mujeres sin trabajo que deciden abandonar la población activa retrasan su salida hasta que se les acabe el seguro. Aunque la ley requiere que una persona desempleada esté buscando activamente empleo para tener derecho al seguro, es muy difícil de controlar. Un control más estricto incrementaría la probabilidad de abandono de la población activa al principio del periodo de desempleo entre aquellos que cobran el seguro¹⁰.

5.2. Características Familiares

Para los trabajadores desempleados, la situación familiar es muy probable que afecte a su esfuerzo por buscar trabajo y a su decisión de abandonar la población activa. Las variables que incluimos son: si se es o no cabeza de familia, situación laboral del cabeza de familia, número de hijos dependientes, número de otros miembros familiares que trabajan, y estado civil.

Para los jóvenes, el ser cabeza de familia aumenta su probabilidad de encontrar un empleo en un 43 por ciento

⁸ La variable más usada para el seguro de desempleo es el ratio de reemplazamiento, el cociente entre el seguro y los Ingresos anteriores. Nosotros no podemos usar esta variable por la falta de datos sobre la cantidad que recibe de seguro y los ingresos anteriores.

⁹ Hasta 1984 el sistema español prescribía 3 meses de derecho al seguro por cada seis meses de empleo, con un máximo de 18 meses. El sistema se modifica en 1984 ampliando el periodo máximo con derecho al seguro a 24 meses. Como la ECVT se hace en 1985, este cambio afecta a pocos individuos.

¹⁰ Hunt (1991) llega a resultados similares a los nuestros con datos de Alemania para un grupo de edad más amplio. Ella encuentra que el efecto desincentivador del seguro de desempleo es principalmente sobre la probabilidad de encontrar trabajo para los hombres mientras que para las mujeres es sobre la probabilidad de abandonar la población activa.

pero no tiene efecto en la probabilidad de no participar. Sin embargo, hay que ser cuidadosos al interpretar estos resultados porque puede haber una relación causal en la dirección opuesta; la posición de cabeza de familia es más probable que sea tomada por una persona con trabajo. Para los que no son cabeza de familia se incluye la situación laboral del cabeza de familia. Los resultados muestran que esta variable no es significativa para la muestra de hombres. Sin embargo, una mujer con el cabeza de familia trabajando es aproximadamente un 40 por ciento más lenta en encontrar trabajo, y también aproximadamente un 40 por ciento más lenta en abandonar la población activa que una mujer con cabeza de familia sin trabajo.

Hijos dependientes y la existencia de otros miembros de la familia con trabajo pueden también afectar la duración del desempleo de un individuo. Mientras que no encontramos efectos significativos para los hombres, tener otros miembros de la familia con trabajo aumenta la probabilidad de que una mujer desempleada deje la población activa en un 27 por ciento. No se observan efectos significativos en la probabilidad de encontrar un empleo. Por otro lado, los hijos dependientes aumentan la probabilidad de abandonar la población activa para las mujeres y disminuyen la probabilidad de encontrar empleo para hombres.

Esperamos que el estado civil afecte a la duración del desempleo, y que tenga un efecto opuesto para hombres que para mujeres. Los resultados, sin embargo, no muestran diferencias significativas entre hombres casados y solteros. Las mujeres casadas tienen una probabilidad 58 por ciento menor de encontrar empleo que las mujeres solteras.

5.3. Otros Factores

La causa del desempleo no afecta a la probabilidad de encontrar empleo ni para hombres ni para mujeres. Por otro lado, la tasa de salidas del desempleo para no participar en la población activa es 46 por ciento más alta para las mujeres que finalizan su contrato laboral que para las que son despedidas. No observamos un efecto significativo de esta variable en la duración de desempleo para la muestra de hombres.

Los efectos de la variables educación son consistentes con los obtenidos en el análisis univariante anterior. Para la muestra de hombres, la variable educación no muestra ningún efecto en la probabilidad de empleo. Por otro lado, las mujeres con educación universitaria tienen una probabilidad de empleo mayor en un 52 por ciento a la probabilidad de empleo de las mujeres con educación básica o menor, mientras que las mujeres con educación secundaria tienen una probabilidad 43 por ciento menor. La educación no tiene ningún efecto en la probabilidad de abandonar la población activa para las mujeres. Sin embargo, los hombres con estudios secundarios tiene una probabilidad mayor, en un 61 por ciento, de abandonar el mercado laboral que los hombres con educación básica o menor.

También se incluyen como regresores la edad y la antigüedad en el empleo anterior. Tanto para hombres como para mujeres, la tasa de abandono de la población activa decrece con la edad. La edad no tiene ningún efecto significativo en la probabilidad de encontrar empleo. Un año adicional de antigüedad aumenta en un 13 por ciento la tasa de abandono del mercado de trabajo para mujeres, pero no tiene ningún efecto para los hombres.

6. CONCLUSIONES

Analizamos la duración del desempleo juvenil utilizando modelos de riesgo. Los efectos de las variables incluidas tienen efectos significativamente diferentes y en muchos casos opuestos entre las dos alternativas de finalizar un periodo de desempleo, mediante un empleo y abandonando la población activa. También se muestra que muchas variables tienen efectos diferentes según el sexo.

Los resultados muestran que el seguro de desempleo tiene un importante efecto negativo en la probabilidad de terminar el periodo de desempleo. Sin embargo, los efectos difieren entre hombres y mujeres: es principalmente a través de disminuir la probabilidad de encontrar un empleo más que la probabilidad de dejar de participar para hombres mientras que para las mujeres sucede lo contrario. El gran efecto desincentivador, para las mujeres, en la probabilidad de abandonar la población activa sugiere que muchas

mujeres jóvenes desempleadas que deciden no participar retrasan su actuación hasta que agotan su derecho al seguro.

La situación familiar es importante para determinar la duración del desempleo de un individuo. Los hombres que son cabeza de familia son más rápidos en encontrar empleo que los que no lo son, mientras que las mujeres solteras son más rápidas en encontrar empleo que las casadas. La educación universitaria aumenta la probabilidad de encontrar empleo de forma sustancial para las mujeres, pero la variable educación no afecta de forma significativa a la probabilidad de encontrar empleo para los hombres. Tanto para hombres como para mujeres, aquellos que están desempleados por finalizar su contrato laboral son más rápidos en abandonar la población activa que los que son despedidos. En general, parece que los periodos de desempleo largos se dan entre aquellos que tienen derecho al seguro de desempleo, hombres que no son cabeza de familia y mujeres casadas.

BIBLIOGRAFÍA

- AHN N. y UGIDOS A. (1995): «Duration of unemployment in Spain: Relative effects of unemployment benefit and family characteristics», Próxima aparición en *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.
- ALBA-RAMÍREZ, A. y FREEMAN, R. (1990): «Jobfinding and wages when longrun unemployment is really long: The case of Spain», NBER Working Paper #3409.
- ANDRÉS, J., GARCÍA, J. y JIMÉNEZ, S. (1989): «La incidencia y la duración del desempleo masculino en España», *Moneda y Crédito*, Vol. 189, pp. 75-124.
- ATKINSON, A.B. y MICKLEWRIGHT, J. (1991): «Unemployment Compensation and Labor Market Transitions: A Critical Review», *Journal of Economic Literature*, Vol. 29, pp. 1679-1727.
- COX, D.R. (1972): «Regression models and life-tables», *Journal of the Royal Statistical Association*, Vol. B34, pp. 187-220.
- DEVINE, T.J. y KIEFER, N.M. (1991): *Empirical Labor Economics: The Search Approach*. Oxford University Press, New York.
- FLORENS, J.P. et al. (1990): «The duration of current and complete unemployment spells between 1984 and 1986 in France: Modelling and empirical evidence», en Florens, J.P. et al. (eds.), *Microeconometrics: Surveys and applications*, Basil Blackwell, Oxford.
- HUNT, J. (1991): «The effect of unemployment compensation on unemployment duration in Germany», mimeo, Harvard University.
- KAPLAN, E. y MEIER, P. (1958): «Nonparametric estimation from incomplete observations» *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 53, pp. 457-81.
- LANCASTER, T. y NICKELL, S. (1980): «The analysis of reemployment probabilities for unemployed», *Journal of Royal Statistical Society*, Vol. 143, Part 2, pp. 141-52.
- MEYER, B.D. (1986): Semiparametric estimation of hazard models. Mimeo, MIT.
- MEYER, B.D. (1990): «Unemployment Insurance and Unemployment Spells», *Econometrica*, Vol. 58, pp. 757-83.
- PRENTICE, R. y GLOECKLER, L. (1978): «Regression analysis of grouped survival data with application to breast cancer data», *Biometrics*, Vol. 34, pp. 57-67.
- USATEGUI, J.M. (1993): «Finite duration of unemployment insurance, reservation wages and participation in the Job market», *Journal of Public Economics*, Vol. 50, pp. 407-27.
- WURZEL, E. (1988): «Unemployment Duration in West Germany - An analysis of grouped data», University of Bonn, Institut für Stabilisierungs and Strukturpolitik, Working Paper, 88/2.