

## **MOVILIDAD EN EL MERCADO DE TRABAJO EN ESPAÑA: UN ANALISIS ECONOMETRICO DE DURACION CON RIESGOS EN COMPETENCIA\***

Francisco J. GIL

*Instituto de Estudios Superiores de la Empresa*

María Jesús MARTIN

*Ministerio de Obras Públicas, Transportes y Medio Ambiente*

Angel SERRAT

*Massachusetts Institute of Technology*

*En este trabajo se analiza la naturaleza de la duración del desempleo masculino y femenino en España. El procedimiento econométrico utilizado permite que un desempleado finalice su permanencia en el desempleo mediante un empleo por cuenta ajena o mediante el inicio de una actividad empresarial propia. En el trabajo se muestra que el modelo de «riesgos en competencia» aporta información relevante sobre el impacto de las características individuales en la movilidad en el mercado de trabajo, las cuales no se ponen de manifiesto en el análisis econométrico de duración de procesos económicos con una única salida.*

### **1. Introducción**

En este trabajo se pretende evaluar los factores que afectan al tiempo que un individuo en paro permanece desempleado antes de volver a la actividad laboral o retirarse de la población activa, distinguiendo si será empleado por cuenta ajena o iniciará una actividad empresarial por su cuenta. La determinación de dichos factores tiene importancia para el diseño de esquemas de subsidios, para la formulación de políticas de empleo, así como para la frecuencia de entrada en el desempleo, que no será analizada aquí.

Los modelos de búsqueda de empleo que han motivado gran parte de las aplicaciones empíricas se han centrado en el comportamiento de los individuos que son empleados en el mercado de trabajo por otros agentes<sup>1</sup>. La posibilidad de que un individuo inicie una actividad por cuenta propia,

\* Agradecemos los comentarios de J. A. Cañada, de un evaluador anónimo y del director de la revista, Rafael Repullo. Una primera versión de este trabajo fue presentada en las V Jornadas de ASEPELT-España (Gran Canaria, junio de 1991).

<sup>1</sup> Entre otros autores, Lippman y McCall (1976), Mortensen (1977, 1984), Jovanovic (1979) y Andrés, García y Jiménez (1989).

con o sin proceso de búsqueda previo, no está contemplada explícitamente en estos modelos, aunque merece investigarse, tanto por la relevancia del análisis del comportamiento racional del individuo en el mercado de trabajo como por la importancia empírica del mismo. De hecho, según los datos de la Encuesta de Condiciones de Vida y Trabajo en España (ECVT), se detecta en el último trimestre de 1985 que un 22,9% de la población trabajadora lo era de una actividad por cuenta propia, agregando a los empleadores con asalariados (3,7%), a los autónomos regulares (15,8%) y a los autónomos ocasionales o accidentales (3,4%)<sup>2</sup>.

En el análisis econométrico en el que la variable independiente está constituida por datos de duración, los modelos de «riesgo simple» (*single risk*) en su aplicación al análisis del mercado de trabajo, contemplan un único estado de origen (el de desempleo) y un único estado de salida (cualquier forma de empleo). Las estimaciones obtenidas con estos modelos son difíciles de analizar al no permitir especificar separadamente el impacto de una determinada variable en la duración del desempleo, a través de su efecto sobre: *a*) la probabilidad de recibir y aceptar una oferta de trabajo y *b*) la probabilidad de emprender una actividad empresarial propia. Debido a la importancia que se viene concediendo al empleo por cuenta propia, como fuente potencial de empleo y mecanismo de estimular la iniciativa empresarial (véase OCDE 1992), parece interesante considerar separadamente esta forma de empleo al analizar el impacto de ciertas variables individuales y colectivas en la duración esperada del desempleo de un individuo.

En este trabajo se especifica un modelo de «riesgos en competencia» o análisis de la duración de procesos con varias salidas (*competing risks*). Estos modelos permiten separar tantas posibilidades de abandonar el desempleo como salidas o riesgos distintos se contemplen en el modelo, distinguiendo entre las variables que inciden en la probabilidad de encontrar empleo por cuenta ajena (ECA) y aquellas que inciden más en la probabilidad de que un individuo parado cese su proceso de búsqueda de empleo e inicie una actividad por cuenta propia (ECP).

En primer lugar, se introduce el modelo de «riesgos en competencia» como alternativa al de una única salida. Posteriormente, se describe la fuente y las características de los datos utilizados. Por último, se exponen los resultados más importantes y las conclusiones del trabajo.

## 2. Especificación econométrica

El análisis de duración consiste básicamente en parametrizar una función que relacione el tiempo que un individuo permanece en desempleo con un conjunto de variables relevantes (edad, educación, sector económico, etc.). No obstante, en

<sup>2</sup> Consúltense Muro *et al.* (1988). Obsérvese que la población trabajadora considerada se incrementa hasta 12.882 (mil) personas, resultado de añadir al colectivo de la ECVT-85 las 621 (mil) personas de trabajadores accidentales leves y no clasificables.

vez de modelizar dicha duración parametrizando su función de distribución condicional, resulta más interesante, desde el punto de vista de la interpretación económica, modelizar la denominada función de azar condicional. En el caso en que sólo existe una posibilidad de abandonar el desempleo (por ejemplo, mediante una oferta de trabajo por cuenta ajena), dicha función se expresa como:

$$h(t|x) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P[t < T < t + \Delta t | T > t, X]}{\Delta t}$$

Es decir,  $h(t|X)$  representa la probabilidad de que un individuo con un vector de características  $X$  que ha permanecido en paro hasta  $t > 0$  encuentre trabajo en el instante siguiente, «por unidad de tiempo».  $h(\cdot)$  se denomina función de azar. El trabajo econométrico consiste en estimar  $h(\cdot)$  de forma paramétrica, semiparamétrica o no paramétrica. Este es el método tradicional de análisis de duración. En el presente trabajo se permite que un individuo finalice su proceso de búsqueda de empleo por medio de dos salidas distintas: que encuentre trabajo o que empiece una actividad empresarial por su cuenta. Para ello se modifica el modelo básico de la forma siguiente.

Considerese el estado  $e(o) = j \in \Omega$  de un individuo en  $t = 0$ , donde  $\Omega$  es el conjunto de estados posibles. En el presente trabajo, se supone que existen tres estados: que el individuo se encuentre en paro, que el individuo se encuentre empleado por cuenta propia (ECP) y que el individuo se encuentre empleado por cuenta ajena (ECA). Dicho individuo estará caracterizado por un vector de variables exógenas  $X$ , que se considerará fijo en el tiempo. Sea  $T_j$  una variable aleatoria que representa la duración de un individuo en paro en  $t = 0$  antes de su paso al estado  $j$ . El número de estados o transiciones posibles desde el estado de paro son dos: paso al estado de empleo por cuenta ajena (ECA) y paso al estado de empleo por cuenta propia (ECP). Al igual que en el párrafo anterior, se denomina azar condicional a la probabilidad de abandonar el estado de paro de un individuo en el intervalo temporal  $(t, t + \Delta t)$  por unidad de tiempo, en el límite cuando  $\Delta t$  tiende a cero, dado un vector de variables exógenas  $X$  y un vector de parámetros  $\theta$ , y condicional a que el individuo haya estado en paro hasta  $t > 0$ . El azar condicional puede expresarse como:

$$h(t|x, \theta) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P[t < T < t + \Delta t | T > t, X, \theta]}{\Delta t}$$

donde  $T = \min. \{T_{ECA}, T_{ECP}\}$ . Se supondrá que  $T_{ECA}$ ,  $T_{ECP}$  son variables aleatorias independientes<sup>3</sup>.

<sup>3</sup> Este supuesto no se introduce para soslayar el problema de la no-identificabilidad (resuelto en Heckman-Honoré, 1989), sino para evitar formas paramétricas muy restrictivas *a priori*, potencialmente contrastables frente a la hipótesis nula de independencia. Los contrastes de independencia entre riesgos latentes son muy sensibles a la hipótesis alternativa que se especifique (forma de la dependencia). Han y Hausman (1990) no rechazan el supuesto de independencia entre riesgos latentes, para una especificación concreta de la dependencia, en un modelo de búsqueda de empleo distinto al presentado aquí.

La función de azar condicional a una transición a un estado particular  $j = \text{ECA, ECP}$  puede expresarse como:

$$h(t, j | x, \theta) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P[t < T < t + \Delta t, e(T) = j | T > t, X, \theta]}{\Delta t} \quad [1]$$

Al ser los fenómenos de tránsito desde el paro a  $j = \text{ECA, ECP}$  sucesos disjuntos, se tiene:

$$h(t | X, \theta) = h(t, \text{ECA} | X, \theta) + h(t, \text{ECP} | X, \theta) \quad [2]$$

Esta función de azar constituye una generalización de la función de azar del modelo tradicional de «riesgo simple» (modelo en el que sólo existe una posible transición). Si el número de estados es mayor que dos, se obtendrá un modelo de «riesgos en competencia».

En el caso de un modelo con una sola salida o de riesgo simple, se define la función de distribución de la duración del individuo en desempleo  $F(t)$  de la forma usual, esto es,  $F(t) = P(T < t)$ , donde  $P(\cdot)$  es la probabilidad incondicional. La función de azar se interpreta, entonces, como la probabilidad de que el individuo que ha llegado a una cierta duración en el desempleo abandone el mismo en el instante siguiente, por unidad de tiempo. Esto es,

$$h(t) = \frac{f(t)}{(1 - F(t))} \quad [3]$$

siendo  $f(t)$  la función de densidad de la duración en el paro y  $F(t)$  su función de distribución. Integrando la expresión anterior, se obtiene:

$$S(t) = 1 - F(t) = \exp \left\{ - \int_0^t h(u) du \right\} \quad [4]$$

dónde se define la función de supervivencia  $S(t)$  como la probabilidad de que la duración en el proceso de paro sea mayor o igual que  $t$ .

De forma análoga, en el modelo de riesgos en competencia la función de supervivencia será:

$$P(T > t | X, \theta) = \exp \left\{ - \int_0^t h(u | X, \theta) du \right\} \quad [5]$$

donde, recuérdese,  $T = \min. \{T_{\text{ECA}}, T_{\text{ECP}}\}$ . Su correspondiente función de densidad será:

$$f(t | X, \theta) = h(t | X, \theta) P(T > t | X, \theta) \quad [6]$$

La función de densidad para el suceso conjunto de transición desde el paro a cualquier estado  $j = \text{ECP, ECA}$  será:

$$f(t, j | X, \theta) = h(t, j | X, \theta) P(T > t | X, \theta) \quad [7]$$

Debido a que las transiciones a uno u otro estado constituyen sucesos disjuntos, se tiene:

$$f(t|X, \theta) = f(t, ECP|X, \theta) + f(t, ECA|X, \theta)$$

Se denominará «proceso de búsqueda» a la permanencia de un individuo en el paro antes de su transición al estado  $j$  (por ejemplo, empleo por cuenta ajena). Se denominará «observación» a un proceso de búsqueda en una muestra, que puede ser completo o incompleto, según dicho proceso haya finalizado en la fecha en la que se obtiene la muestra. De esta forma, en el historial de un individuo de la muestra se podrán observar distintos procesos de búsqueda, uno de los cuales puede ser incompleto.

Si se estiman los parámetros  $\theta$  de la función de azar para los procesos de transición del desempleo a otro estado  $j = ECA, ECP$ , en una muestra con procesos de búsqueda finalizados y no finalizados, la contribución a la función de verosimilitud de una observación censurada (un proceso de búsqueda incompleto) vendrá dada por la ecuación [5], mientras que la contribución de una observación no censurada (proceso de búsqueda completo) será la expresada en la ecuación [7].

Seguidamente se especificará una forma funcional para la función de azar  $h(\cdot)$ , respecto a las variables exógenas individuales  $X$ . La parametrización proporcional del modelo<sup>4</sup> supone que la función de azar es separable de la siguiente forma:

$$h(t, j|X, \theta) = h_0(t, j|\theta) \phi(X, \theta) \quad [8]$$

siendo  $h_0$  la función de azar «básica» y  $\phi$  una función de las variables individuales  $X$ , también denominadas «de heterogeneidad», que, en la muestra, acompañan cada observación asociada a un proceso de búsqueda.

Los datos utilizados (ECVT) suministran información de un único proceso de paro para cada individuo de forma censurada o no censurada, si tiene por final un empleo por cuenta ajena o por cuenta propia. Los individuos están caracterizados por un vector de variables personales, fijas en el tiempo.

Se supondrá, por el momento, que la duración en el proceso de paro sigue una distribución Weibull<sup>5</sup>. Además se especificará  $\phi$  de forma exponencial, lo cual

<sup>4</sup> En esta parametrización los regresores intervendrán reescalando la probabilidad condicional de abandonar el desempleo y no la propia duración, como en el denominado «modelo acelerado» (ver Kiefer, 1988).

<sup>5</sup> Una línea reciente de investigación considera la estimación no-paramétrica de la función de azar básica, junto con una forma funcional específica para la función de heterogeneidad (Han y Hausman, 1990). En nuestro caso, la estimación no-paramétrica de la función de azar básica produjo resultados congruentes con la distribución Weibull (véase la Sección 4.2.).

es usual en la literatura<sup>6</sup>. Dicha formulación implica que el ratio de probabilidades condicionales de abandonar el desempleo y encontrar empleo por cuenta ajena, para dos individuos con la misma duración en el desempleo es constante, sea cual sea dicha duración. Lo mismo sucede cuando se trata de emprender una actividad por cuenta propia, aunque no es cierto para la probabilidad condicional global de abandonar el desempleo (sea cual sea su salida).

Con la parametrización anterior, y teniendo en cuenta [2] y [4], las funciones de azar [8] y supervivencia  $S(t)$  para un individuo  $i$  de la muestra, con un vector de características fijo  $X_i$  resultan:

$$h(t, j | X_i, \theta) = \alpha_j t^{\alpha_j - 1} \exp [X_i' \beta_j]; \quad j = \text{ECA, ECP} \quad [9]$$

$$S(t, X_i, \theta) = \exp[-\exp(X_i' \beta_{\text{ECA}}) t^{\alpha_{\text{ECA}}} - \exp(X_i' \beta_{\text{ECP}}) t^{\alpha_{\text{ECP}}}] \quad [10]$$

La contribución a la función de verosimilitud del individuo  $i$  con duración observada  $t_i$  será, según esté o no censurada (sustituyendo [9] y [10] en [5] y [7]):

$$L_i^{\text{nocens}} = h(t, j | X_i, \theta) S(t_i, X_i, \theta); \quad j = \text{ECA, ECP}$$

$$L_i^{\text{cens}} = S(t_i, X_i, \theta)$$

con lo cual podemos escribir el logaritmo de la función de verosimilitud:

$$\begin{aligned} \ln L = & K_{\text{ECA}} \ln \alpha_{\text{ECA}} + \sum_{i=1}^{K_{\text{ECA}}} [(\alpha_{\text{ECA}} - 1) \ln t_i + X_i' \beta_{\text{ECA}}] - \sum_{i=1}^{K_{\text{ECA}} + K_{\text{ECP}} + C} \exp(X_i' \beta_{\text{ECA}}) t_i^{\alpha_{\text{ECA}}} \\ & + K_{\text{ECP}} \ln \alpha_{\text{ECP}} + \sum_{i=K_{\text{ECA}}+1}^{K_{\text{ECP}}} [(\alpha_{\text{ECP}} - 1) \ln t_i + X_i' \beta_{\text{ECP}}] - \sum_{i=1}^{K_{\text{ECA}} + K_{\text{ECP}} + C} \exp(X_i' \beta_{\text{ECP}}) t_i^{\alpha_{\text{ECP}}} \end{aligned} \quad [11]$$

donde la muestra ha sido ordenada en  $K_{\text{ECA}}$  observaciones de desempleo con tránsito a empleo por cuenta ajena (ECA),  $K_{\text{ECP}}$  con tránsito por cuenta propia (ECP) y  $C$  observaciones censuradas (individuos encuestados en paro).

### 3. Datos

Para llevar a cabo las estimaciones es necesario tener información sobre el historial de los individuos en el mercado de trabajo. Las muestras han sido obtenidas de la Encuesta de Condiciones de Vida y Trabajo en España, efectuada en el

<sup>6</sup> La forma exponencial es bastante común en la literatura, y junto con dicha forma, la especificación proporcional implica que los parámetros del modelo coinciden con la semielasticidad del ratio de funciones de azar, evaluadas en el conjunto de variables exógenas. Sin embargo, los resultados de Han y Hausman (1990) indican que la aproximación semiparamétrica en los modelos de riesgos en competencia es más robusta, en cuanto a los errores de especificación en la función de heterogeneidad, que la especificación paramétrica.

cuarto trimestre de 1985 por el Ministerio de Economía y Hacienda. Dicha muestra recoge información sobre las transiciones efectuadas y los tiempos de permanencia en los distintos estados posibles del modelo de riesgos en competencia con tres estados, para más de 60.000 individuos encuestados. El análisis propuesto en este trabajo se ha efectuado para una submuestra aleatoria de 10.000 individuos.

La estructura de la encuesta revela la presencia de tres módulos claramente diferenciados. El primero de ellos, permite discernir si una persona en la muestra está ocupada, en el paro, o no participa en el mercado de trabajo. Para los primeros, se investiga sobre la modalidad, duración y otros factores del empleo actual. En el segundo módulo, se analiza la movilidad en el empleo, respondiendo tanto las personas que están empleadas como las que en el momento de realizarse la encuesta se encontraban en situación de paro. Ello permite obtener medidas censuradas y no censuradas para las duraciones de desempleo y empleo anterior, contemplándose, asimismo, la posibilidad de movilidad de un empleo a otro distinto sin paso por el paro. No obstante, en el presente trabajo no se ha distinguido, dentro de los empleados por cuenta ajena, entre aquellos que regresan a su anterior puesto de trabajo (*recall*) y aquellos que lo hacen a uno nuevo tras abandonar el desempleo. Por último, en el tercer módulo se formulan preguntas de carácter general sobre las características particulares de cada individuo.

La ECVT clasifica como ocupados a los que trabajaron en la última semana previa a ser encuestados, a aquellos que teniendo empleo continuado no trabajaron por motivos accidentales o circunstanciales (baja por enfermedad, vacaciones, etc.) y a los que trabajaron ocasionalmente en una actividad, al menos un tercio de la jornada normal de trabajo durante los tres últimos meses. En esta categoría están incluidas las ayudas familiares, siempre que reúnan las condiciones citadas.

Aquellos que no trabajaron o no contestaron la pregunta se definen como parados, inactivos, no clasificados y ocupados marginales. Dentro de este segundo grupo, se incluyen como parados si buscaron trabajo en los últimos siete días antes de contestar la encuesta y no realizaron trabajos ocasionales durante más de treinta días en los últimos tres meses, siempre que hubieran buscado activamente un empleo en la semana de referencia. Los ocupados marginales y ocupados no clasificables que declaran estar disponibles y buscando empleo se añaden como parados, mientras que los que no dieron esta respuesta se introducen como ocupados marginales.

La población no incluida en las categorías anteriores, sin ninguna relación con el mercado laboral, según se deduce de sus respuestas en la encuesta, constituye la población inactiva<sup>7</sup>.

<sup>7</sup> Hay una categoría de entrevistados no autoclassificados ni como parados, ni como inactivos, y no tienen empleo continuado, no realizan ningún empleo ocasional –ni en la semana de referencia, ni en los últimos tres meses– y no buscan empleo. Representan a un grupo poco numeroso en situaciones cercanas a la inactividad, que a falta de información se denomina población no clasificada. Para un mayor detalle, consúltese Calleja (1986).

Comparando las cifras obtenidas en la ECVT y las de la EPA del último trimestre de 1985, la primera encuesta incluye un volumen mayor de activos (1.958 miles) y de ocupados en sentido estricto. Las diferencias metodológicas entre ambas encuestas explican que la relación entre ocupados y activos (81,8%) sea superior en la ECVT que en la EPA y que la tasa de paro (18,2%) sea inferior en cuatro puntos respecto a la de la EPA<sup>8</sup>.

#### 4. Estimación y validación

##### 4.1. Análisis

Se han seguido las siguientes etapas en la estimación del modelo:

a) Estimación no-paramétrica de las funciones de supervivencia y de azar (método de Kaplan-Meier), para las muestras de hombres y mujeres, y contraste para ver si son significativamente distintas.

b) Contrastar si la especificación proporcional de la función de densidad Weibull es consistente con las funciones de supervivencia obtenidas en el apartado a).

c) Maximizar el logaritmo de la función de verosimilitud [11] con respecto a  $\alpha_{ECA}$ ,  $\alpha_{ECP}$ ,  $\beta_{ECA}$ , y  $\beta_{ECP}$ .

d) Validar el modelo con los siguientes contrastes:

d.1) Si el modelo es correcto, la función de azar integrada, evaluada en los estimadores obtenidos, sigue una distribución exponencial estándar (ver Lancaster, 1979), esto es:

$$\Delta_i = \Delta(t_i, X_i, \hat{\theta}) = \int_0^{t_i} h(u | X_i, \hat{\theta}) du \sim \text{exp. estándar}$$

Se contrastará entonces si el segundo momento no centrado es significativamente distinto de 2.

d.2) Contrastar mediante la razón de verosimilitudes (LR) si los parámetros de heterogeneidad del modelo son nulos.

d.3) Efectuar una regresión de los residuos generalizados (valores ajustados de la función de azar integrada) sobre una tendencia lineal y una cuadrática ( $t$  y  $t^2$ ). Si el modelo admite proporcionalidad, la relación debe ser lineal (ver Chesher e Irish, 1987).

d.4) Efectuar una regresión de los residuos generalizados sobre  $X_i' \beta$ . Si el modelo proporcional es correcto, la variable  $X_i'$  debe ser significativa.

e) Estimar el modelo de una única salida (desde el paro a cualquier forma de empleo, ECA o ECP) con proporcionalidad y función de densidad Weibull y aplicar los contrastes del apartado d.)

<sup>8</sup> Para ver las diferencias básicas entre la ECVT y la EPA, consúltese Calleja (1986).



## 4.2. Resultados

Tras la estimación de las funciones de supervivencia, se rechazó que los datos para hombres y mujeres procedan de la misma distribución, con lo cual se estimaron modelos independientes para hombres y mujeres<sup>9</sup>. La linealidad de la función  $\log(\log(S(t)))$  obtenida no paraméricamente sugirió la especificación de un modelo tipo Weibull. Además, el paralelismo de las funciones de supervivencia linealizadas apoyan, tanto para hombres como mujeres, la especificación proporcional para la función de las variables de heterogeneidad. En el Cuadro 1 se presentan las variables que intervienen en el análisis.

En los Cuadros 3 y 4 se presentan los estimadores máximo-verosímiles de los parámetros del modelo de riesgos en competencia, con y sin variables de heterogeneidad, y en el Cuadro 2 se incluyen los estimadores para el modelo de riesgo simple. Las desviaciones estándar se obtuvieron calculando el negativo de la matriz hessiana del logaritmo de la función de verosimilitud evaluada en su argumento máximo. El modelo con variables de heterogeneidad resulta más explicativo que el modelo sin regresores (obsérvese el contraste LR), mientras que el contraste del segundo momento (*d.1*) conduce a no rechazar la especificación propuesta. La introducción del modelo con variables de heterogeneidad no se rechaza, de acuerdo con los resultados del contraste indicado anteriormente en *d.4*, aunque algunas veces este contraste entra en conflicto con el contraste *d.3* (véanse los resultados del análisis de validación en el Cuadro 5).

Para el proceso de paro con salida a ECA se obtiene dependencia negativa de la función de azar (hombres:  $\alpha = 0.832$ , mujeres:  $\alpha = 0.754$ ). Esto significa que la probabilidad de abandonar el desempleo obteniendo un ECA disminuye con el paso del tiempo, manteniendo fijo el vector de características individuales, y en mayor medida para las mujeres que para los hombres. Dicho resultado puede deberse puramente a un sesgo de heterogeneidad. No obstante, si consideramos que el parámetro  $\alpha$ , omitiendo todos los regresores, pasa a ser 0.25 para los hombres y 0,52 para las mujeres, es poco probable que la inobservancia de algún regresor adicional hiciera cambiar el sentido de la dependencia temporal de la duración, especialmente en el caso de las mujeres. En este sentido parece aportarse más evidencia en favor de las teorías que predicen dependencia negativa de la probabilidad de abandonar el desempleo con respecto al tiempo en que se permanece desempleado (*job search matching models*, Jovanovic 1979), que las que predicen una dependencia positiva, basadas generalmente en la hipótesis de salarios de reserva decrecientes (Lippman y McCall, 1976, Mortensen, 1977 y 1984).

De la estimación del modelo de riesgo simple (de paro a ECA o ECP) también se obtiene este resultado ( $\alpha = 0.877$  para hombres y  $\alpha = 0.832$  para mujeres). No obstante, la estimación de este modelo impide descubrir el hecho de que el proceso paro-ECP muestra dependencia positiva en su función de azar ( $\alpha = 1.07$ , no rechazando  $\alpha > 1$  al 75% de confianza para los hombres y  $\alpha = 1.414$ , no rechazando  $\alpha > 1$  al 95% de confianza para las mujeres). En consecuencia, el

<sup>9</sup> Los contrastes de Wilcoxon y del logaritmo del rango rechazaron la hipótesis nula de idéntica densidad al 99,9% de confianza.

CUADRO 1

Descripción, media y desviación estándar de las variables de heterogeneidad en la muestra de la Encuesta de Condiciones de Vida y Trabajo en España de 1985

Variable	Descripción	Media (std. dev.)
Personales		
EDAD	Edad	42.44 (18,52)
NO CASADO	No está casado (=1)	0.400 (0.490)
DURMESES	Durac. en meses del empleo anterior	80.59 (110.5)
TRABACAS	Trabaja en casa (=1)	0.044 (0.205)
TRABNFIJ	Trabaja no fijo (=1)	0.081 (0.273)
TRABINOU	Trabaja dentro y fuera (=1)	0.023 (0.150)
BACHSUP	Estudios de bach. superior	0.023 (0.150)
FP	Estudios de FP	0.095 (0.294)
UNIVER	Estudios Universit.	0.055 (0.228)
EXPMED	Alguna experiencia en el empleo anterior	0.055 (0.227)
EXPSUP	Mucha experiencia en el empleo anterior	0.149 (0.356)
PERSPPAL	Es el cabeza de familia (=1)	0.434 (0.496)
MEDALT	Se considera de la clase media-alta	0.004 (0.065)
MEDMED	Se considera de la clase media-media	0.000 (0.000)
MEDBAJ	Se considera de la clase media-baja	4.3E-4 (0.021)
MODEST	Se considera de la clase modesta	5.8E-4 (0.024)
EBACHSUP	Tiene estudios de bach. superior no fin. (=1)	0.070 (0.256)
EFP	Tiene estudios de FP no fin. (=1)	0.050 (0.219)
EUNIVER	Tiene estudios universitarios no fin.	0.082 (0.274)
COBRA3	Derecho a cobrar el paro 3 meses	0.021 (0.144)
COBRA6	Derecho a cobrar el paro 6 meses	0.006 (0.079)
COBRA9	Derecho a cobrar el paro 9 meses	0.011 (0.014)
COBRA12	Derecho a cobrar el paro 12 meses	0.003 (0.051)
COBRA15	Derecho a cobrar el paro 15 meses	0.009 (0.090)
COBRA21	Derecho a cobrar el paro 21 meses	0.005 (0.074)
COBRA24	Derecho a cobrar el paro 24 meses	0.042 (0.200)

CUADRO 1 (Continuación)

Variable	Descripción	Media (desv. std.)
Sectores		
S2	Energía, aua, gas	0.009 (0.095)
S3	Ind. química	0.008 (0.090)
S4	Transf. de metales	0.029 (0.168)
S5	Ind. alimentaria	0.031 (0.174)
S6	Textil	0.019 (0.137)
S7	Confección	0.012 (0.108)
S8	Ind. del cuero	0.001 (0.036)
S9	Ind. del calzado	0.007 (0.080)
S10	Muebles y madera	0.014 (0.119)
S11	Papel y artes. gráf.	0.007 (0.083)
S12	Otras ind. manufact.	0.013 (0.111)
S13	Construcción	0.063 (0.243)
S14	Comercio	0.048 (0.214)
S15	Hostelería	0.031 (0.174)
S16	Repar. bienes consum.	0.013 (0.115)
S17	Transporte	0.015 (0.122)
S18	Comunicaciones	0.005 (0.072)
S19	Seguros y finanzas	0.006 (0.076)
S20	Servicios a empresa	0.121 (0.142)
S21	Admón. Pub. y FF.AA.	0.018 (0.135)
S22	Educ. e investigación	0.024 (0.152)
S23	Servicios personales	0.007 (0.085)
S24	Servicios domésticos	0.038 (0.192)
S25	Otros servicios	0.043 (0.203)
Ocupaciones		
01	Empresar., gerente y tít. agrar.	0.005 (0.068)
02	Resto de trab. agrar.	0.031 (0.174)
03	Empresar. no agrar. con asalaría.	0.001 (0.036)
04	Empresarios no agrar. sin asalariados	0.068 (0.252)
05	Profesiones liberales por cuenta propia salvo 06	0.010 (0.101)
06	Abog., ingen., arquitect aparejad., delineantes y médicos	0.023 (0.149)
07	Gerentes no agrarios	0.007 (0.086)
08	Alto pers. admto. comercial y técnico	0.003 (0.052)
09	Personal intermedio admto., comercial y técnico	0.002 (0.040)
010	Resto de 09	0.011 (0.105)
011	Contramaestres, capataces y asimil.	0.038 (0.191)
012	Obreros especial. no agrarios	0.045 (0.206)
013	Obreros no especial. no agrarios	0.006 (0.080)
015	Trabaj. de servicios no jefes	0.108 (0.310)
016	Profesionales FF.AA.	0.003 (0.056)
017	Activos no clasific.	0.067 (0.251)

CUADRO 2

Modelo de riesgo simple con y sin heterogeneidad para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo por cuenta propia o ajena

Variable	Hombres heterogen. (Std. dev.)	Hombres sin heterogen. (Std. dev.)	Mujeres heterogen. (Std. dev.)	Mujeres sin heterogen. (Std. dev.)
Personales				
CONSTANTE	4.907619 (0.5121)	3.492805 (0.0598)	4.540493 (0.1752)	5.278684 (0.0863)
ALFA	0.877237 (0.0604)	0.702223 (0.0471)	0.832098 (0.0904)	0.573572 (0.0629)
EDAD	-0.092618 (0.0265)			
EDAD2	0.001469 (0.0003)		0.000844 (08E-05)	
NOCASADO			-0.933663 (0.1563)	
DURMESES	0.003284 (0.0078)			
TRABCAS	-0.511612 (0.2547)		-0.442042 (0.2523)	
TRABNFJ	-0.358470 (0.1133)		-1.779654 (0.2974)	
TRABINOU	-0.639142 (0.2538)		-0.919808 (0.7518)	
BACHSUP			-1.466110 (0.5803)	
FP	-0.483675 (0.1280)		-0.524442 (0.2918)	
UNIVER			-1.694223 (0.3136)	
EXPMED	-0.435394 (0.1594)		-0.969052 (0.3265)	
EXPSUP	-0.729659 (0.1188)		-1.336012 (0.2852)	
PERSPPAL	-0.186185 (0.0806)			
COBRA6			-2.443639 (0.9030)	
Sectores				
S3			-1.729192 (1.2106)	
S12			1.482226 (0.8654)	
S15	-0.208115 (0.1861)			
S21	-0.816149 (0.3021)			

CUADRO 2 (Continuación)

Variable	Hombres heterogen. (Std. dev.)	Hombres sin heterogen. (Std. dev.)	Mujeres heterogen. (Std. dev.)	Mujeres sin heterogen. (Std. dev.)
S23	-1.410059 (1.1476)			
S24	1.968944 (1.1485)		-0.641421 (0.2058)	
Ocupaciones				
01			-2.721923 (0.8874)	
02			-1.722650 (0.9036)	
04	-0.791860 (0.1692)		-0.973323 (0.2481)	
09	-1.905348 (0.5989)		-2.937102 (1.2482)	

Total muestra hombres: 839 observaciones.

Total muestra mujeres: 625 observaciones.

CUADRO 3

Modelo de riesgos en competencia con y sin contraste de heterogeneidad para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo por cuenta propia

Variable	Hombres heterogen. (Std. dev.)	Hombres sin heterogen. (Std. dev.)	Mujeres heterogen. (Std. dev.)	Mujeres sin heterogen. (Std. dev.)
Personales				
CONSTANTE	4.729460 (0.2506)	5.077269 (0.1235)	4.904925 (0.4216)	6.806286 (0.2457)
ALFA	1.069401 (0.2451)	0.823759 (0.1033)	1.413799 (0.3423)	0.854781 (0.1974)
EDAD			0.043854 (0.0086)	
EDAD2	0.000380 (0.0001)			
NOCASADO	0.315097 (0.1857)		-0.478434 (0.2075)	
TRABCAS	-1.862896 (0.2681)		-1.482773 (0.2775)	
TRABNFIJ	-1.082473 (0.1893)		-1.717827 (0.4134)	
TRABINOU	-1.314208 (0.3665)			
BACHSUP	1.177215 (0.7329)			

CUADRO 3 (Continuación)

Variable	Hombres heterogen. (Std. dev.)	Hombres sin heterogen. (Std. dev.)	Mujeres heterogen. (Std. dev.)	Mujeres sin heterogen. (Std. dev.)
FP			0.710349 (0.3580)	
UNIVER			-1.996523 (0.3216)	
EXPMED	-0.711501 (0.2479)		-2.291285 (0.3484)	
EXPSUP	-0.904288 (0.1781)			
MEDALT	-2.950068 (0.9603)			
EBACHSUP	-0.758796 (0.3215)			
COBRA3	0.614463 (0.3775)		1.888545 (1.1272)	
Sectores				
S9			1.989624 (1.2234)	
S11			-1.412233 (0.7677)	
S14	-0.710164 (0.2710)			
S16			-1.753547 (0.7464)	
S18	-1.540909 (0.9732)			
S20	-0.803650 (0.3791)			
S25	0.684949 (0.4843)			
Ocupaciones				
05	-2.165048 (0.5855)			
09	-2.087452 (0.6927)			
011			1.252431 (0.4227)	
012			0.763244 (0.6010)	
015			0.668653 (0.4149)	
016			-3.146904 (1.2469)	

Total muestra hombres: 839 observaciones.

Total muestra mujeres: 625 observaciones.

CUADRO 4

Modelo de riesgos en competencia con y sin contraste de heterogeneidad para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo por cuenta ajena

Variable	Hombres heterogen. (Std. dev.)	Hombres sin heterogen. (Std. dev.)	Mujeres heterogen. (Std. dev.)	Mujeres sin heterogen. (Std. dev.)
Personales				
CONSTANTE	5.604016 (0.6559)	3.979698 (0.0771)	4.569906 (0.2659)	5.867142 (0.1642)
ALFA	0.831814 (0.0691)	0.251275 (0.0540)	0.754216 (0.0957)	0.518215 (0.0673)
EDAD	-0.114131 (0.0342)			
EDAD2	0.001799 (0.0004)		0.000821 (0.0001)	
NOCASADO			-1.019965 (0.1983)	
DURMESES	0.004394 (0.0010)		0.003742 (0.0018)	
TRABCAS	2.205335 (0.8615)		1.079407 (0.4830)	
TRABNFIJ			-1.820875 (0.3697)	
BACHSUP	-0.912488 (0.3200)		-2.015539 (0.7580)	
FP	-0.733910 (0.1599)		-0.953946 (0.3587)	
UNIVER	-0.635743 (0.3317)		-1.667018 (0.4116)	
EXPMED			-0.776586 (0.4514)	
EXPSUP	-0.602375 (0.1469)		-1.165845 (0.3615)	
PERSPPAL	-0.270069 (0.0883)			
MEDALT	-2.209513 (1.2162)			
COBRA6			-3.188484 (1.0259)	
COBRA24			-0.637522 (0.3738)	
EUNIVER	0.378122 (0.3020)			
Sectores				
S3			-1.774229 (1.3456)	
S4	-0.426258 (0.2152)		0.874369 (0.6875)	
S5			1.016422 (0.5858)	

CUADRO 4 (Continuación)

Modelo de riesgos en competencia con y sin contraste de heterogeneidad para el proceso de paso de la situación de paro a la de empleo por cuenta ajena

Variable	Hombres heterogen. (Std. dev.)	Hombres sin heterogen. (Std. dev.)	Mujeres heterogen. (Std. dev.)	Mujeres sin heterogen. (Std. dev.)
S7			1.067669 (0.5642)	
S10	0.579884 (0.4364)			
S12				2.362511 (1.3515)
S13	-0.289463 (0.1549)			
S14	0.689671 (0.3853)			
S15	-0.425040 (0.2392)			
S20			0.865137 (0.5217)	
S21	-1.091727 (0.4238)			
S23			1.409641 (0.8237)	
Ocupaciones				
01			-2.876138 (0.9955)	
04	-1.243182 (0.2081)		-0.961869 (0.3290)	
09	-2.067596 (0.8852)			
015			-0.527394 (0.2885)	
017			-0.345690 (0.2504)	

Total muestra hombres: 839 observaciones.

Total muestra mujeres: 625 observaciones.



CUADRO 5  
Análisis de validación

	Riesgos en competencia		Riesgo simple	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
d.1. Test de Azar integrado <sup>1</sup>	0.5272	0.7660	0.8600	0.6750
$t = \left  \frac{\rho}{\sigma(\rho)} \right $				
d.2. Razón de verosimilitudes <sup>2</sup>	296.00 (34.8) 43	438.20 (26.5) 34	375.64 (7.96) 16	325.89 (9.39) 18
$LR = -2 \log \left( \frac{L^R}{L^{NR}} \right)$				
d.3. Regresión de validación <sup>3</sup>	6.3140 (0.228)	3.6702 (0.09)	21.0290 -10.662 (0.55)	5.3850 -2.873 (0.15)
d.4. Regresión de validación <sup>4</sup>	-0.707 0.162	-0.541 0.2	-7.9 0.10	-7.4 0.17

Notas:

<sup>1</sup>  $\rho = N^{-1} \sum \Lambda(t, X_i, \hat{\beta}_i)^2 - 2$ ;  $N$ : tamaño muestral;  $\Lambda(\cdot)$ : integral de la función de azar.

<sup>2</sup> Modelo de heterogeneidad ( $R$ ) versus modelo sin heterogeneidad ( $NR$ ). Entre paréntesis el valor crítico. La tercera fila indica los grados de libertad.

<sup>3</sup> No se rechaza la hipótesis nula de proporcionalidad si la duración ( $t$ ) al cuadrado no es significativa. Por orden se presenta:  $t$ -ratio de  $t$ ;  $t$ -ratio de  $t^2$  (si es mayor que dos) y valor medio de  $R^2$ .

<sup>4</sup> No se rechaza proporcionalidad si  $X^2 \beta$  no es significativa en la regresión sobre los residuos generalizados. Por orden se presenta  $t$ -ratio de  $X^2 \beta$  y el valor medio de  $R^2$ .

análisis de la duración del desempleo, mediante un modelo de riesgo simple, esconde procesos de búsqueda de empleo de naturaleza bien distinta: la probabilidad de que un individuo reciba y acepte una oferta de trabajo disminuye con el tiempo que lleva desempleado, probablemente, debido al contenido informativo que la duración del paro conlleva para su potencial empleador. No obstante, la probabilidad de emprender una actividad empresarial por su cuenta aumenta con el tiempo que lleva en paro, indicando que el individuo revisa a la baja el rendimiento mínimo exigido de un posible negocio propio al transcurrir el tiempo en el estado de paro. Estos resultados son consistentes con los de Evans y Leighton (1989), según los cuales los inadaptados en el mercado laboral (parados de larga duración, asalariados mal pagados y aquellos que han cambiado de trabajo varias veces) tienen una probabilidad mayor de entrar en el autoempleo que el resto, ya que los individuos que cambian de ECA a ECP se corresponden con los trabajadores que han estado recibiendo salarios bajos, han cambiado frecuen-

temente de empleo y alternado su experiencia como asalariados con largos períodos de paro (véase OCDE, 1992). Asimismo, la ECVT descubre, con respecto a la movilidad de la población con experiencia laboral, que las actividades por cuenta propia son las que presentan una mayor propensión a importar trabajadores.

Por otra parte, el modelo de riesgos en competencia revela variables de heterogeneidad significativas en la explicación de un fenómeno de tránsito concreto, y que no aparecen en el modelo de riesgo simple. Por ejemplo, si el individuo no está casado, la probabilidad de emprender un negocio por cuenta propia, abandonando el desempleo es 1,37 veces mayor que la probabilidad de un individuo en su misma situación y características, pero que esté casado. Este resultado puede deberse a una relación negativa entre las mayores responsabilidades familiares y una forma de empleo que puede suponer mayores riesgos. Para las mujeres, el efecto es el opuesto. Una posible explicación de este resultado es que las mujeres desempleadas casadas, en cuyos hogares se reciban otros ingresos, tendrán mayor probabilidad de abandonar el desempleo y acceder al autoempleo que en el caso de aquellas que no estén casadas y que puedan tener un soporte económico inferior. Dicha variable no aparece como significativa ni en el modelo de riesgo simple ni en el proceso de paro a ECA.

Sin embargo, ciertas variables son significativas en el modelo de riesgo simple y en el modelo de riesgos en competencia con salida a ECA, aunque no lo son para el proceso de paro a ECP. Entre estas variables está la duración del empleo anterior. Esto es, la probabilidad para un individuo de salir del paro a ECA es mayor cuanto más larga haya sido la permanencia en el empleo anterior, ya que este factor parece ser valorado por la empresa en la contratación.

Respecto al efecto de la edad en el caso del tránsito paro-ECP se observa que la probabilidad de abandonar el paro y emprender una actividad laboral por cuenta propia es mayor para un individuo de más edad que otro, tanto en el caso de los hombres como en el de las mujeres. Este resultado es consistente con los obtenidos por Rees y Shah (1986) para el Reino Unido, y en diversos trabajos comentados por la OCDE (1992), en los que se indica que la edad es un determinante significativo de la probabilidad de tránsito al autoempleo. Sin embargo, este resultado contrasta con los obtenidos para EE.UU. por Evans y Leighton (1989) y Evans y Jovanovic (1989), en los cuales la probabilidad de tránsito al autoempleo es independiente de la edad y de la experiencia en el mercado laboral en los primeros veinte años de empleo. Para estos autores, aquellos individuos con menor restricción de liquidez y que acumulen más activos para iniciar una actividad empresarial viable tendrán mayor probabilidad de pasar al autoempleo. La ECVT indica que el 74% de los empresarios con asalariados (vinculados a una mayor disponibilidad de capital inicial) en el último trimestre de 1985, tenían entre 25 y 54 años, así como el 63,4% de los autónomos regulares. Sin embargo, el 26,4% de autónomos ocasionales y accidentales eran menores de 25 años.

También se contrastó si el proceso de búsqueda de empleo estaba influido por el período de tiempo para el cual un parado tiene derecho a percibir la prestación por desempleo. Para ello se construyó un grupo de variables *dummy* que recogiera

dicho efecto<sup>10</sup>. El derecho al cobro de la prestación por desempleo (durante 6 y 24 meses) parece desincentivar la búsqueda de empleo por cuenta ajena por parte de las mujeres. En el caso de hombres y mujeres con empleo por cuenta propia, este efecto no se mostró significativo, al contrario que para el caso de las mujeres en el modelo de una única salida, respecto al cobro del subsidio a corto plazo (6 meses). Por tanto, se puede concluir de estas estimaciones que el esquema de subsidios que prevalecía en 1985 afectaba al funcionamiento del mercado de trabajo en lo que se refiere a la duración de los procesos de búsqueda de empleo, únicamente en segmentos muy concretos de perceptores de prestaciones por desempleo. No obstante, hay que insistir que las variables construidas indican la prestación a la cual un individuo tenía derecho teóricamente, y no la que en realidad percibió.

Por otra parte, hay que indicar que el actual sistema de prestaciones por desempleo en España proporciona una mayor cobertura que el vigente en 1985. En este sentido, es interesante destacar los resultados de Katz y Meyer (1988). Estos autores obtienen para EE.UU. que la duración de las prestaciones por desempleo influye en las políticas de llamada al antiguo empleo por parte de las empresas (*recall*) y en la voluntad de los trabajadores a comenzar nuevos empleos, y que la duración de las prestaciones por desempleo tiene un fuerte impacto en la duración del desempleo de los perceptores de estas prestaciones (véanse los diferentes artículos citados sobre este tema en OCDE, 1991).

## 5. Conclusiones

Los modelos de duración del desempleo con una única salida son poco informativos sobre el proceso real de búsqueda de empleo. Esto es así porque dichos modelos esconden efectos opuestos sobre la dependencia temporal de los procesos latentes de búsqueda de empleo por cuenta propia y por cuenta ajena, y el cómputo de la duración esperada del desempleo y las probabilidades de abandono del mismo, al agregar riesgos de distinto signo. Con los datos proporcionados por la ECVT, se registra una dependencia negativa, en el modelo de riesgo simple, entre la probabilidad de abandonar el desempleo y el tiempo que el individuo lleva desempleado, resultado que se mantiene en el modelo de riesgos en competencia con salida al ECA, mientras que esta dependencia tiene signo positivo en el caso de salida al ECP.

En segundo lugar, en el modelo de riesgos en competencia con salida al ECP, aparecen significativas ciertas variables de heterogeneidad tales como el efecto negativo para los hombres y positivo para las mujeres de no estar casado y que no son significativas ni en el modelo de riesgo simple ni en el modelo de riesgos en competencia con salida al ECA. Por el contrario, ciertas variables de heterogeneidad son significativas en el modelo de riesgo simple y con salida al ECA, que no lo son para la salida al ECP (caso de la permanencia en el empleo anterior). Hay evidencia sobre el efecto positivo de la edad sobre la probabilidad de

<sup>10</sup> Según lo estipulado en la Ley 31/1984 de 2 de agosto, BOE 4/8/84 y su desarrollo en el R. D. 625/1985, de 2 de abril, BOE 7/5/85.

dejar el paro para emprender una actividad por cuenta propia, y sobre el efecto negativo, en períodos muy concretos, de la percepción de la prestación por desempleo por parte de las mujeres, en el modelo de riesgo simple y en la salida a ECA.

No obstante, en este trabajo se han omitido variables potencialmente relevantes debido al tamaño de los errores de medida, en particular los salarios declarados, y se ha supuesto estacionariedad en las condiciones del mercado de trabajo durante el período temporal en el cual se obtuvo la muestra de las duraciones de los procesos de desempleo. En consecuencia, se recomienda cierta cautela en la interpretación de los resultados.

## Referencias

- Andrés, J.; García, J. y Jiménez, S. (1989): «La incidencia y la duración del desempleo masculino en España», *Moneda y Crédito* 189, pp. 75-124.
- Calleja, A. (1986): *Condiciones de vida y trabajo en España*, Centro de Investigaciones Sociológicas, Madrid.
- Cañada, J. (1984): «Incidencia y duración del paro en España: 1976-1988: aproximación al efecto del sexo, experiencia laboral, edad y estudios», mimeo, Universidad de las Palmas de Gran Canaria.
- Chesher, A. e Irish, M. (1987): «Residual analysis in the grouped and censored normal linear model», *Journal of Econometrics* 34, pp. 32-61.
- Evans, D. y Jovanovic, B. (1989): «An estimated model of entrepreneurial choice under liquidity constraints», *Journal of Political Economy* 97, pp. 808-827.
- Evans, D. y Leighton, L. (1989): «Some empirical aspects of entrepreneurship», *American Economic Review* 79, pp. 519-535.
- Han, A. y Hausman, J. (1990): «Flexible parametric Estimation of Duration and Competing Risks Models», *Journal of Applied Econometrics* 5, pp. 1-28.
- Heckman, J. y Honoré, B. E. (1989): «The identifiability of the competing -risks model», *Biometrika* 76, pp. 325-330.
- Heckman, J. y Singer, B. (1984): «Econometric Duration Analysis», *Journal of Econometrics* 24, pp. 63-132.
- Jovanovic, B. (1979): «Job Matching and the Theory of Turnover», *Journal of Political Economy* 87, pp. 972-990.
- Katz, L. (1986): «Layoffs, Recall and the Duration of unemployment» WP 1825, NBER.
- Katz, L. y Meyer, B. (1988): «The impact of the potential duration of unemployment benefits on the duration of unemployment», Discussion Paper 1406, Institute of Economic Research, Harvard University.
- Kiefer, N. M. (1988): «Economic Duration Data and Hazard Functions», *Journal of Economic Literature*, pp. 646-679.
- Kiefer, N. M.; Lundeberg, S. J. y Neuman, G. R. (1985): «How long is spell of Unemployment? Illusions and Biases in the Use of CPS data», *Journal of Business and Economic Statistics* 3, pp. 118-128.
- Kiefer, N. M. y Skoog, G. R. (1984): «Local Asymptotic Specification Error Analysis», *Econometrica* 52, pp. 873-885.
- Lancaster, T. (1979): «Econometric Methods for the Duration of Unemployment», *Econometrica* 47, pp. 939-956.

- Lippman, S. y McCall, J. (1976): «The Economics of Job Search: A Survey», *Economic Inquiry* 14, pp. 155-189.
- Lynch, L. M. (1988): «The youth labor Market in the eighties: Determinants of re-employment probabilities for young men and women», *Review of Economic Studies* 71, pp. 37-45.
- Meyer, B. (1990): «Unemployment Insurance and Unemployment Spells», *Econometrica* 58, pp. 757-782.
- Miller, R. G. (1977): *Survival Analysis*, John Wiley & Sons, NY.
- Mortensen, D. T. (1977): «Unemployment Insurance and Job Search Decisions», *Industrial and Labor Relations Review* 30, pp. 595-612.
- Mortensen, D. T. (1984): «Job Search and Labor Market Analysis», MEDS Discussion Paper n° 594, Northwestern University.
- Muro, J.; Raymond, J. L.; Toharia, L. y Uriel, E. (1988): «Análisis de las condiciones de vida y trabajo en España», Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.
- OCDE (1991): «Perspectivas de empleo, 1991», Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid.
- OCDE (1992): «Perspectivas de empleo, 1992», Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid.
- Rees, H. y Shah, A. (1986): «An empirical analysis of self-employment in the U. K.», *Journal of Applied Econometrics* 1, pp. 95-108.
- Villagarcía, T. (1989): «Estimación de la distribución de duraciones del desempleo en España: 1976-1989», *Estadística Española* 30, pp. 445-470.

## Abstract

In this paper we analyze the duration of male and female unemployment drawing on non-censored and right-censored data from a Spanish survey using a competing risks duration model. In our analysis, an individual is allowed to finish his/her unemployment period by either finding a job or starting his/her own business, usually by getting his/her unemployment benefit payment in advance. The effects of individual-related variables and common variables on the expected duration of unemployment are also analyzed.

*Recepción del original, julio de 1992*  
*Versión final, septiembre de 1994*