

LAS TASAS DE SALIDA DEL EMPLEO Y EL DESEMPLEO EN ESPAÑA (1978-1993)

José Ignacio GARCIA PEREZ*

CEMFI

Este trabajo analiza los determinantes empíricos de las tasas de salida del empleo y del desempleo en España en el período 1978-1993. La base teórica está constituida por el modelo estándar de búsqueda de empleo para la tasa de salida del desempleo, y la teoría de la duración de emparejamientos para la del empleo. Estimando por máxima verosimilitud, se encuentran tasas de salida del empleo prácticamente acíclicas y mayores para jóvenes, mujeres y trabajadores poco cualificados y tasas de salida del desempleo muy procíclicas y mayores para individuos sin prestaciones por desempleo, jóvenes, varones y con una mayor cualificación. También se analizan los efectos del empleo temporal y se encuentra que hace que tanto la tasa de salida del empleo como la del desempleo sean mayores.

1. Introducción

Los altos niveles de la tasa de paro en España y, sobre todo, su alta persistencia han motivado un gran número de estudios, teóricos y empíricos, para intentar encontrar las causas de este grave problema. Sin embargo, estas cifras de paro no deben ocultar los grandes flujos de entrada y salida del mismo. Así, por ejemplo, según Burda y Wyplosz (1994), en 1987 hubo más de 6,4 millones de entradas en el paro y más de 6,2 millones de salidas. Estos datos indican que, a pesar de que el nivel medio del paro sea alto, 2,9 millones en ese año, existen grandes flujos de entrada y salida tras dicho nivel. De hecho, una misma tasa de paro puede venir explicada por comportamientos muy distintos de los flujos de entrada y salida del mismo. Por ello, parece adecuado estudiar los flujos tanto de trabajadores como de empleos en la economía española como una forma más correcta de entender los niveles de paro existentes. Si hacemos ésto, como indican Burda y Wyplosz (1994), se desvanece la visión convencional de que los mercados de trabajo europeos son poco dinámicos. De hecho los movi-

* Agradezco a Samuel Bentolila su excelente labor de supervisión en la realización de este trabajo. Asimismo deseo agradecer a Walter García-Fontes la cesión de la base de datos utilizada, a Miguel Benavente su ayuda en el trabajo informático, y al Director de esta revista y a dos evaluadores anónimos todos sus comentarios. También me han sido de gran ayuda los comentarios del resto de profesores y alumnos del CEMFI, en especial los de mis compañeros de doctorado. Por supuesto, cualquier error es de mi entera responsabilidad.

mientos entre el paro, el empleo y la inactividad son muy importantes en toda Europa y también en España.

El hecho observado de que existan distintas tasas de paro y participación para distintos grupos de la población es una consecuencia básica de las diferentes duraciones tanto en el empleo como en el paro de los individuos pertenecientes a cada grupo. Así, podemos estudiar la historia laboral de un trabajador considerándola como la realización de un proceso estocástico, para tratar de conocer las características que hacen que un determinado individuo se encuentre en paro o no.

Este es el principal objetivo del presente trabajo: estudiar las tasas de salida del empleo y del paro en España para ver cuáles son las características personales de los trabajadores y cuál es el contexto económico que motivan que estas tasas de salida sean diferentes para distintos individuos.

La tasa de salida del paro ha sido estudiada en numerosos trabajos a nivel nacional e internacional. Para España existen numerosos trabajos que la analizan usando distintas técnicas de estimación y distintas fuentes estadísticas. La principal aportación de este trabajo con respecto a los ya existentes es doble. Por un lado, se utiliza una base de datos nueva y muy rica en información, el Fichero Técnico de Afiliados a la Seguridad Social, sólo usado con anterioridad en García-Fontes y Hopenhayn (1996). Esta base de datos tiene un tamaño mucho mayor que la Encuesta de Población Activa (EPA), usada en trabajos como Bover, Arellano y Bentolila (1996); tiene información no sólo de sección cruzada sino de un período temporal muy largo, frente a trabajos que usan la Encuesta de Condiciones de Vida y Trabajo (ECVT) de 1985, como Alba-Ramírez (1991) o Sánchez Moreno y Peraita (1996); y tiene información de individuos con y sin prestaciones por desempleo frente a la base de datos de perceptores de prestaciones por desempleo (SIPRE) usada en Cebrián *et al.* (1996). En segundo lugar, en este trabajo también se usa una técnica de estimación de modelos de duración muy flexible en cuanto a la especificación del riesgo base, similar a la utilizada en Bover, Arellano y Bentolila (1996). Por tanto, es de especial interés la comparación de los resultados de este trabajo con los de este último artículo, que estima con otra muestra las tasas de salida del desempleo empleando la misma técnica, y con los de García-Fontes y Hopenhayn (1996), que, usando la misma muestra, utiliza un modelo de riesgo proporcional para estimar ambas tasas de salida.

Con respecto a la tasa de salida del empleo, existen menos trabajos, destacando los de García-Fontes y Hopenhayn (1996), Sánchez Moreno y Peraita (1996) y García Serrano y Malo (1996). En este caso, resulta interesante la comparación de resultados principalmente con los del primero, ya que la base de datos es la misma mientras que la técnica econométrica varía.

Si observamos la distribución de frecuencias de las duraciones de los períodos de empleo y paro en la economía española para los años 1987 y 1993 en la Encuesta de Población Activa, vemos que dichas duraciones son muy

distintas. Comenzando por el empleo, se observa una diferencia esencial entre los dos años: en 1987 las duraciones de los períodos de empleo son mayores que en 1993, ya que en 1987 existe una mayor proporción de empleos con duración superior a los 6 años, 56,99% frente a 51,13% en 1993, y menos duraciones de empleo inferiores al año 16,34% frente a 24,09% en 1993. En las duraciones de los períodos de paro ocurre lo mismo. En 1993 las duraciones tienden a ser, también, más cortas que en 1987: las duraciones de períodos de paro inferiores al año constituyen el 49,6% frente al 36,56% en 1987, mientras que las duraciones de más de 2 años son un 29,04% frente a un 45,39% en 1987. Estos datos indican que la situación del mercado de trabajo no ha permanecido estable, sino que ha ido cambiando profundamente en poco tiempo, evolucionando hacia un mayor dinamismo. Por ello, en este trabajo se estudian estos aspectos escogiendo un período muestral amplio, de 1978 a 1993.

Para realizar este estudio vamos a considerar dos estados laborales posibles: *empleo* y *desempleo*, incluyendo en este último estado tanto la situación de paro como la de inactividad. El contexto teórico que vamos a usar para entender estos flujos es la teoría de la búsqueda de empleo desarrollada en Mortensen (1977, 1986), para explicar el flujo del desempleo al empleo, y la teoría de duración de los emparejamientos trabajador-empresa de Jovanovic (1979, 1984a, b), para explicar el flujo del empleo al desempleo.

La estructura del trabajo es la siguiente: en la Sección 2 se describen brevemente los dos modelos citados anteriormente, para obtener los determinantes teóricos de las dos tasas de salida que vamos a estimar. En la Sección 3 se explica el contexto econométrico en el que se enmarca este trabajo, así como la técnica concreta de estimación utilizada. En la Sección 4 se describe la base de datos del trabajo comentando sus ventajas e inconvenientes. En la Sección 5 se presentan los principales resultados, comparándolos con los obtenidos en otros trabajos, y en la Sección 6 se enuncian las principales conclusiones.

2. Modelos teóricos

2.1. Teoría de la búsqueda de empleo

Esta teoría, desarrollada básicamente en Mortensen (1977, 1986), considera el comportamiento de un trabajador que trata de encontrar empleo en un mercado de trabajo descentralizado donde la información sobre la localización y la remuneración de los distintos empleos es imperfecta. El trabajador se encuentra en cada período con un número de ofertas de trabajo, que le llegan con probabilidad λ , y tiene que decidir si sigue buscando en el siguiente período o si ya no busca más y empieza a trabajar al mejor salario de los ofrecidos. El individuo toma esta decisión comparando el valor actual descontado de las rentas presentes y futuras que obtendrá si sigue buscando con el valor actual de aceptar la mejor oferta y trabajar a ese salario. El individuo estará indiferente entre seguir buscando o aceptar el salario que le ofrecen para el llamado *salario de reserva*, $w^*(t)$, al que se igualan los dos valo-

res anteriormente citados. El salario de reserva dependerá de los parámetros del modelo, básicamente, de la renta percibida cuando se está parado, de la tasa de llegada de ofertas, del coste de búsqueda y de los parámetros de la función de distribución salarial. De hecho, el salario de reserva es el beneficio esperado de seguir buscando más la diferencia entre la renta de que se dispone cuando se está parado y el coste de la búsqueda.

El salario de reserva varía con el tiempo que el individuo está parado, t . Esto se debe fundamentalmente al supuesto de que el valor del tiempo dedicado a la búsqueda depende del tiempo que se está desempleado, pero también puede estar motivado por la sujeción del individuo parado a restricciones de liquidez que hagan que sólo pueda financiar el coste de búsqueda durante un intervalo limitado de tiempo.

La tasa de salida del desempleo, $\phi_{UE}(t)$, que representa la probabilidad de que un individuo parado al menos t períodos salga del paro en el período t , vendrá dada por la probabilidad de obtener una oferta, multiplicada por la probabilidad de que esa oferta sea mayor o igual que el salario de reserva.

Este es el resultado básico del modelo de búsqueda de empleo, una expresión estructural de la tasa de salida del desempleo que depende de una serie de parámetros. Sin embargo aquí, dados los datos de que se dispone, se hará un análisis de forma reducida de la tasa de salida del desempleo, donde encontraremos los efectos netos de las variables disponibles sobre ella y no el efecto individual de éstas sobre cada parámetro del modelo.

2.2. Modelo de duración de emparejamientos en el empleo

En varios trabajos de Jovanovic (1979, 1984a, b) se modeliza la duración de los puestos de trabajo, analizando los hechos que pueden hacer que se rompa un emparejamiento entre una empresa y un trabajador. Estos modelos parten de un contexto de información imperfecta, donde no se conoce la productividad de un emparejamiento hasta que no se realiza éste y pasa el tiempo. Dado este problema de información, como ocurre en los procesos de búsqueda de empleo, el emparejamiento se mantiene mientras su productividad esté por encima de lo que podríamos llamar una *productividad de reserva*. Pues bien, con esta modelización, en Jovanovic (1979) se demuestra que existe un equilibrio donde lo óptimo es pagar al trabajador según su productividad esperada, que se recalcula cada período, y romper el emparejamiento si esta productividad cae por debajo de la productividad de reserva definida para su trabajo. Por lo tanto, la tasa de salida del empleo será la probabilidad de que dicha productividad esperada sea inferior a la productividad de reserva.

De este modelo se deduce que la tasa de salida del empleo va a depender de las características personales del trabajador, que determinarán la distancia entre la productividad esperada y la productividad de reserva que se defina para el emparejamiento. Asimismo, esta última también dependerá de la situación del ciclo económico.

El modelo de Jovanovic está desarrollado para trabajadores homogéneos, mientras que en realidad existen grupos de trabajadores que se diferencian por distintas características personales como sexo, edad, cualificación, etc. Estas características afectarán a la productividad de cada emparejamiento, haciendo que las tasas de salida de estos grupos de población sean distintas.

3. Modelización econométrica

Para el estudio de las tasas de salida de un determinado estado se usan los modelos de duración. Dada una variable aleatoria T , que representa la duración de la permanencia en un determinado estado, se llama tasa de salida o función de riesgo a la probabilidad de que un individuo con una duración mayor o igual que t , abandone el estado en el intervalo (t, dt) , cuando dt tiende a cero. Esto es, siendo $\phi(t)$ la tasa de salida, tenemos que:

$$\phi(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T \leq t + dt \mid T \geq t)}{dt},$$

es decir, $\phi(t)$ representa la tasa instantánea de abandono de un estado. Además puede demostrarse que la tasa de salida caracteriza totalmente la distribución de la variable aleatoria T .

La utilidad de las tasas de salida es que permiten estudiar qué variables influyen en ellas, sin más que definir las en términos condicionales: $\phi(t, x)$, donde x es el conjunto de variables en que condicionamos. Dentro de estos modelos condicionales, la forma más usada es la de *riesgo proporcional*. Esta supone que la influencia del tiempo y de las variables explicativas en la tasa de salida es proporcional y, por lo tanto, $\phi(t, x)$ se modeliza de la siguiente forma:

$$\phi(t, x) = \lambda(t) \psi(x) = \lambda(t) \exp(x' \beta),$$

donde $\lambda(t)$ se conoce como riesgo base y se suele modelizar como una función exponencial o con una distribución Weibull, aunque se pueden utilizar otras distribuciones menos restrictivas que no implican que $\phi(t, x)$ dependa monótonicamente de t , como imponen las dos distribuciones anteriores.

Sin embargo, esta modelización de riesgo proporcional puede no ser, en algunas ocasiones, plenamente satisfactoria. Existen casos en que la duración de la estancia en un determinado estado va a depender de variables que, a su vez, varían con el tiempo, lo cual no puede reflejarse con este modelo. Asimismo las duraciones pueden ser continuas, pero observarse sólo de forma discreta, en semanas, meses, etc., como es el caso de la base de datos que se usará en este trabajo. Por ello tenemos que considerar también la modelización de la tasa de salida cuando se trata de una acumulación de riesgos continuos observados de forma discreta.

Si consideramos que T es una variable aleatoria discreta, la tasa de salida en este caso será:

$$\phi(t) = \Pr(T = t \mid T \geq t).$$

como tenemos una variable dicotómica, lo que se suele hacer en la literatura es modelizarla como una probabilidad mediante una función de distribución conocida, de manera que tengamos:

$$\phi(t) = F(\beta'x_t).$$

Por lo tanto, considerando la duración en los estados de empleo y desempleo como variables aleatorias discretas podemos modelizar nuestras dos tasas de salida, una vez que introducimos características personales, así como, en el caso de la tasa de salida del desempleo, el posible cobro de prestación por desempleo:

$$\begin{aligned}\phi_{\text{UE}}(t, b(t), x(t)) &= \Pr[T = t \mid T \geq t, b(t), x(t)], \\ \phi_{\text{UE}}(t, x(t)) &= \Pr[T = t \mid T \geq t, x(t)],\end{aligned}$$

donde $x(t)$ es un vector de características personales del trabajador, que no varían con el tiempo, y de características agregadas que sí van a variar con t . $b(t)$ es una función indicador de la existencia de prestación por desempleo en el período t .

Dada la explicación anterior de la forma de estimación de las tasas de salida discretas, ajustaremos las nuestras mediante la función logística, comúnmente utilizada en la literatura.

Por lo tanto, las ecuaciones a estimar serán:

$$\begin{aligned}\phi_{\text{UE}}(t) &= F[\theta_0(t) + \theta_1(t)b(t) + \theta_2(t)x(t) + \theta_3(t)x(t)b(t)], \\ \phi_{\text{UE}}(t) &= F[\theta_0(t) + \theta_1(t)x(t)],\end{aligned}$$

donde $\theta_0(t)$ es el término aditivo de la dependencia temporal de la tasa de salida, que vamos a estimar usando un polinomio de potencias de $\log(t)$, logaritmo neperiano de la duración, lo más general posible. $\theta_1(t)$, $\theta_2(t)$ y $\theta_3(t)$ son los coeficientes de las variables explicativas que dependen, en general, de la duración; esto es, pueden existir interacciones entre estas variables y la duración.

La técnica de estimación que usaremos está recogida en otros trabajos como Narendranathan y Stewart (1993), Sueyoshi (1995), Jenkins (1995) o Bover, Arellano y Bentolila (1996) y parte de la idea de que un modelo de duración discreto es una secuencia de ecuaciones de elección discreta definidas sobre la población superviviente a cada duración.

Por lo tanto, siendo:

$$Y_{it} = \mathbf{1} (T_i = t),$$

$$c_i = \mathbf{1} (\text{fin del período de empleo/desempleo} < 8/93),$$

podemos definir la función de verosimilitud como:

$$L = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T_{\max}} \mathbf{1} (T_i > t) \{c_i Y_{it} \log \phi_i(t) + (1 - c_i Y_{it}) \log [1 - \phi_i(t)]\},$$

donde con el indicador $\mathbf{1} (T_i > t)$ recogemos la muestra superviviente para cada duración y con la variable Y_{it} , que es nuestra variable dependiente, recogemos la aportación de cada observación a la verosimilitud, tanto cuando $T = t$ como cuando $T > t$. $\phi_i(t)$ representa las dos tasas de salida, T_{\max} es la duración máxima, 187 meses en el caso de los empleos y 42 en el de los períodos de desempleo y la variable c_i es un indicador de que la observación no está censurada.

4. Datos

La base de datos original es una muestra aleatoria del «Fichero Técnico de Afiliados» del Instituto Nacional de la Seguridad Social de alrededor de 700.000 afiliados y contiene sus historias laborales desde su comienzo hasta el mes de julio de 1993, fecha en que se extrajo la muestra. Este fichero contenía 2.078.002 apuntes de empleo, así como apuntes de cotización por parte del INEM y de la Seguridad Social. Además de códigos identificativos, contiene también datos sobre edad, sexo, zona geográfica, categoría profesional, causa de finalización del empleo, fechas de alta y baja y régimen de cotización del trabajador.

Tras eliminar todos los individuos con datos incompletos, nos quedamos solamente con individuos afiliados al régimen general de la Seguridad Social, es decir, con trabajadores por cuenta ajena, para evitar el sesgo en las duraciones que podrían provocar los regímenes especiales de la Seguridad Social, entre los cuales están, por ejemplo, la agricultura o los trabajadores autónomos. También eliminamos todos los empleos destruidos por causas distintas al despido para conseguir una mayor homogeneidad. Por otra parte, sólo consideramos empleos a partir de 1978, para evitar errores existentes en los datos anteriores.

Las duraciones de empleo se construyen restando las fechas, mes y año, de alta y baja en el empleo. Las duraciones de desempleo tenemos que inferirlas por diferencia entre la fecha de baja de un empleo y la fecha de alta del siguiente. Para construir las últimas se ignoran los períodos de cotización por parte del INEM, que se consideran períodos de paro en que el trabajador recibe prestaciones por desempleo, incorporándose su duración como una variable explicativa más de la tasa de salida del desempleo. Con respecto a esta variable hay que

puntualizar que los períodos de cotización por parte del INEM también pueden corresponder a períodos en que el trabajador sufre una Regulación Temporal de Empleo, como se recoge en la legislación vigente. No obstante, durante estos períodos de cotización del INEM, la empresa también cotiza por el trabajador, por lo que podemos identificarlos y posteriormente eliminarlos, dado que habrá, para cada uno de ellos, un apunte de cotización por parte de la empresa que lo englobe temporalmente. Hay que hacer notar también que los períodos de desempleo estudiados corresponden a individuos con un empleo anterior, ya que sin él es imposible calcular la duración del desempleo con nuestros datos. Por lo tanto, para individuos jóvenes no tenemos su primera experiencia de desempleo.

Como vamos a estimar tasas de salida mensuales, eliminamos todas las duraciones de menos de un mes, y también las de un mes de duración, por considerar que pueden reflejar más bien flujos de empleo a empleo. Por otra parte denominamos a una duración calculada de dos meses, como duración de al menos un mes y menos de dos, y así sucesivamente para el resto de duraciones. Esto lo hacemos debido al error de aproximación que supone la construcción de la duración mediante la diferencia entre fechas en meses, ignorando los días concretos de alta y baja dentro del mes.

En el caso de las duraciones de desempleo, consideramos que duraciones de más de tres años y medio son, más bien, abandonos de la población activa, por lo que las censuramos artificialmente a partir del mes 42. Asimismo, las duraciones de empleo y de desempleo que no han terminado antes de agosto de 1993 son observaciones censuradas.

Hay que hacer notar también que los períodos de cotización por parte de la Seguridad Social tienen una difícil interpretación. Un caso claro es el de historias laborales que terminan con un apunte de la Seguridad Social referido a la jubilación del trabajador, que eliminamos. También hemos eliminado los apuntes de individuos cuya historia laboral termina con un apunte de INEM y seguidamente otro de la Seguridad Social, es decir, de jubilación. Estos casos se corresponden con el sistema de prejubilación existente en España para individuos de más de 55 años. Para evitar el sesgo que la alternativa de prejubilación puede ejercer sobre individuos con más de 55 años, hemos eliminado todos los apuntes, tanto de empleo como de desempleo, de individuos mayores de 55 años. Por último, existen individuos que tienen apuntes de Seguridad Social entre dos empleos y que no se corresponden con bajas por enfermedad. Estos casos son también eliminados, pues no sabemos lo que significan.

Por lo tanto, la base de datos resultante contiene apuntes de empleo y desempleo de trabajadores del Régimen General de la Seguridad Social de menos de 55 años, cuyos empleos han comenzado a partir de 1978, han durado más de un mes y han terminado en despido. Se cuenta con datos sobre las variables explicativas que se describen en el apéndice. La principal carencia de esta base de datos es la falta de información sobre el salario y la renta de los trabajadores, que sería muy útil para intentar estimar el efecto de los salarios de reserva y las productividades de reserva sobre las tasas de

salida del desempleo y del empleo. Tampoco tenemos datos individuales sobre los costes de despido o contratación de estos trabajadores, lo que es relevante dado que, a nivel internacional, como se observa en Bentolila y Dolado (1994), España es uno de los países con mayores indemnizaciones por despido: 20 días de salario por año trabajado si el despido es procedente y 45 si es improcedente.

Tras pasar toda esta serie de filtros, nos quedan dos bases de datos: una de períodos de empleo, con 279.971 registros, y otra de períodos de desempleo, con 237.464 registros. Dada la técnica de estimación seguida, que obliga a la construcción de tantos registros de empleo o desempleo como sea su duración, se hizo necesaria la obtención de sendas muestras aleatorias de las bases de datos anteriores, de manera que la estimación se ha llevado a cabo con una muestra de 23.899 períodos de empleo y otra de 14.532 períodos de desempleo. Las características de estas muestras aleatorias se reflejan en los Cuadros 1 y 2.

CUADRO 1
Características de la muestra de períodos de empleo

	Número	Porcentaje
Total:	23.899	
Censurados	2.911	12,18
<i>Sexo:</i>		
Hombres	14.647	61,28
Mujeres	9.252	38,72
<i>Cualificación:</i>		
Cualificación Alta	2.799	11,71
Cualificación Media Alta	3.117	13,04
Cualificación Media Baja	6.921	28,96
Cualificación Baja	11.063	46,29
<i>Edad:</i>		
De 16 a 29	15.717	65,76
De 30 a 44	6.104	25,54
De 45 a 55	2.078	8,69
<i>Duración:</i>		
1 a 6 meses	12.777	53,46
6 a 12 meses	3.722	15,57
12 a 24 meses	3.146	13,17
24 a 48 meses	2.488	10,41
48 a 96 meses	1.273	5,33
más de 96 meses	493	2,06
<i>Estadísticos*:</i>		
Media	13,6	
Mediana	5	

* Sin considerar los datos censurados.

CUADRO 2
Características de la muestra de períodos de desempleo

	Número	Porcentaje
Total:	14.523	
Censurados:	5.345	36,8
Con prestaciones:	4.265	29,36
<i>Sexo:</i>		
Hombres	8.729	60,1
Mujeres	5.794	39,9
<i>Cualificación:</i>		
Cualificación Alta	1.433	9,87
Cualificación Media Alta	1.772	12,20
Cualificación Media Baja	4.077	28,07
Cualificación Baja	7.241	49,86
<i>Edad:</i>		
De 16 a 29	9.773	67,29
De 30 a 44	3.613	24,87
De 45 a 55	1.137	7,83
<i>Duración:</i>		
1 a 6 meses	3.620	24,92
6 a 12 meses	3.080	21,20
12 a 24 meses	3.688	25,39
24 a 36 meses	1.970	13,56
36 a 42 meses	655	4,51
más de 42 meses	1.510	10,39
<i>Estadísticos*:</i>		
Media	14,09	
Mediana	11	

* Sin considerar los datos censurados.

5. Resultados

Tras la construcción de la base de datos procedemos a la estimación de las dos tasas de salida usando la función de distribución logística y la técnica de máxima verosimilitud explicada en la Sección 3.

La especificación concreta de las dos tasas de salida es equivalente, por lo que las explicamos conjuntamente. Para estimar el término aditivo de la dependencia temporal de la tasa de salida, $\theta_0(t)$, comenzamos estimando un polinomio en el logaritmo neperiano de la duración, $\log(t)$, lo más general posible, para progresivamente ir quitando las potencias no significativas, quedándonos finalmente con el polinomio cuyos términos son más significativos y contribuyen en mayor cuantía a la verosimilitud estimada. Con respecto al resto de variables, individuales y agregadas, se comenzó con una

especificación donde se permitían todas las posibles interacciones de éstas con la duración y se fueron suprimiendo las interacciones no significativas.

Las variables empleadas son las siguientes: variables ficticias para el sexo, la cualificación y la edad, y, como variables agregadas, la tasa de crecimiento del PIB nacional, la tasa de paro regional y la variación anual de ésta. Asimismo, se ha introducido en la estimación de la tasa de salida del empleo la duración del anterior período de desempleo y la duración, si existió, del cobro de prestaciones por desempleo. En la estimación de la tasa de salida del desempleo se ha introducido la duración de la anterior experiencia de empleo.

A la hora de recoger la influencia de la zona geográfica y del ciclo económico en las tasas de salida se consideró un segundo modelo, de *descomposición estadística de la tasa de salida*, donde no se utilizaron variables agregadas, sino variables ficticias para cada comunidad autónoma y variables ficticias temporales. Como se puede ver en García Pérez (1996), los resultados de ambos modelos son similares en ambas tasas de salida, por lo que sólo comentaremos los resultados de la estimación del primer modelo.

Por último, se han realizado estimaciones alternativas donde se ha introducido una variable ficticia, *post84*, que toma el valor 1 para períodos de empleo o desempleo posteriores a 1984, para tratar de recoger el efecto de la introducción de los contratos temporales a partir de esa fecha. Una forma alternativa de analizar este efecto sería introducir la tasa de temporalidad de la economía, pero sólo se dispone de datos de esta variable a partir de 1987. El resultado de este procedimiento puede consultarse en García Pérez (1996).

5.1. Tasa de salida del empleo

Como se observa en la primera columna del Cuadro 3, el término aditivo de la dependencia temporal de la tasa de salida del empleo queda recogido con un polinomio en $\log(t)$ hasta la potencia quinta. En los Gráficos 1 a 4 se observa que la dependencia temporal de la tasa de salida no es monótona, sino que es creciente hasta duraciones de 3 meses, y luego decrece rápidamente hasta hacerse prácticamente constante para duraciones de empleo de más de tres años. La alta tasa de salida del empleo para duraciones cortas se puede deber a los problemas que pueden surgir al principio de todo empaquetamiento. El hecho de que para duraciones largas, la tasa de salida sea muy pequeñas puede estar relacionado con los costes de despido, que para dichas duraciones son muy importantes.

Si analizamos los efectos de las variables explicativas vemos, empezando por las características individuales del trabajador, que los hombres tienen una menor probabilidad de ser despedidos que las mujeres. Sin embargo, el efecto se aminora mucho a medida que la duración del empleo crece, siendo prácticamente iguales las tasas de salida estimadas de hombres y mujeres para duraciones suficientemente largas.

CUADRO 3
Estimación de la tasa de salida del empleo

	Sin <i>Post1984</i>		Con <i>Post1984</i>	
<i>Log(t)</i>	-0,457	(-3,84)	-0,609	(-5,09)
<i>(Log(t))</i> ²	1,309	(7,16)	1,400	(7,67)
<i>(Log(t))</i> ³	-0,958	(-9,19)	-1,017	(-9,79)
<i>(Log(t))</i> ⁴	0,234	(9,38)	0,249	(10,04)
<i>(Log(t))</i> ⁵	-0,018	(-8,86)	-0,020	(-9,49)
Sexo	-0,084	(-3,02)	-0,079	(-2,84)
Sexo × <i>Log(t)</i>	0,032	(2,55)	0,034	(2,78)
Cualificación Alta	-0,604	(-12,81)	-0,594	(-12,59)
Cualificación Alta × <i>Log(t)</i>	0,069	(3,67)	0,066	(3,52)
Cualificación Media Alta	-0,402	(-17,32)	-0,408	(-17,56)
Cualificación Media Baja	-0,219	(-12,76)	-0,220	(-12,82)
Edad 30-44	-0,299	(-17,04)	-0,226	(-6,98)
Edad 45-55	-0,629	(-11,60)	-0,351	(-5,19)
Edad 45-55 × <i>Log(t)</i>	0,066	(3,12)	0,034	(1,60)
ΔPib	0,018	(2,28)	-0,010	(-1,92)
ΔPib × <i>Log(t)</i>	-0,013	(-4,31)	-	-
Paro	0,011	(9,24)	0,007	(5,26)
$\Delta Paro$	-0,024	(-5,10)	-0,001	(-0,28)
<i>Post1984</i>	-	-	0,208	(5,65)
<i>Post1984</i> × <i>Log(t)</i>	-	-	0,091	(6,25)
<i>Post1984</i> × Edad 30-44	-	-	-0,118	(-3,09)
<i>Post1984</i> × Edad 45-55	-	-	-0,337	(-6,09)
Paro anterior	0,002	(3,32)	0,0005	(1,11)
Prestaciones anteriores	0,015	(5,99)	0,015	(6,01)
Trimestre 2	-0,028	(-1,33)	-0,033	(-1,55)
Trimestre 3	0,311	(15,32)	0,321	(15,76)
Trimestre 4	0,188	(9,00)	0,192	(9,18)
Constante	-2,231	(-51,86)	-2,230	(-48,66)
Verosimilitud:	-75.494,7		-75.311,7	

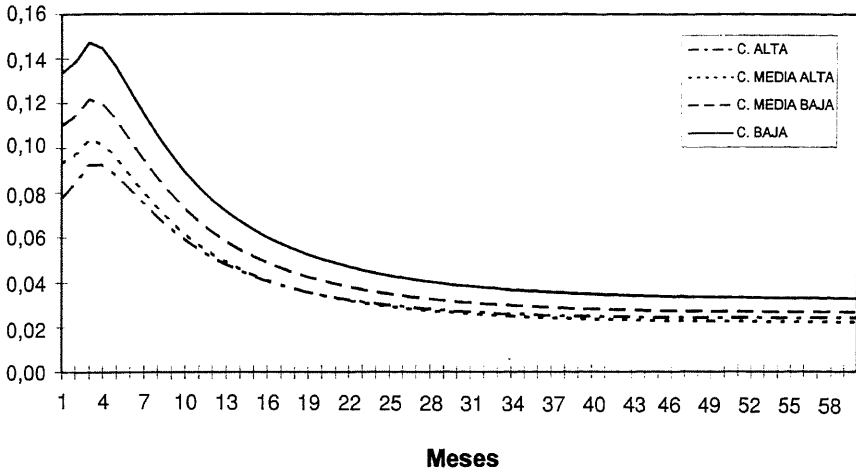
Notas:

1. Estadísticos *t* entre paréntesis.

2. El término constante recoge la tasa de salida de una mujer de 16 a 29 años, perteneciente al grupo cualificación baja que pierde el empleo en el primer trimestre.

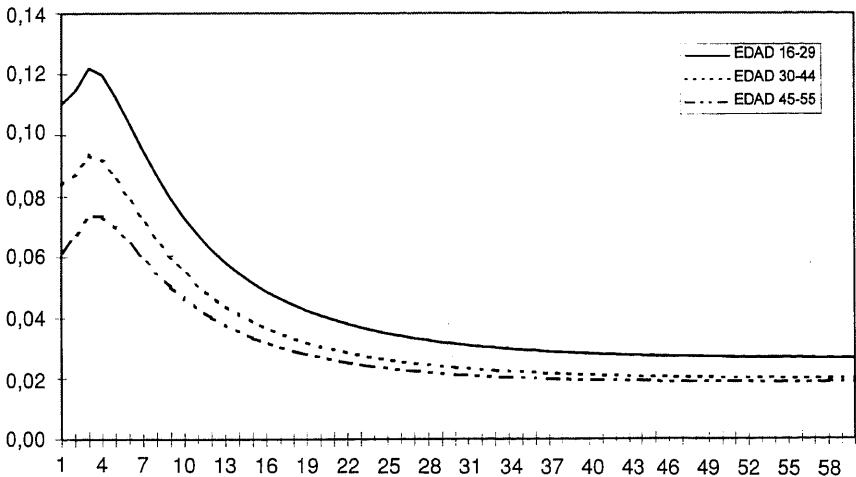
Con respecto a la cualificación se observa en el Gráfico 1 un efecto muy positivo, es decir, los individuos más cualificados tienen una menor probabilidad de despido que los menos cualificados. Esto puede justificarse, acudiendo al modelo de Jovanovic, por una menor probabilidad de que la

productividad sea inferior a la productividad de reserva para individuos más cualificados, lo que hace que su tasa de salida del empleo sea mucho menor.



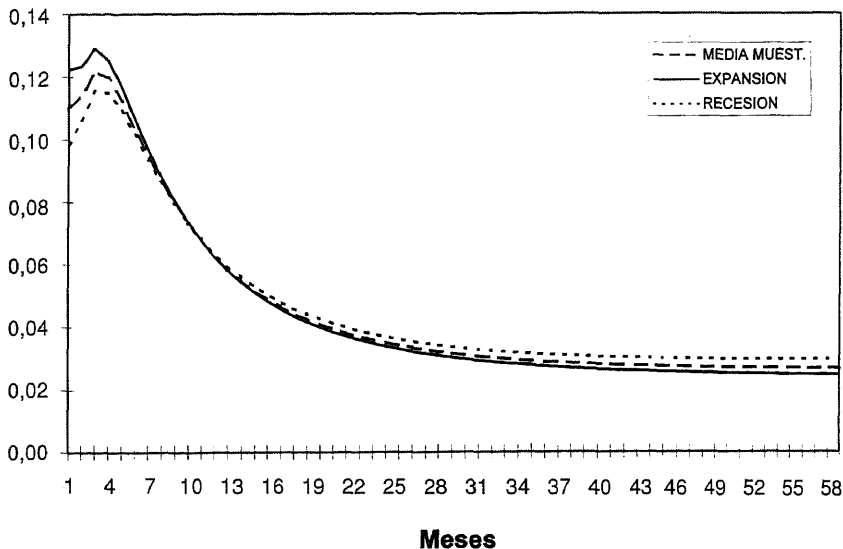
Grupo de referencia: Hombre, edad 16-29, trimestre 4, Δ PIB = 2,56%, Paro = 17,58%, Δ paro = 0,59%.

GRAFICO 1
Tasa de salida del empleo por grupo de cualificación



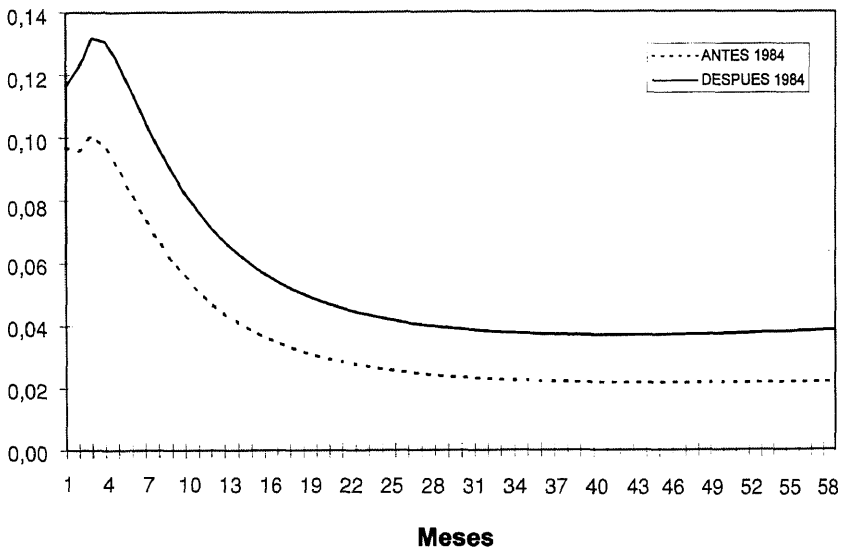
Grupo de referencia: Hombre, cualificación media baja, trimestre 4, Δ PIB = 2,56%, Paro = 17,58%, Δ paro = 0,59%.

GRAFICO 2
Tasa de salida del empleo por grupo de edad



Grupo de referencia: Hombre, cualificación media baja, edad 16-29, trimestre 4, Δ PIB = 2,56%, Paro = 17,58%, Δ paro = 0,59%, *expansión*: Δ PIB = 6,13%, Paro = 18,56%, Δ paro = -1,08%, *recesión*: Δ PIB = -1,59%, Paro = 20,83%, Δ paro = 3,99%.

GRAFICO 3

Tasa de salida del empleo y ciclo económico (sin *post84*)

Grupo de referencia: Hombre, edad 16-29, cualificación media baja, trimestre 4, Δ PIB = 2,56%, Paro = 17,58%, Δ paro = 0,59%.

GRAFICO 4

Tasa de salida del empleo antes y después de 1984

Por lo que respecta a la edad, el Gráfico 2 muestra que los jóvenes tienen la mayor probabilidad de despido y los trabajadores de más de 45 años la menor. De nuevo las diferencias se reducen para duraciones suficientemente largas, aunque los jóvenes siguen teniendo una mayor tasa de salida. Esto puede ser debido a que los jóvenes sean contratados con mayor probabilidad mediante un contrato temporal, como se concluye en Segura *et al.* (1991). Este resultado, junto al que luego veremos para la tasa de salida del desempleo, confirma la existencia de una mayor rotación laboral en el grupo de población joven.

Con respecto al crecimiento del PIB, el Gráfico 3 muestra que la tasa de salida del empleo es débilmente procíclica aunque el efecto se pierde para duraciones de más de seis meses. Sin embargo, para duraciones de empleo de más de seis meses, el efecto del ciclo económico es prácticamente nulo, con lo cual podríamos extraer la conclusión de que la tasa de salida del empleo es *débilmente procíclica* para empleos de corta duración y *acíclica* para duraciones de empleo de más de seis meses. Con respecto a la tasa de paro regional el efecto es el esperado: la tasa de salida del empleo es mayor para regiones con tasas de paro altas que para regiones con menor paro. Sin embargo, el resultado de más difícil explicación surge con la variación anual del paro regional, ya que el modelo estimado indica que es más alta la probabilidad de despido cuando el paro decrece que cuando crece. Este resultado es inesperado y puede ser debido, posiblemente al carácter procíclico de la tasa de salida del empleo, dado que ΔPIB y $\Delta Paro$ son variables muy correlacionadas.

Con respecto a las variables referidas al anterior período de desempleo, vemos como su duración ejerce un efecto positivo, es decir, a mayor duración, mayor es la probabilidad de despido. Este resultado indica que no se verifica en España, al menos con nuestros datos, la hipótesis de que una mayor permanencia en el desempleo ayude a realizar un mejor emparejamiento trabajador-empresa, sino que, más bien, parece que domina el efecto negativo de que a mayor tiempo en el desempleo, peores características incorpora el trabajador a su nuevo empleo. En cuanto al cobro de prestaciones por desempleo, aporta un efecto positivo a la probabilidad de despido, lo cual puede venir provocado por una menor intensidad de búsqueda de empleo por parte del trabajador, lo que hará que cuando lo encuentre, exista una mayor probabilidad de que se rompa el emparejamiento.

Si comparamos las dos columnas del Cuadro 3 vemos que al introducir la variable ficticia que capta los empleos posteriores a 1984, *post84*, dicha variable tiene un efecto muy fuerte sobre la tasa de salida del empleo: tras 1984, la tasa de salida del empleo es mucho mayor. Como se observa con las interacciones que resultan significativas entre dicha variable y el resto de variables explicativas, la temporalidad afecta especialmente a los jóvenes, que tienen una mayor probabilidad de despido tras este año. Otro hecho interesante de esta segunda estimación es que el efecto del PIB es ahora el contrario, la tasa de salida del empleo es mayor en recesiones que

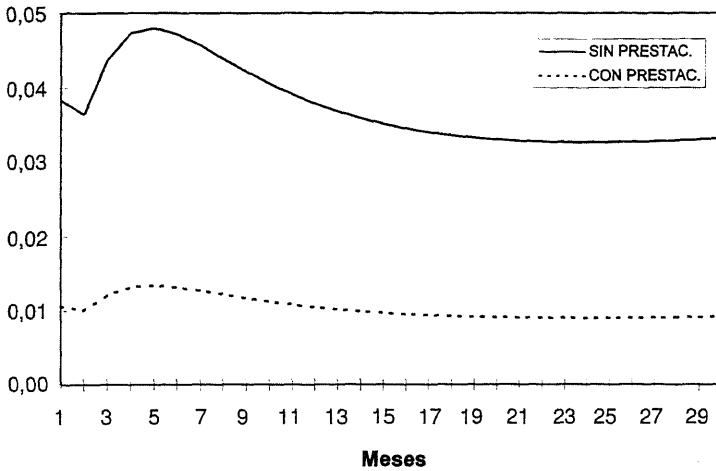
en expansiones, lo cual proporciona una explicación alternativa del anterior efecto positivo de dicha variable, es decir, que dicho efecto podía estar recogiendo la influencia de la temporalidad. En conclusión, tras la introducción en la variable *post84* obtenemos un resultado para la tasa de salida del empleo que está en concordancia con lo encontrado en trabajos a nivel internacional (Blanchard y Diamond, 1990 o Davis y Haltiwanger, 1992), donde se encuentra que el flujo de trabajadores del empleo al desempleo y la tasa de despido son contracíclicos, si bien esta contracíclicidad sólo se manifiesta para duraciones cortas en el empleo.

Por último, es útil comparar nuestros resultados con los obtenidos en la literatura anterior. Con respecto al trabajo de García-Fontes y Hopenhayn (1996), donde se estima la tasa de salida del empleo con la misma base de datos y usando el supuesto de riesgo proporcional, los resultados son muy similares: en ambos trabajos se encuentran menores tasas de salida del empleo para trabajadores mayores, hombres y más cualificados. También obtienen un efecto cíclico muy débil y que la tasa de salida del empleo aumentó significativamente tras 1984. Con respecto al trabajo de Sánchez Moreno y Peraita (1996), donde se estima la probabilidad de cambio involuntario de empleo mediante la técnica del logit multinomial y usando la ECVT, también se encuentra que el nivel de estudios y la edad influyen negativamente sobre la probabilidad de cambio involuntario. Por último, en García Serrano y Malo (1996), usando datos de la Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase (ECBC), no se encuentra que ninguna característica individual afecte a la tasa de salida del empleo mientras que en nuestro trabajo, con otra técnica de estimación, se encuentran efectos significativos de varias. En conclusión, podemos decir que los resultados obtenidos aquí están en concordancia con otros resultados obtenidos para España usando tanto otras técnicas de estimación como otras bases de datos, si bien, nuestros resultados podrían ser algo más fiables, dado que tanto la técnica econométrica es más adecuada como la base de datos es más rica en el período temporal considerado y en el número de observaciones.

5.2. Tasa de salida del desempleo

Para esta tasa de salida se ha estimado un término aditivo de la duración mediante un polinomio de grado cinco, que es el que mejor se ajustaba a los datos. La relación que recoge este término aditivo no es monótona ni lineal y provoca una tasa de salida de la forma que se representa en los Gráficos 5 al 8. En éstos se observa una probabilidad creciente de salida del paro con un máximo en los cinco meses, que se vuelve decreciente para duraciones mayores, permaneciendo prácticamente constante para los parados de más de dieciocho meses. Veamos ahora el efecto de cada una de las variables explicativas.

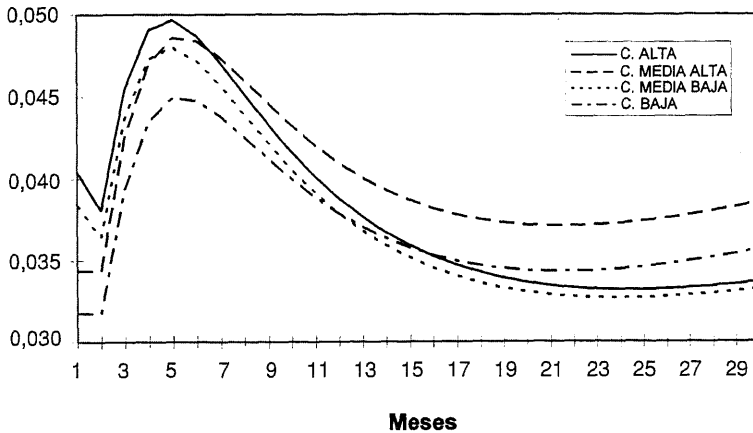
Comenzando por las prestaciones por desempleo vemos, en el Gráfico 5, que es negativo y muy significativo, esto es, tener prestaciones por desem-



Grupo de referencia: Hombre, cualificación media baja, edad 16-29, trimestre 3, Madrid, Δ PIB = 2,28%, Paro = 18,5%, Δ Paro = 0,88%.

GRAFICO 5

Tasa de salida del desempleo y Prestaciones por desempleo



Grupo de referencia: Hombre, sin prestaciones por desempleo, edad 16-29, trimestre 3, Δ PIB = 2,28%, Paro 18,5%, Δ Paro = 0,88%.

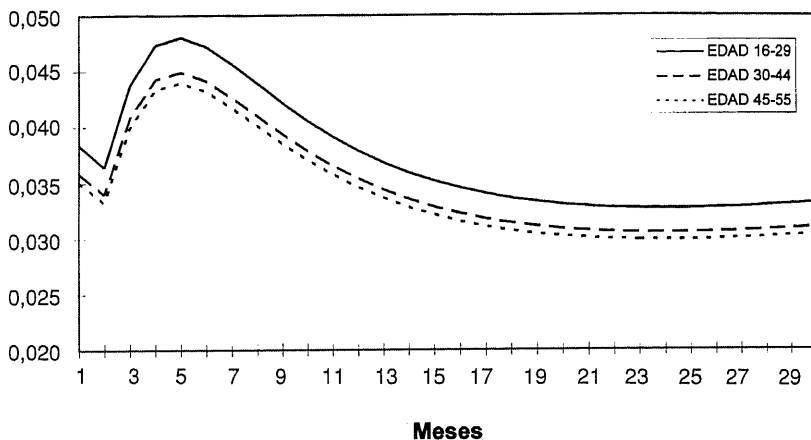
GRAFICO 6

Tasa de salida del desempleo por grupo de cualificación

pleo hace que la probabilidad de salir del desempleo se reduzca mucho, lo cual es coherente con lo que predicen los modelos de búsqueda de empleo.

Si nos fijamos ahora en el sexo, vemos que los hombres tienen una mayor probabilidad de salir del paro que las mujeres.

El efecto de la cualificación es sorprendente. Para duraciones en el desempleo cortas, de hasta 12 meses, el efecto es el esperado, es decir, que los más cualificados salen antes que los no cualificados. No obstante, en el Gráfico 6 se observa que para duraciones en el desempleo altas, los no cualificados tienen mayores tasas de salida del desempleo que los cualificados. Este resultado indica que la cualificación ayuda para salir del desempleo, pero puede ser una importante rémora cuando el desempleado se convierte en uno de larga duración. También puede venir explicado este hecho por la pérdida de capital humano que supone el estar desempleado (Pissarides, 1992) o, simplemente, porque los trabajadores más cualificados tengan un mayor salario de reserva. Sin embargo, hay que hacer notar que el grupo de cualificación media alta tienen un comportamiento que no se ajusta a lo explicado anteriormente, pues tienen una pequeña probabilidad de salir del paro para duraciones cortas, de menos de cuatro meses, pero mayor probabilidad de salir que los otros grupos para duraciones mayores de seis meses. Esto no debe sorprender mucho si se piensa que este tipo de cualificación ha sido muy demandada por los empresarios a lo largo de la última década en España.



Grupo de referencia: Hombre, sin prestaciones por desempleo, cualificación media baja, trimestre 3, Δ PIB = 2,28%, Paro = 18,5%, Δ Paro = 0,88%.

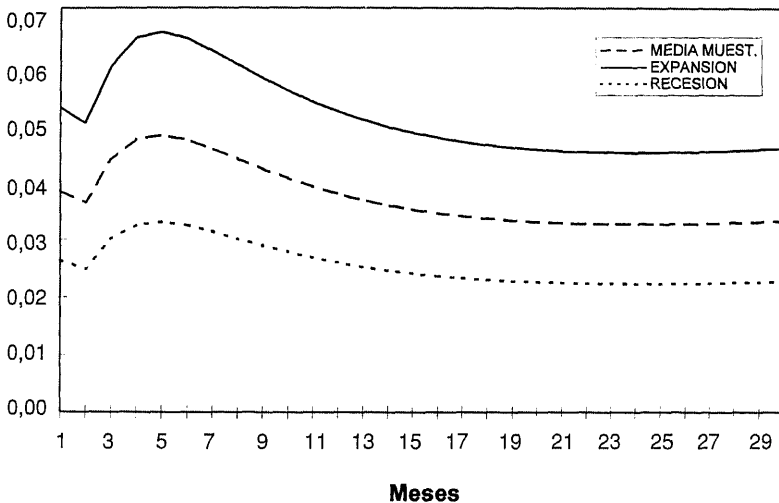
GRAFICO 7

Tasa de salida del desempleo por grupo de edad

Con respecto a la edad del trabajador se halla que los jóvenes tienen la mayor probabilidad de salida del desempleo, pero no se encuentran, como se ve en el Gráfico 7, diferencias significativas, en cuanto a la probabilidad de salir del desempleo, entre individuos de entre 30 y 44 años e individuos con una edad entre 45 y 55 años. También hay que indicar que la interacción de la edad con el cobro de prestaciones por desempleo tiene efectos interesantes, ya que obtenemos que el efecto negativo del cobro de presta-

ciones se reduce para individuos de más de 30 años y aumenta para los jóvenes. Es decir, las estimaciones sugieren que tener derecho a prestaciones por desempleo reduce más la intensidad de búsqueda de los jóvenes que la del resto de trabajadores. Ello podría ser debido a que la prestación por desempleo incrementa el valor actual de estar parado para los jóvenes, en mayor medida que para los adultos, derivándose ésto en unas menores tasas de salida para los primeros.

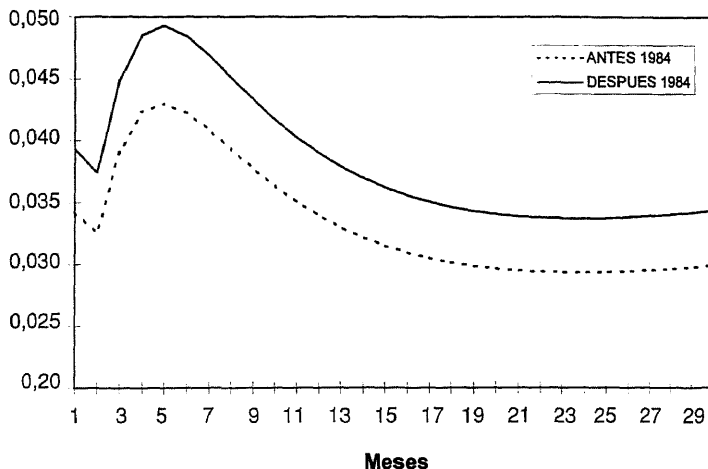
Las variables agregadas muestran, como se observa en el Gráfico 8, que la tasa de salida del desempleo es claramente *procíclica*. Con respecto a la tasa de paro regional se observa que tiene un efecto negativo, si bien es muy pequeño y poco significativo, es decir, el modelo no predice grandes diferencias entre regiones con respecto a la tasa de salida del desempleo. Por último, la variación anual del paro regional tiene un signo negativo, que indica que es más fácil salir del desempleo en regiones donde el paro está decreciendo que en aquellas donde crece. Hay que hacer notar que la fuerte prociclicidad de la tasa de salida del desempleo encontrada para España sí es conforme con la evidencia internacional de que el flujo de entradas al empleo es procíclico (ver Blanchard y Diamond, 1990, o Burda y Wyplosz, 1994). Por lo tanto, vista la débil contraciclicidad de la tasa de salida del empleo, una vez que introducimos la variable *post84*, podemos concluir que España se ajusta a los hechos estilizados observados para el resto del mundo sólo a medias: aunque en las expansiones es más fácil salir del desempleo, el



Grupo de referencia: Hombre, sin prestaciones por desempleo, cualificación media baja, edad 16-29, trimestre 3, Δ PIB = 2,28%, Paro = 18,5%, Δ Paro = 0,88%, *Expansión*: Δ PIB = 6,13%, Paro = 18,56%, Δ paro = -1,08%, *recesión*: Δ PIB = -1,59%, Paro = 20,83%, Δ paro = 3,99%.

GRAFICO 8

Tasa de salida del desempleo y ciclo económico



Grupo de referencia: Hombre, sin prestaciones por desempleo, cualificación media baja, edad 16-29, trimestre 4, Δ PIB = 2,28%, Paro = 18,5%, Δ paro = 0,88%.

GRAFICO 9

Tasa de salida del desempleo antes y después de 1984

flujo de entrada proveniente de la población empleada sigue siendo muy importante, por lo que la tasa de desempleo se reduce poco. Mientras tanto, en las recesiones, la probabilidad de salida del desempleo se reduce mucho mientras que la entrada en el desempleo es mayor, con la cual la tasa de desempleo aumenta bastante.

Con respecto a la duración del anterior período de empleo se puede observar que tiene un efecto, en general, negativo sobre la tasa de salida del desempleo, si bien es poco significativo. Este efecto puede venir explicado por el hecho de que una experiencia laboral larga puede hacer que, una vez se queda parado, sea más difícil para el trabajador encontrar otro empleo que se adecúe a sus características. Sin embargo, puede que individuos con duraciones de empleo cortas también tengan estancias en el desempleo cortas, debido a que tengan una alta rotación laboral. Para verificar si se produce este hecho hemos introducido una variable ficticia que toma el valor 1 para duraciones en el empleo menores de tres años. Se puede observar que se verifica nuestra predicción a priori, es decir, que existe una alta probabilidad de salir del desempleo si la duración del anterior empleo fue inferior a tres años, dada la alta rotación laboral que sufren los trabajadores con contratos temporales.

Si comparamos las dos columnas del Cuadro 4 vemos que al introducir la variable *post84*, encontramos que la tasa de salida del desempleo aumentó considerablemente tras esa fecha. Asimismo, se observa que la introducción de la contratación temporal ha ayudado especialmente a los trabajadores jóvenes y a los no cualificados.

CUADRO 4
Estimación de la tasa de salida del desempleo

	Sin Post 1984	Con Post 1984
$Log(t)$	-1,065 (-2,97)	-1,060 (-2,96)
$(Log(t))^2$	2,442 (3,73)	2,436 (3,72)
$(Log(t))^3$	-1,561 (-3,51)	-1,557 (-3,49)
$(Log(t))^4$	0,392 (3,04)	0,390 (3,03)
$(Log(t))^5$	-0,034 (-2,54)	-0,034 (-2,52)
Prestaciones	-1,313 (-16,97)	-1,297 (-16,75)
Sexo	0,057 (2,58)	0,062 (2,75)
Cualificación Alta	0,251 (2,69)	0,624 (5,05)
Cualificación Alta $\times Log(t)$	-0,091 (-2,36)	-0,094 (-2,43)
Cualificación Media Alta	0,081 (2,35)	0,513 (5,93)
Cualificación Media Alta $\times Log(t)$	-	-
Cualificación Media Baja	0,197 (3,07)	0,297 (3,39)
Cualificación Media Baja $\times Log(t)$	-0,079 (-3,06)	-0,079 (-3,08)
Edad 30-44	-0,070 (-2,63)	-0,069 (-2,53)
Edad 30-44 \times Prestaciones	0,409 (3,22)	0,402 (3,17)
Edad 45-55	-0,093 (-2,21)	-0,268 (-3,26)
Edad 45-55 \times Prestaciones	0,514 (2,93)	0,476 (2,72)
ΔPib	0,065 (8,23)	0,063 (7,99)
Paro	-0,002 (-1,21)	-0,003 (-1,78)
Δ Paro	-0,041 (-5,90)	-0,038 (-5,23)
Post 1984	-	0,264 (5,88)
Post 1984 \times Cualificación Alta	-	-0,436 (-4,39)
Post 1984 \times Cualificación Media Alta	-	-0,508 (-5,39)
Post 1984 \times Cualificación Media Baja	-	-0,120 (-1,75)
Post 1984 \times Edad 45-55	-	-0,455 (-4,87)
Empleo anterior	-0,002 (-1,60)	-0,002 (-1,55)
Empleo anterior < 3 años	0,255 (10,78)	0,245 (10,28)
Trimestre 2	0,045 (1,56)	0,045 (1,55)
Trimestre 3	0,065 (2,18)	0,066 (2,21)
Trimestre 4	-0,156 (-5,06)	-0,156 (-5,07)
Constante	-3,603 (-49,69)	-3,803 (-47,81)
Verosimilitud:	-38.918,9	-38.884,8

Notas:

1. Estadísticos t entre paréntesis.
2. El término constante recoge la tasa de salida de una mujer de 16 a 29 años, sin prestaciones por desempleo, perteneciente al grupo cualificación baja que sale del paro en el primer trimestre.

Por último, vamos a comparar los resultados obtenidos con los de otros trabajos. Nos vamos a centrar en la comparación con Bover, Arellano y Bentolila (1996), donde se utiliza la misma técnica econométrica, pero distinta base de datos y con García-Fontes y Hopenhayn (1996), donde se usa la misma base de datos, pero un modelo econométrico distinto. Con respecto al primer trabajo, se obtiene la misma dependencia temporal no monótona de la tasa de salida del desempleo si bien sus tasas de salida predichas son mayores que las nuestras, pues dicho estudio se centra en el periodo 1987-1993, donde el mercado de trabajo era más dinámico que en los años anteriores, que también quedan recogidos en nuestro estudio. Quizá la coincidencia mayor entre ambos trabajos sea en el efecto negativo de la percepción de prestaciones por desempleo. No obstante, en Bover, Arellano y Bentolila (1996), este efecto se pierde para duraciones de más de doce meses, mientras que con nuestros datos este efecto nunca se pierde. Esta diferencia puede venir motivada por varias causas. En concreto, pensamos que el hecho de que ellos sólo observen duraciones de hasta catorce meses, puede hacer que el efecto de las prestaciones no quede suficientemente bien recogido. Asimismo, el porcentaje de censura es mucho mayor en aquel trabajo, lo cual reincide en la explicación anterior. Con respecto al resto de variables explicativas, se encuentra el mismo efecto negativo de la edad y el mismo carácter procíclico de la tasa de salida del desempleo. Por último, hay que hacer notar que en ambos trabajos se obtiene el resultado de que la cualificación ayuda en principio a salir del desempleo, pero que, a medida que el parado es de más larga duración, son los menos cualificados los que más probabilidad de salir del desempleo tienen. Con respecto a García-Fontes y Hopenhayn (1996), sus resultados son bastante más pobres que los obtenidos aquí, posiblemente debido al supuesto de riesgo proporcional, que puede ser menos adecuado para la tasa de salida del desempleo que para la del empleo. Así, no encuentran significativo el efecto de la edad, ni de algunos grupos de cualificación, si bien sí encuentran, como aquí, que los hombres salen más fácilmente del desempleo que las mujeres y que la tasa de salida de dicho estado aumenta considerablemente tras 1984.

En conclusión, podemos decir que los resultados obtenidos son consecuentes con la teoría de la búsqueda de empleo y con los resultados de la mayoría de trabajos empíricos realizados en España y a nivel internacional.

6. Conclusiones

Tras el estudio pormenorizado de las dos tasas de salida, podemos concluir que existen unas características personales propias de los trabajadores con mayores probabilidades de salir y de entrar en el desempleo. Por lo que respecta a la entrada en el desempleo, vía despido, hemos visto cómo son los individuos menos cualificados y los más jóvenes, además de las mujeres, los grupos de población que mayor tasa de despido tienen. Podemos inferir del modelo de Jovanovic que estos grupos deben tener una mayor probabilidad de que su productividad esperada alcance la productividad de reserva y que, por lo tanto, sean despedidos.

Con respecto a la tasa de salida del desempleo hemos visto cómo el cobro de prestaciones por desempleo hace que la probabilidad de salir del desempleo sea mucho menor, si bien este efecto negativo se reduce para individuos de más de 30 años. Por otra parte, son, de nuevo, los individuos menos cualificados, aunque sólo entre los parados de corta duración, los individuos mayores de 30 años y las mujeres, los grupos de población con menor probabilidad de salir del desempleo.

Por otra parte, el ciclo económico tiene unos efectos muy interesantes sobre las tasas de salida del empleo y del desempleo. En primer lugar hemos encontrado que la tasa de salida del empleo es sólo débilmente contracíclica una vez que introducimos una variable ficticia para controlar por la introducción de los contratos temporales en 1984 y sólo para empleos de menos de seis meses, lo cual entra en contradicción con la evidencia internacional mostrada por autores como Blanchard y Diamond (1990) para Estados Unidos o, para el caso de varios países europeos, por Burda y Wyplosz (1994), donde se encuentra una fuerte contracíclicidad. Por otra parte, hemos encontrado un fuerte carácter procíclico de la tasa de salida del desempleo, lo cual es coherente con la evidencia internacional de que la creación de empleo es procíclica (Davis y Haltiwanger, 1992). De hecho, aunque el flujo bruto del desempleo al empleo sea contracíclico, como demuestran Blanchard y Diamond (1990) para la economía americana y Burda y Wyplosz (1994) para varias economías europeas, incluida España, el mayor aumento del número de desempleados en las recesiones y su disminución en las expansiones hace que la tasa de salida se comporte de forma procíclica.

Por último, queremos resaltar el resultado de que la introducción de los contratos temporales en 1984 ha hecho que tanto la tasa de salida del empleo como la del desempleo sean mayores tras esa fecha. Sin embargo, no hay que olvidar que la variable ficticia introducida puede recoger otros efectos como la propia expansión económica producida tras esa fecha u otros cambios institucionales.

Apéndice: Variables explicativas

Las variables explicativas que se usan en la base de datos de este trabajo son las siguientes:

- *Duración* del empleo o desempleo en meses.
- *Sexo*: 1 para hombres y 0 para mujeres.
- *Prestaciones*: 1 para individuos con prestaciones por desempleo ese período y 0 en caso contrario.
- *Cualificación Alta*: individuos cuya categoría profesional es una de las siguientes: ingeniero o licenciado, ingeniero técnico o titulado y jefe administrativo o de taller.
- *Cualificación Media Alta*: individuos cuya categoría profesional es una de las siguientes: ayudante no titulado, oficial administrativo o subalterno.

- *Cualificación Media Baja*: individuos cuya categoría profesional es una de las siguientes: auxiliar administrativo, oficial de primera o de segunda.
- *Cualificación Baja*: individuos cuya categoría profesional es una de las siguientes: oficial de tercera, peón o trabajador menor de 18 años.
- *Edad*: individuos cuya edad en el momento de comienzo de la incidencia correspondiente, empleo o desempleo, corresponde a uno de los 3 grupos siguientes: hasta 29 años, de 30 a 44 años y de 45 a 55 años.
- *ΔPIB*: tasa de crecimiento trimestral del PIB real de la economía española sobre el mismo trimestre del año anterior. Se ha considerado igual tasa de crecimiento para los tres meses de cada trimestre.
- *Paro*: tasa de paro trimestral de la comunidad autónoma donde se desarrolló el empleo o el período de desempleo correspondiente. Se ha considerado igual tasa de paro para los tres meses de cada trimestre.
- *ΔParo*: tasa de variación de un trimestre con respecto al mismo trimestre del año anterior para la comunidad autónoma correspondiente. Se ha considerado igual tasa para los tres meses de cada trimestre.

Referencias

- Alba-Ramírez, A. (1991): «Mismatch in the spanish labor market: Overeducation?», *The Journal of Human Resources* 28, pp. 259-278.
- Bentolila, S. y Dolado, J. J. (1994): «Labour flexibility and wages: lessons from Spain», *Economic Policy* 18, pp. 51-99.
- Blanchard, O. J. y Diamond, P. (1990): «The cyclical behaviour of the gross flows of U.S. Workers», *Brookings Papers on Economic Activity* 2, pp. 85-155.
- Bover, O.; Arellano, M. y Bentolila, S. (1996): «Unemployment duration, benefit duration and the business cycle», Estudios Económicos, Banco de España, 57.
- Burda, M. y Wyplosz, Ch. (1994): «Gross worker and job flows in Europe», *European Economic Review* 38, pp. 1287-1315.
- Cebrián, I.; García Serrano, C.; Muro, J.; Toharia, L. y Villagómez, E. (1996): Protección social y acceso al empleo, Colección Estudios, Consejo Económico y Social, 34.
- Davis, S. y Haltiwanger, J. (1992): «Gross job creation and destruction. Microeconomic evidence and macroeconomic implication», en: O. J. Blanchard y S. Fischer (eds.), *NBER Macroeconomics Annual* 5, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- García-Fontes, W. y Hopenhayn, H. (1996): «Flexibilización y volatilidad del empleo», *Moneda y Crédito* 206, pp. 205-227.
- García Pérez, J. I. (1996): «Las tasas de salida del empleo y el desempleo en España (1978-1993)», Tesina CEMFI nº 9601, CEMFI, Madrid.
- García Serrano, C. y Malo, M. A. (1996): «Desajuste educativo y movilidad laboral en España», *Revista de Economía Aplicada* 11-IV, pp. 105-131.
- Jenkins, S. (1995): «Easy estimation methods for discrete time duration models», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 57, pp. 120-138.

- Jovanovic, B. (1979): «Job matching and the theory of turnovers», *Journal of Political Economy* 89, pp. 972-990.
- Jovanovic, B. (1984a): «Wages and turnover: A parametrization of the job matching model», en G. Eliasson, B. Holmlund, F. P. Stafford (eds.), *Studies in Labor Market Behavior: Sweden and the United States*, Stockholm, Sweden: I.U.I. Conference Report.
- Jovanovic, B. (1984b): «Matching, turnover and unemployment», *Journal of Political Economy* 92, pp. 108-122.
- Mortensen, D. (1977): «Unemployment insurance and search decisions», *Industrial and Labor Relations Review* 30-4, pp. 505-517.
- Mortensen, D. (1986): «Job search and labor market analysis», en *Handbook of Labor Economics*, Ashenfelter, O. C. y Layard, R. (eds.), North-Holland, Amsterdam (Volumen II), pp. 849-919.
- Narendranathan, W. y Stewart, M. (1993): «How does the benefit effect vary as unemployment spells lengthen?», *Journal of Applied Econometrics* 8, pp. 361-381.
- Pissarides, C. A. (1992): «Loss of skill during unemployment and the persistence of employment shocks», *Quarterly Journal of Economics* 107, pp. 1371-1391.
- Sánchez Moreno, M. y Peraita, C. (1996): «Movilidad voluntaria interempresas en España: una aproximación bivalente», Universidad de Valencia, mimeo.
- Segura, J.; Durán, F.; Toharia, L. y Bentolila, S. (1991): *Análisis de la Contratación Temporal en España*, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid.
- Sueyoshi, G. (1995): «A class of binary response models for grouped duration data», *Journal of Applied Econometrics* 10, pp. 411-431.

Abstract

This paper studies the empirical determinants of the hazard rates between employment and unemployment in Spain from 1978 to 1993. The theoretical background is standard job search model for the unemployment to employment hazard and the matching model for the employment to unemployment hazard. Using maximum likelihood techniques, it is shown that the employment to unemployment hazard is almost acyclical and higher for women, and for young and low skilled workers. The unemployment to employment hazard is very procyclical and higher for workers without unemployment benefits, men, and for young and high skilled workers. I also analyze, the effect of fixed-term contracts on hazard rates and show that both hazards are higher since the introduction of these contracts.