

DURACIÓN DEL
DESEMPLEO,
DURACIÓN DE LAS
PRESTACIONES Y
CICLO ECONÓMICO

Olympia Bover,
Manuel Arellano y Samuel Bentolila

Este documento contiene gráficos vinculados. Para verlos, sitúese sobre el texto “ver gráfico...” que aparece en su lugar y pulse el botón izquierdo del ratón. Para continuar la lectura del documento, vuelva a pulsar el botón izquierdo del ratón.

DURACIÓN DEL DESEMPLEO, DURACIÓN DE LAS PRESTACIONES Y CICLO ECONÓMICO

Olympia Bover,
Manuel Arellano y Samuel Bentolila

El Banco de España, al publicar esta serie, pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

El Banco de España difunde algunos de sus informes más importantes a través de las redes INTERNET e INFOVÍA.

Las direcciones del servidor de información WWW en estas redes son:
<http://www.bde.es> y <http://www.bde.inf>, respectivamente.

ISBN: 84-7793-519-X

Depósito legal: M. 39207-1996

Imprenta del Banco de España

ÍNDICE

	<i>Páginas</i>
INTRODUCCIÓN.....	7
I. MARCO TEÓRICO	11
I.1. La duración del paro y las prestaciones por desempleo	11
I.2. Duración del paro, ciclo económico e histéresis	12
II. ASPECTOS INSTITUCIONALES Y DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS	15
II.1. Aspectos institucionales	15
II.1.1. Las prestaciones por desempleo en España ..	15
II.1.2. La contratación temporal.....	16
II.2. Los datos	17
II.3. Análisis preliminar de las tasas de salida empíricas, el ciclo económico y las prestaciones	18
III. MODELOS EMPÍRICOS Y TÉCNICAS ECONÓMICAS	21
III.1. Modelos básicos	21
III.2. Modelos con heterogeneidad inobservable.....	27
III.2.1. Heterogeneidad inobservable en modelos de duraciones discretas con variables pre-determinadas	28
III.2.2. Función de verosimilitud logarítmica con heterogeneidad inobservable	30
IV. RESULTADOS EMPÍRICOS	31
IV.1. Dependencia de la duración	32
IV.2. Características individuales	32
IV.2.1. Prestaciones por desempleo	32
IV.2.2. Otras características individuales	33

	<u>Páginas</u>
IV.3. El ciclo económico	34
IV.4. Heterogeneidad inobservable	36
IV.5. Discusión de los resultados	38
V. CONCLUSIONES.....	43
CUADROS Y GRÁFICOS	45
APÉNDICES	59
BIBLIOGRAFÍA	71

INTRODUCCIÓN (1)

¿Inducen las prestaciones por desempleo a un aumento de la duración del paro? En principio cabría esperarlo así, puesto que las personas tenderán a ser más selectivas con respecto a las ofertas de empleo que reciban cuanto mayor sea su renta cuando estén paradas. Además, la teoría de la búsqueda de empleo predice que, bajo condiciones bastante generales, tanto mayores niveles de prestaciones como períodos más largos de percepción deberían aumentar la duración del paro.

La evidencia empírica existente a partir de datos microeconómicos de Estados Unidos y del Reino Unido confirma esta predicción, pero los efectos estimados del nivel de las prestaciones sobre la duración media del paro resultan ser relativamente reducidos (2). Con respecto a la duración de las prestaciones, el resultado más significativo es la presencia de fuertes aumentos de la tasa de salida del paro en la cercanía del período de agotamiento de las prestaciones, hallado para Estados Unidos por Katz y Meyer (1990), entre otros (3) (4). No obstante, las estimaciones

(1) Los autores agradecen los comentarios de Daron Acemoglu, Alfonso Alba, Olivier Blanchard, Raquel Carrasco, Daniel Cohen, Jaume García, Guido Imbens, Juan F. Jimeno, Pedro Mira, Alfonso Novales, Steve Pischke, Enrique Sentana, Luis Toharia, José Viñals y de los participantes en seminarios en el Banco de España y en el MIT, y la ayuda prestada por Raquel Carrasco y Francisco de Castro. Los errores que puedan subsistir son de nuestra exclusiva responsabilidad.

(2) Según las estimaciones habituales, un aumento del 10 % en el nivel de las prestaciones aumentaría la duración entre una semana y una semana y media [véanse Moffit y Nicholson (1982) y Meyer (1990), respectivamente]. Para el Reino Unido, las estimaciones van de media a una semana [véanse Narendranathan *et al.* (1985) y Lancaster y Nickell (1980), respectivamente]. Atkinson y Micklewright (1991) presentan una panorámica de esta literatura.

(3) Estos autores encuentran que un aumento de la duración de las prestaciones en una semana aumenta la duración del paro en una quinta parte de una semana.

(4) Para España se ha hallado un efecto de alargamiento de la duración cuando aumenta la duración de las prestaciones imputada (no la real, que no se observa) en varios estudios que emplean datos de corte transversal de la Encuesta de Condiciones de Vida y Trabajo en España de 1985: Alba-Ramírez y Freeman (1990), Ahn y Ugidos (1995) y Blanco (1995), mientras que Andrés y García (1993) solo hallan ese efecto cuando se excluyen las variables ficticias de sector. Además, Cebrián *et al.* (1995) hallan un aumento de la tasa de salida del paro en los tres últimos meses de percepción de prestaciones —con datos de perceptores del período 1987-1992—, aunque solo es acusado para aquellos que tienen hasta nueve meses de derecho. Los tres últimos estudios estiman efectos reducidos de la tasa de reposición (la razón entre la cuantía de la prestación y el salario anterior) sobre dicha tasa de salida.

existentes de la elasticidad de la duración del paro con respecto a las prestaciones pueden verse afectadas por algunos problemas de los que adolecen los datos empleados para realizarlas. En concreto, muchos estudios emplean datos de corte transversal que abarcan un período corto, lo que tiene varias consecuencias importantes. En primer lugar, los datos se refieren a un conjunto de parados en un momento del tiempo, lo que implica que es más probable que se observe en la muestra a personas con duraciones de paro más largas (lo que se conoce como el problema de *muestreo de stock*) y sin subsidio. En segundo lugar, el final del período de paro no se observa para la mayor parte de dichos períodos, es decir, las observaciones están *censuradas por la derecha*. A la hora de estimar, la combinación de estos dos problemas exige imponer una serie de supuestos no contrastables sobre la forma de la función de verosimilitud de abandonar el paro. En tercer lugar, la probabilidad de encontrar un empleo depende de la situación cíclica de la economía, pero este tipo de datos no permite tener en cuenta adecuadamente este factor (5).

En este trabajo se persigue superar algunos de estos problemas mediante el empleo de un conjunto de datos de los que se ha dispuesto recientemente. Así, se estiman los efectos de la duración de las prestaciones por desempleo sobre la duración del paro, teniendo en cuenta las características personales y los efectos del ciclo económico, utilizando un panel rotatorio de hombres parados elaborado a partir de la Encuesta de Población Activa durante el período 1987:II-1994:III. La estructura de panel de la muestra presenta varias ventajas. En primer lugar, permite analizar períodos de desempleo de *entrantes* al paro, lo que evita la presencia de sesgos de muestreo de *stock*. En segundo lugar, al observar a las personas durante un período relativamente largo, se conoce para muchas de ellas la duración completa del período de paro y de la percepción de prestaciones. En tercer lugar, el período muestral cubre un ciclo completo de la economía española, lo que permite analizar de forma más adecuada el efecto de las condiciones cíclicas.

El principal defecto de la muestra es que no contiene información sobre el importe de las prestaciones ni sobre la renta familiar. No obstante, la literatura empírica más reciente indica que esta omisión podría no ser crucial. Más concretamente, tanto Gritz y MaCurdy (1989) como Katz y Meyer (1990) hallan, para Estados Unidos, que la duración de las prestaciones tiene unos efectos mucho mayores sobre la duración del paro que la cuantía de aquellas. Por ejemplo, según el segundo estudio, una reducción dada en el gasto por prestaciones, que se lograra reduciendo la

(5) No obstante, trabajos que emplean períodos más largos, como Meyer (1990) o Imbens y Lynch (1994), proporcionan estimaciones de los efectos de la situación cíclica.

duración de estas, tendría un efecto sobre la duración del paro que duplicaría el logro recortando la cuantía de las prestaciones (6).

Desde finales de los años setenta, España ha sufrido las tasas de paro más altas de la OCDE, habiendo pasado, durante el período muestral que aquí se analiza, del 16 % al 24 % de la población activa. Estas tasas han estado acompañadas de duraciones de paro muy largas: en 1994, el 56 % de los desempleados llevaban más de un año en el paro. Dado que la tasa de paro depende tanto de las entradas al paro como de las salidas del mismo, analizar la duración del paro no resulta en general suficiente para alcanzar conclusiones acerca del nivel de aquella tasa. Sin embargo, el estudio de las tasas de salida del paro es especialmente relevante en España, porque —como en muchos otros países europeos— la tasa de paro ha crecido más como resultado de una disminución de las salidas del paro que debido a un incremento de las entradas al mismo.

Otro aspecto de interés es el impacto que hayan podido tener sobre la duración del paro las reformas orientadas a aumentar la flexibilidad laboral. A finales de 1984 se introdujeron en España los contratos temporales, con costes de despido muy inferiores a los de los contratos indefinidos. Estos contratos han sido muy utilizados, y en la actualidad afectan a más de un tercio de los asalariados. Este cambio institucional contribuyó a un gran aumento de los flujos laborales y debería haber reducido la duración del paro —en ausencia de variación de otros factores—. En este trabajo se contrasta esta última hipótesis, obteniendo resultados favorables a la misma.

En cuanto a la estimación empírica, estimamos modelos logísticos de tasas de salida discretas por máxima verosimilitud. En nuestro contexto, es natural emplear modelos discretos, por oposición a los de tiempo continuo, porque las duraciones observadas son mensuales. Tanto la dependencia de la duración como los efectos temporales se especifican de forma flexible. Además, en el modelo de tasas de salida tratamos la percepción de prestaciones como una variable predeterminada pero no estrictamente exógena. Se procede de esta forma porque en nuestros datos la variable de prestaciones es un indicador de si la persona está recibiendo o no prestaciones en cada mes de paro, lo que solo proporciona información censurada sobre el número total de meses de derecho a la percepción de prestaciones. También se considera una extensión del modelo en que se permite que exista heterogeneidad inobservable, posiblemente correlacionada con la percepción de prestaciones. Para

(6) Un resultado relacionado, de forma indirecta, es el obtenido por Layard *et al.* (1991), que hallan que la duración de las prestaciones es mucho más importante que la tasa de reposición a la hora de explicar la persistencia del desempleo agregado en los países de la OCDE.

ello, analizamos las implicaciones de introducir heterogeneidad inobservable en modelos de duración discreta con variables predeterminadas. Nuestra estrategia consiste en especificar un proceso de forma reducida para la percepción de prestaciones y maximizar una función de verosimilitud mixta conjunta para las duraciones de paro y de percepción de prestaciones. Las estimaciones del modelo con heterogeneidad inobservable no alteran nuestras conclusiones principales.

La estructura del trabajo es la siguiente. En el capítulo I se enumeran las predicciones de la teoría de la búsqueda de empleo acerca de los efectos de las prestaciones por desempleo. El capítulo II está dedicado a describir algunos aspectos relevantes de las instituciones del mercado de trabajo español y las características principales de la base de datos empleada. En el capítulo III se presentan los modelos empíricos y las técnicas econométricas utilizadas. El capítulo IV contiene los resultados empíricos. Las conclusiones se resumen en el capítulo V.

MARCO TEÓRICO

I.1. La duración del paro y las prestaciones por desempleo

La teoría económica predice que, bajo ciertas condiciones, tanto niveles mayores de prestaciones por desempleo como períodos de percepción más largos reducen la tasa de salida del paro y, por tanto, aumentan la duración del mismo.

El marco analítico estándar para el análisis de este tema es bien conocido, estando recogido, por ejemplo, en el artículo de Mortensen (1977). En él se supone que el trabajador representativo maximiza el valor actual de su utilidad esperada durante el resto de su vida, la cual depende de su renta y de su ocio. La renta cuando está empleado es el salario y cuando está parado es la prestación por desempleo. Esta última la puede percibir siempre que haya sido despedido y no haya agotado el período máximo de percepción de la prestación (que depende, a su vez, de la duración del período de empleo previo). Se supone que existe una distribución estacionaria de ofertas de trabajo (empleos), y la actividad de búsqueda de empleo se representa como la extracción aleatoria de un suceso a partir de dicha distribución. La probabilidad de salir del paro es igual a la probabilidad de recibir una oferta de trabajo multiplicada por la probabilidad de aceptarla. En general, el trabajador puede influir sobre estas dos variables. En efecto, la intensidad con la que busca empleo afecta a la probabilidad de que reciba una oferta, y su salario de reserva —es decir, el salario mínimo al cual está dispuesto a aceptar un empleo— determina la probabilidad de aceptar la oferta.

En este contexto pueden derivarse tres proposiciones acerca del efecto de las prestaciones por desempleo. En primer lugar, la intensidad de la búsqueda aumenta y el salario de reserva cae a medida que se acerca el final del período de percepción de prestaciones. En segundo lugar, en el momento en que se agotan las prestaciones, la tasa de sali-

da del paro sube (siempre que la renta y el ocio sean estrictamente complementarios en la función de utilidad), permaneciendo constante a partir de ese momento. En tercer lugar, un aumento de la cuantía o de la duración máxima de las prestaciones eleva el coste de oportunidad de la búsqueda, induciendo así una reducción de la tasa de salida. Este *efecto de desincentivo* de las prestaciones puede tener una contrapartida en un *efecto de derecho de percepción*: un aumento de las prestaciones eleva la utilidad de los períodos futuros de paro con prestaciones —por oposición al actual—. Por tanto, para una persona actualmente parada y sin prestaciones, un aumento del importe o de la duración de las prestaciones eleva la tasa de salida del paro (porque el empleo se vuelve más atractivo, puesto que da derecho a unas mayores prestaciones futuras). Dado que las situaciones futuras se descuentan tanto por ser inciertas como por razones de preferencia temporal, se esperaría que este segundo efecto tuviera una magnitud reducida para los parados que perciben prestaciones.

Algunos trabajos posteriores han prescindido de ciertos supuestos del modelo estándar de búsqueda de empleo descrito anteriormente, lo que ha conducido a matizar la validez de las predicciones de dicho modelo acerca de las prestaciones [véase Atkinson y Micklewright (1991)]. Por ejemplo, la percepción de prestaciones puede permitir que los individuos que sufren restricciones de liquidez dediquen más recursos a la búsqueda de empleo, lo que aumentaría su tasa de salida. Por tanto, el efecto de desincentivo de la salida del paro podría ser compensado total o parcialmente por efectos de derecho de percepción o de otro tipo, de forma que el efecto neto ha de evaluarse empíricamente.

I.2. Duración del paro, ciclo económico e histéresis

La teoría de la búsqueda de empleo es más ambigua a la hora de proporcionar una predicción sobre la dirección del efecto del ciclo económico. En efecto, un mayor crecimiento económico eleva la probabilidad de recibir una oferta de trabajo, pero, a su vez, tiende a aumentar el salario de reserva de los trabajadores (1). La escasa evidencia empírica disponible tampoco es concluyente al respecto. Por ejemplo, con datos de Estados Unidos, Meyer (1990) halla un efecto positivo de la tasa de paro estatal sobre la tasa de salida de los perceptores de prestaciones, mientras que Imbens y Lynch (1994) encuentran un efecto negativo de la tasa

(1) Si bien Burdett (1981) demuestra que si la función de densidad de probabilidad es cóncava en logaritmos, una mayor disponibilidad de empleos reduce la duración esperada del paro.

de paro local sobre la tasa de salida de los parados jóvenes (2). Este último trabajo es uno de los pocos que emplean datos referidos a un período largo. Por tanto, seguramente será posible ir obteniendo resultados más sólidos a medida que se disponga de estudios que empleen datos sobre períodos más largos, como los utilizados en el presente trabajo.

Los efectos del ciclo sobre la duración del paro individual se pueden captar mediante variables como el crecimiento del Producto Interior Bruto (PIB) o el nivel de la tasa de paro (en niveles o tasas de variación). Sin embargo, las investigaciones más recientes han señalado una nueva vía de influencia de la variación del paro sobre la duración del mismo (son los llamados efectos de *histéresis*). Una tasa de paro en ascenso podría reducir la probabilidad de reempleo de un trabajador en mayor medida cuanto mayor sea su antigüedad en el paro, si —como lo indican Layard *et al.* (1991, p. 365)— el crecimiento del paro eleva la proporción de parados de corta duración en el conjunto total de parados y si además estos trabajadores resultan más atractivos para las empresas que los de larga duración. Este *ranking* según la duración, analizado por Blanchard y Diamond (1994), podría justificarse, por ejemplo, si la pérdida de capital humano causada por el paro aumentase con la duración del mismo. En la sección empírica posterior se estudia la relevancia de estos aspectos.

(2) Nótese que, en la literatura macroeconómica sobre flujos laborales brutos, Blanchard y Diamond (1990) encuentran que en EEUU la destrucción de empleo es mucho más cíclica que la creación de empleo, y que el flujo absoluto del paro al empleo aumenta en las recesiones —aunque la tasa de salida es procíclica—.

II

ASPECTOS INSTITUCIONALES Y DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

II.1. Aspectos institucionales

II.1.1. *Las prestaciones por desempleo en España*

En España, al igual que en la mayoría de los países europeos, las prestaciones por desempleo son de dos tipos (véanse los detalles en el apéndice I). La prestación contributiva (PC) pueden percibirla solo los trabajadores que hayan contribuido mientras estaban empleados. Se exige que hayan sido despedidos y que mantuvieran el empleo durante al menos un año. En la actualidad, la tasa de reposición es del 70 % del salario anterior durante los seis primeros meses de paro y del 60 % a partir de ese momento, siempre que la cifra resultante no sea inferior al 75 % del salario mínimo interprofesional ni superior a determinados importes que dependen de la situación familiar. La duración del período de percepción es igual a un tercio de la antigüedad previa en el empleo, con un máximo de dos años. La generosidad del sistema se redujo en abril de 1992 (véase el cuadro A.I.1) y de nuevo en 1993 (con anterioridad a esta fecha, la prestación mínima era igual al salario mínimo y las prestaciones estaban exentas del impuesto sobre la renta de las personas físicas).

La prestación asistencial (PA) pueden percibirla los trabajadores que hayan agotado su PC y también aquellos que, no teniendo derecho a ella, tengan personas a su cargo, siempre que su renta familiar media no alcance el 75 % del salario mínimo. Su importe es este último y puede percibirse durante un máximo de dos años. En 1989, las reglas de elegibilidad de la PA se hicieron más generosas para los trabajadores de 45 o más años, y se extendió la percepción hasta la edad de jubilación para los trabajadores que, teniendo 52 años o más, cumplan todos los requisitos para acceder a una pensión de jubilación, excepto la edad (véase el cuadro A.I.2). La generosidad del sistema se aumentó de nuevo en 1992,

pero se redujo en 1993 (en este último año se hicieron los mismos cambios que en la PC). Finalmente, existe una PA especial para los trabajadores agrícolas de Andalucía y Extremadura, que perciben el 75 % del salario mínimo entre 100 y 300 días por año —dependiendo de su edad y del número de personas a su cargo—, siempre que hayan trabajado durante al menos veinte días.

Más allá de la estructura institucional, la cobertura de las prestaciones ha aumentado significativamente durante el período de referencia, pasando del 35 % de los parados en 1987 al 55 % en 1993, habiéndose observado una reducción tendencial de la proporción de parados con PC como proporción del total de perceptores, del 54 % al 50 % entre esos años [véase Toharia (1995)]. En el caso de la población analizada en este trabajo, hombres entre 20 y 64 años, la cobertura es mayor, alrededor del 67 % en 1992:IV, por ejemplo; y la proporción de trabajadores que perciben la PC es ligeramente inferior, el 48 % (1).

II.1.2. La contratación temporal

Conviene mencionar un cambio institucional que podría haber afectado a la duración del paro en España durante el período muestral. A finales de 1984 se introdujeron los contratos temporales, con una duración mínima de seis meses (2) y máxima de tres años, que suponían un coste de despido muy inferior al de los contratos indefinidos (12 días de salario por año de antigüedad, frente a 20 días, si el despido del trabajador con contrato indefinido es procedente, y 45 días, si es improcedente). Este cambio ocasionó un rápido aumento de la proporción de asalariados temporales, del 15 % en 1987 al 34 % en 1994. Esta proporción es ligeramente inferior para los hombres (32 % en 1994), superior entre los jóvenes (58 %, para los de 20 a 29 años), y también superior en la agricultura y en la construcción (alrededor del 58 %) que en la industria y en los servicios (alrededor del 28 %). La tasa de temporalidad aumentó continuamente durante el período muestral. El efecto más inmediato de este cambio institucional ha sido una elevación de las tasas de rotación laboral. En el capítulo IV se estima el impacto de la contratación temporal sobre la tasa de salida del paro.

(1) Estos datos se refieren, en realidad, al grupo de 20 a 59 años, por falta de disponibilidad de datos.

(2) En abril de 1992 se elevó a un año.

II.2. Los datos

Los datos utilizados provienen del panel rotatorio de la Encuesta de Población Activa (EPA), del que se ha dispuesto recientemente. En la EPA se recoge información cada trimestre sobre todos los miembros de aproximadamente 60.000 hogares. Trimestralmente se renueva una sexta parte de la muestra, y por tanto podemos observar la situación laboral de cada persona hasta un máximo de seis trimestres. También se incluyen algunas preguntas retrospectivas como, por ejemplo, cuánto tiempo lleva el individuo en su empleo actual o cuánto tiempo lleva buscando empleo.

La EPA empezó a realizarse, en su forma actual, en el segundo trimestre de 1987. En el presente trabajo se utilizan los datos disponibles hasta 1994:III, de forma que se observa un ciclo completo de la economía española. En consecuencia, esta base de datos tiene dos características importantes. En primer lugar, podemos observar a personas que empiezan un período de paro, lo que evita sesgos por muestreo de *stock*. En segundo lugar, se observa a los entrantes al paro a lo largo de un período dilatado. Ello nos permite estudiar la influencia de las características personales, y en particular de la duración de las prestaciones, teniendo en cuenta los cambios en las condiciones agregadas, con lo cual podemos valorar la importancia relativa de estos factores.

Cada trimestre se pregunta a los parados si están recibiendo algún tipo de prestación por desempleo (sin distinguir entre PC y PA). De acuerdo con sus respuestas construimos una variable de duración de las prestaciones. Esta variable es una versión censurada del número máximo de meses con derecho a prestaciones, pues ambas variables solo coincidirán en el caso de parados con duraciones de paro más largas que la duración de sus prestaciones. Por otra parte, no hay ninguna información sobre la cuantía de las prestaciones.

El panel rotatorio de la EPA, tal como se proporciona en la actualidad, y a diferencia de la EPA de corte transversal, solo incluye individuos mayores de 16 años y no facilita información sobre la región de residencia ni sobre la situación familiar (excepto el estado civil y la situación de cabeza de familia). Esto nos ha llevado a centrar nuestro análisis en los hombres, dado que para entender el comportamiento de las mujeres casadas es especialmente importante conocer la situación laboral de sus maridos, así como el número y la edad de sus hijos. También excluimos de la muestra a los trabajadores de 16 a 19 años de edad, debido a la inestabilidad de su vinculación con el mercado de trabajo, y a los de 65 o más años, debido a la importancia de la transición a la jubilación a partir

de esa edad. Por tanto, la muestra final incluye a trabajadores de 20 a 64 años de edad (3).

Nuestra muestra inicial incluía observaciones sobre 1.636.094 varones. Tras depurar la muestra (véase el apéndice II), se obtienen 60.036 duraciones de paro, de las cuales 27.382 corresponden a personas que empiezan su período de paro en un trimestre en el que son efectivamente entrevistadas. De estas, solo un 1,37 % son personas sin experiencia laboral previa. A estas personas no se les puede asignar variables sectoriales, por lo que se las excluye de la muestra para la estimación econométrica. Las frecuencias muestrales de las variables individuales aparecen en los cuadros A.II.1 y A.II.2.

Nuestra definición de parado es más amplia que la adoptada por la EPA. Excluimos aquellas personas que consideramos genuinamente inactivas, en particular las que declaran serlo a lo largo de todo el período en que participan en la EPA, los estudiantes a tiempo completo y los que no tienen experiencia laboral y no buscan empleo. Sin embargo, consideramos como parados a los clasificados como inactivos solo en algunos de los trimestres en los que se les entrevista, lo cual parece razonable, dado que se ha excluido a las mujeres. Una ventaja de emplear este criterio es que las transiciones que estudiamos son siempre del paro (o del no empleo) al empleo y no a la inactividad.

II.3. Análisis preliminar de las tasas de salida empíricas, el ciclo económico y las prestaciones

Para obtener una primera aproximación sobre la influencia del ciclo económico sobre la probabilidad de salir del paro, se examina en primer lugar la evolución temporal de la probabilidad muestral de encontrar trabajo. Esto es, se estima, para cada trimestre, la proporción del total de individuos parados al inicio del mismo que encuentran trabajo durante dicho trimestre. Esta probabilidad muestral aparece en el gráfico 1. Es evidente que sigue la evolución del ciclo, captado en el gráfico por la tasa trimestral de crecimiento interanual del PIB.

Otra medida del efecto del ciclo se obtiene comparando las tasas muestrales de salida del paro en un año de expansión (por ejemplo 1989) con las de un año de recesión (por ejemplo 1992). La tasa de salida muestral correspondiente a un número dado de meses de paro se define como la proporción de trabajadores parados durante *al menos* ese

(3) La tasa de paro agregada para los hombres de 20 o más años de edad fue, en el período 1987-1994, del 14 %.

número de meses que encuentran trabajo *exactamente* en dicho número de meses. El gráfico 2 muestra dichas tasas. De nuevo, la influencia del ciclo económico es obvia. Los trabajadores parados en 1989 tenían una probabilidad mucho mayor de salir del paro que los parados en 1992, especialmente al inicio de su período de paro.

A fin de examinar el efecto de las prestaciones sobre las tasas de salida, a partir de este momento restringimos la muestra a las personas que son observadas al entrar en el paro, por las razones antes explicadas. Las tasas de salida de este grupo se presentan en el gráfico 3. La línea correspondiente a los parados sin prestaciones incluye tanto a los que no las perciben en ningún momento de su período de paro como a aquellos que las percibieron durante un espacio de tiempo más corto que el período de paro considerado (4). Puede apreciarse claramente que, hasta el noveno mes de paro, los trabajadores que no perciben prestaciones tienen unas tasas de salida significativamente mayores que los que las reciben. Esta diferencia es más acusada durante los cinco primeros meses de paro. Además, en el gráfico 4 se presentan las tasas de salida para los trabajadores de edades entre los 30 y los 44 años, anteriormente empleados en la construcción y sin educación universitaria. Este es un grupo relativamente homogéneo y por tanto la comparación de las dos curvas de tasas de salida proporciona evidencia más sólida sobre el efecto de las prestaciones. Este gráfico muestra que, durante los primeros seis meses de paro, las diferencias en las tasas de salida entre los trabajadores con y sin prestaciones son elevadas. Por ejemplo, la probabilidad de salir del paro al cabo de tres meses, para un trabajador que no recibe prestaciones y que ha estado parado durante al menos tres meses, es del 25 %, mientras que es solo del 11 % para un individuo comparable que sí percibe prestaciones.

Una característica de los datos puesta en evidencia por los gráficos 3 y 4 es que la diferencia entre las tasas de salida muestrales (asociada a un determinado aspecto, en este caso percibir o no prestaciones) no es constante. En consecuencia, resultará importante permitir la posibilidad de interacciones entre la duración del paro y la percepción de prestaciones en la especificación de los modelos empíricos del capítulo siguiente.

Nótese que el comportamiento decreciente observado en las tasas de salida agregadas se debe en parte a la agregación de grupos de personas con distintas tasas de salida. Una vez estimemos un modelo econométrico que tenga en cuenta las características personales, podremos separar la variación de las tasas de salida debida a la heterogeneidad

(4) Las tasas de salida para trabajadores que nunca reciben prestaciones (que no se muestran) son muy parecidas a la línea para los parados sin prestaciones del gráfico 3.

observada entre individuos de la debida a una combinación de dos factores: la dependencia de las tasas de salida con respecto a la duración del paro —la llamada dependencia de la duración— y la heterogeneidad inobservable (por ejemplo, en la renta familiar o el capital humano no observado de los parados).

III

MODELOS EMPÍRICOS Y TÉCNICAS ECONOMETRICAS

III.1. Modelos básicos

A los individuos que aparecen en nuestra base de datos se les pregunta hasta seis trimestres consecutivos si están empleados o no y el número de meses que llevan en esa situación. También se les pregunta si reciben prestaciones por desempleo. A partir de esta información podemos construir duraciones de paro mensuales completas o incompletas para personas que *inician* un período de paro en alguna de las entrevistas. Suponemos que las personas que abandonan la muestra lo hacen al final del trimestre al que se refiere la encuesta. De esta forma podemos calcular tasas de salida mensuales a partir de las duraciones completas de los entrantes y las muestras no censuradas restantes para duraciones de hasta 17 meses. La información disponible también permite construir una variable del número total de meses de derecho a la percepción de prestaciones para aquellos cuya duración del paro es mayor que la duración de las prestaciones. En caso contrario solo se observa que el período de derecho es al menos tan largo como la duración del paro observada. En el análisis empírico tratamos la duración del paro (T) y la duración del derecho a prestaciones (B) como variables aleatorias discretas sujetas a censura. La duración del paro está censurada por la derecha, en el caso de que la persona todavía esté parada en el momento de abandonar la muestra. El derecho a prestaciones sufre una censura distinta, puesto que su observabilidad depende de que sea menor que la duración del paro.

Sea C el número de períodos que un individuo está en la muestra. En nuestros datos, C es como mínimo igual a dos trimestres y como máximo igual a seis. Se observa T si $T < C$; en caso contrario, solo se observa el suceso $T \geq C$. Además, se observa B si $B < T < C$. Suponemos que T y B son independientes de C , lo que es un supuesto razonable.

Esta estructura de información motiva, como base del análisis empírico de la relación entre T y B , las siguientes funciones de tasas de salida:

$$\begin{aligned}\phi_0(t) &= P(T = t \mid T \geq t, B < t, C > t) \\ \phi_1(t) &= P(T = t \mid T \geq t, B \geq t, C > t)\end{aligned}$$

La función $\phi_0(t)$ proporciona la probabilidad de estar parado exactamente t meses con relación al grupo de personas que han estado paradas al menos durante t meses y no reciben prestaciones en t . Por su parte, $\phi_1(t)$ proporciona una probabilidad similar para las personas que están paradas durante t periodos o más pero aún reciben prestaciones en t .

La comparación entre $\phi_0(t)$ y $\phi_1(t)$ permite estudiar el efecto causal de B sobre T , dado que ambas probabilidades están condicionadas a estar parado durante t periodos. Por el contrario, un análisis de regresión o correlación entre T y B sería difícil de interpretar en sentido causal. La razón es que la limitación temporal de la percepción de prestaciones crea una asociación entre percibir prestaciones y tener una duración de paro corta que no está relacionada con el efecto causal de interés. Dado que C es independiente de T y B , en adelante la condicionalidad en $C > t$ se omite para simplificar la notación.

A fin de aclarar las características de nuestro análisis empírico, veamos cómo procederíamos si se observase el número total de meses de derecho a prestaciones para todos los parados. Si esta no fuera una variable censurada en $B \geq T$, podrían identificarse las siguientes funciones de tasas de salida condicionales para cualquier derecho a prestaciones s :

$$h(t, s) = P(T = t \mid T \geq t, B = s)$$

En nuestros datos $h(t, s)$ está identificada para $s < t$ pero no para $s \geq t$. Por ejemplo, con $B = 3$, $h(1, 3)$, $h(2, 3)$ y $h(3, 3)$ no están identificadas. Por tanto, no podemos observar cómo varía la tasa de salida de los trabajadores con prestaciones a medida que se acerca la expiración de estas. Nótese que $\phi_0(t)$ y $\phi_1(t)$ son combinaciones lineales de $h(t, s)$:

$$\begin{aligned}
h_0(t) &= \frac{\sum_{s=0}^{t-1} h(t, s) P(T \leq t | B = s) P(B = s)}{\sum_{l=0}^{t-1} P(T \leq t | B = l) P(B = l)} \\
h_1(t) &= \frac{\sum_{s=t}^S h(t, s) P(T \leq t | B = s) P(B = s)}{\sum_{l=t}^S P(T \leq t | B = l) P(B = l)}
\end{aligned}$$

donde S es el valor máximo de B .

Una especificación simple pero muy restrictiva, en la que conocer $\phi_0(t)$ y $\phi_1(t)$ es suficiente para calcular $h(t, s)$, consiste en suponer que para cualquier t hay solo dos posibles tasas de salida, dependiendo de si la persona recibe prestaciones o no; por ejemplo, porque solo hubiera dos grados posibles de intensidad en la búsqueda de empleo. En otras palabras:

$$h(t, s) = \begin{cases} \phi_1(t) & \text{para } s \geq t \\ \phi_0(t) & \text{para } s < t \end{cases}$$

Este modelo de tasas de salida de régimen dual es una versión restringida del modelo estándar descrito en el capítulo I. Este último predice que, comparando a dos personas con prestaciones en t , la que tenga el período de derecho a prestaciones más corto tendrá una mayor tasa de salida, mientras que el modelo de régimen dual supone que la tasa de salida es la misma para las dos personas. Sin embargo, este supuesto no es contrastable con nuestros datos, pues no se observa B para las personas con $B \geq T$.

De todas formas, el modelo de régimen dual sí impone algunas restricciones contrastables con nuestros datos. En efecto: dado que las $h(t, s)$ están identificadas para $t > s$ podríamos, en principio, contrastar la hipótesis de que todas ellas son constantes para cualquier t dado. Más concretamente, podríamos contrastar las siguientes restricciones:

$$\begin{aligned}
h(t, 0) &= h(t, 1) & t = 2, \dots, 17 \\
h(t, 1) &= h(t, 2) & t = 3, \dots, 17 \\
&\vdots & \vdots \\
h(t, 15) &= h(t, 16) & t = 17
\end{aligned}$$

No obstante, no realizaremos estos contrastes. La razón es que, *a priori*, no creemos en la validez del modelo de régimen dual y, por tanto, incluso si las restricciones contrastables se aceptaran, seguiríamos esperando que las restricciones no contrastables se incumplieran. Por tanto, lo que haremos será modelizar directamente $\phi_0(t)$ y $\phi_1(t)$, que tienen una interpretación clara. Nótese que al examinar el efecto del derecho a prestaciones sobre la duración del paro mediante la comparación de $\phi_0(t)$ y $\phi_1(t)$ es probable que se subestime el efecto de las prestaciones sobre la duración si el régimen dual no se da. En efecto, esperaríamos que las tasas de salida de los trabajadores con y sin prestaciones se fueran acercando entre sí antes de la finalización de las prestaciones, a medida que los primeros vayan modificando su comportamiento en anticipación de dicha finalización (1).

Partiendo del modelo de régimen dual se podrían reconstruir las distribuciones condicionales de la duración del paro para un nivel dado de derecho a prestaciones. En efecto, a partir de la expresión

$$P(T > t | B = s) = \prod_{k=1}^t [1 - h(k, s)] \quad (t = 1, 2, \dots)$$

se podría calcular, por ejemplo, la duración mediana del paro para un valor dado de B , o cambios en la duración mediana debidos a cambios en el derecho a prestaciones:

$$(s) = \text{med}(T | B = s + 1) - \text{med}(T | B = s)$$

Sin embargo, las distribuciones $\{T | B = s\}$ no existen realmente en nuestros datos y solo podrían identificarse a partir de supuestos sobre formas funcionales, como los que implica el modelo de régimen dual. Por tanto, nuestro análisis se centra en la modelización de $\phi_0(t)$ y $\phi_1(t)$, para los que tenemos contrapartida directa en los datos.

Una precisión menor es que en el análisis empírico se redefine $\phi_0(t)$ como

$$\phi_0(t) = P(T = t | T > t, B < t - 2)$$

para tener en cuenta que aunque T se observa en intervalos mensuales, B solo se observa en intervalos trimestrales (véase el apéndice II). Obviamente, esta redefinición no tiene ninguna consecuencia sobre la relación de $\phi_0(t)$ y $\phi_1(t)$ con el modelo de régimen dual.

(1) Como se mencionó anteriormente, $\phi_0(t)$ es una combinación lineal de las tasas de salida $h(t, t-m)$ para $m=1, \dots, t$. Se esperaría que $h(t, t-m) < h(t, t-q)$ para $m < q$.

Además de condicionar en la percepción de prestaciones, también lo hacemos en las características individuales (edad, educación, ser o no cabeza de familia) y en variables ficticias de sector y año. En una especificación alternativa, las variables ficticias son sustituidas por variables económicas agregadas y sectoriales. Los modelos paramétricos que consideramos son tasas de salida logísticas de la forma:

$$(t, b(t), x(t)) \quad P(T = t | T > t, b(t), x(t)) \quad [III.1] \\ = F \left[\theta_0(t) + \theta_1(t) b(t) + \theta_2(t) x(t) + \theta_3(t) b(t) x(t) \right]$$

donde la notación es la siguiente: $x(t)$ es el vector de variables condicionantes individuales, sectoriales y agregadas, algunas de las cuales no varían en el tiempo, como la educación, y otras, como las agregadas, sí lo hacen. La variable $b(t)$ es un indicador binario de si la persona aún percibe prestaciones en t o no:

$$b(t) = \mathbf{1}(B \geq t)$$

F denota la función de distribución acumulada logística:

$$F(u) = e^u / (1 + e^u)$$

Además, $\theta_0(t)$ es un parámetro no restringido específico para cada t , que capta una duración de la dependencia aditiva flexible, y $\theta_1(t)$, $\theta_2(t)$ y $\theta_3(t)$ son polinomios en $\log t$, cuyo fin es captar efectos de interacción entre la duración y las variables condicionantes (2).

En nuestro modelo, $b(t)$ es una variable predeterminada, mientras que las demás variables en $x(t)$ que cambian con el tiempo son estrictamente exógenas. Esto implica que la probabilidad que aparece en la ecuación [III.1] se debería entender como condicional con respecto a la senda completa de $x(t)$ y los valores de $b(t)$ hasta t , pero no con respecto a $b(t+1)$, $b(t+2)$, etc. En otras palabras, se supone que

$$P(T = t | T > t, b(1), \dots, b(t), x(1), \dots, x(t)) = P(T = t | T > t, b(t), x(t))$$

Se hace necesario permitir que exista un efecto de T sobre $b(t)$, puesto que cabe esperar que las predicciones de la tasa de salida en t pudieran mejorarse empleando el valor de $b(t+1)$ u otros valores ade-

(2) Nótese que $\phi(t, b(t), x(t))$ es simplemente una notación conjunta para $\phi_0(t, x(t))$ y $\phi_1(t, x(t))$: $\phi(t, b(t), x(t)) = [1 - b(t)] \phi_0(t, x(t)) + b(t) \phi_1(t, x(t))$, donde se especifica $\phi_0(t, x(t)) = F[\theta_0(t) + \theta_2(t) x(t)]$, y $\phi_1(t, x(t)) = F[\theta_0(t) + \theta_1(t) + \theta_2(t) x(t) + \theta_3(t) x(t)]$.

lantados del indicador de prestaciones. Nótese que $b(t)$ solo sería exógeno si el modelo de régimen dual fuera válido.

Una función de tasa de salida en la que todas las variables condicionantes $x(t)$ son estrictamente exógenas corresponde a una distribución condicional de la duración, dado el proceso estocástico completo de $x(t)$. Por el contrario, en el caso de variables predeterminadas se está, de hecho, considerando una secuencia de funciones de tasas de salida que corresponden a distribuciones condicionales de duraciones distintas. No obstante, en ausencia de heterogeneidad inobservable, la inferencia condicional es aún posible y podemos basar la estimación en el mismo criterio de verosimilitud en ambos casos. La interpretación del criterio es, no obstante, distinta en cada caso: mientras que con variables estrictamente exógenas el criterio que aparece más adelante es realmente la función de verosimilitud condicional de los datos, con variables predeterminadas solo puede considerarse como una función de verosimilitud parcial [véase Lancaster (1990, pp. 23-31), para una discusión de este tema].

Un modelo de duración discreta puede interpretarse como una secuencia de ecuaciones de elección binaria (con restricciones entre ecuaciones) definidas sobre la población superviviente en cada duración. Esta es una perspectiva útil, tanto desde el punto de vista estadístico como del computacional, que ha sido destacada por varios autores [véase Kiefer (1987), Narendranathan y Stewart (1993), Sueyoshi (1995) y Jenkins (1995)]. Es también una forma simple de justificar el criterio de estimación para un modelo de duración con variables predeterminadas.

Para ver este punto, sea T_i^0 la variable observada de duración censurada, tal que

$$T_i^0 = \begin{cases} T_i & \text{si } T_i < C_i \\ C_i & \text{en otro caso} \end{cases}$$

y sea c_i el indicador de ausencia de censura:

$$c_i = \mathbf{1}(T_i < C_i)$$

Sea, además, Y_{ti} una variable (0,1) que indica si la duración observada es igual a t o no:

$$Y_{ti} = \mathbf{1}(T_i^0 = t)$$

Entonces, la función de verosimilitud logarítmica condicional de la muestra para Y_{ti} , dado $T_i^0 \geq t$, es de la forma

$$L_t = \prod_{i=1}^N \mathbf{1}(T_i^0 \leq t) \{c_i Y_{ti} \log p_i(t) + (1 - c_i Y_{ti}) \log [1 - p_i(t)]\}$$

donde N es el número de períodos de paro en la muestra y

$$p_i(t) = p_i(t, b_i(t), x_i(t))$$

Combinando las funciones L_t para todas las duraciones observadas se obtiene el criterio de estimación, que puede escribirse de la siguiente forma:

$$L(\theta) = \prod_{t=1}^{\tau} L_t \quad [III.2]$$

$$= \prod_{i=1}^N \left\{ (1 - c_i) \prod_{t=1}^{T_i^0} \log [1 - p_i(t)] + c_i \left(\prod_{t=1}^{T_i^0} \log [1 - p_i(t)] + \log p_i(T_i^0) \right) \right\}$$

donde θ es el vector de parámetros a estimar y τ la mayor duración observada.

Se estima θ maximizando la función de verosimilitud parcial $L(\theta)$. Nótese que $L(\theta)$ tiene la misma forma que una función de verosimilitud logarítmica estándar para datos censurados de duraciones discretas con variables estrictamente exógenas, aunque la interpretación cuando se condiciona en variables predeterminadas sea distinta. En ausencia de restricciones cruzadas que vinculen los parámetros θ con los del proceso del indicador de prestaciones, las estimaciones basadas en la función de verosimilitud parcial de θ serán asintóticamente eficientes.

III.2. Modelos con heterogeneidad inobservable

Es probable que la interpretación económica de los coeficientes del modelo [III.1] se vea limitada por la existencia de heterogeneidad inobservable. Aparte del problema de la censura del derecho a prestaciones que se discutió anteriormente, en nuestra muestra hay también diferencias no observadas de renta familiar y de importe de las prestaciones recibidas. Además, los individuos con y sin prestaciones pueden ser distintos en dimensiones que no se observan. Por ejemplo, podría haber correlación entre la percepción de prestaciones y variables de capital humano no observadas.

Este tipo de heterogeneidad inobservable es probable que sesgue a la baja el efecto de las prestaciones sobre las tasas de salida y dé lugar a una dependencia de la duración negativa. En ausencia de mejores datos es muy difícil avanzar con respecto a este aspecto. No obstante, es posible generalizar la especificación estándar haciendo el análisis condicional a una variable inobservable, u , que tenga una distribución conocida e independiente de las variables exógenas. La literatura econométrica reciente ha seguido a Heckman y Singer (1984), centrándose en el caso en que u es una variable aleatoria discreta con rango finito, que da lugar a un modelo con distribución mixta. Este enfoque es atractivo por su flexibilidad y también porque, al permitir que el rango de u aumente con el tamaño de la muestra, se pueden establecer las propiedades asintóticas de los estimadores con respecto a un modelo con una distribución de u no especificada.

Aquí también seguiremos este enfoque. Sin embargo, en nuestro caso la situación se ve alterada fundamentalmente cuando se introduce la heterogeneidad inobservable, debido a que estamos condicionando en una variable predeterminada. A diferencia del modelo que solo incluye variables estrictamente exógenas, no es posible considerar simplemente una versión de distribución mixta de la expresión en [III.2], pues esta es en nuestro caso una función de verosimilitud parcial. En efecto, al introducir la heterogeneidad inobservable, $b(t)$ se convierte en plenamente endógena y ya no se puede condicionar en ella. Por tanto, hemos de especificar un proceso de forma reducida para $b(t)$ dado u . De esta forma, podemos permitir que exista heterogeneidad inobservable correlacionada con la percepción de prestaciones pero no correlacionada con las variables exógenas. Este procedimiento desempeña un papel semejante al que, en los modelos lineales, tiene la corrección de selectividad basada en ecuaciones auxiliares de selección. A continuación se presenta una formalización de este tema.

III.2.1. Heterogeneidad inobservable en modelos de duraciones discretas con variables predeterminadas

La distribución conjunta de las sendas completas de Y_t y $b_t = b(t)$ dadas las sendas de las variables estrictamente exógenas (que se omiten para simplificar la notación) puede factorizarse de la siguiente forma:

$$f(Y_1, \dots, Y, b_1, \dots, b) = f_1 f_2$$

donde

$$f_1 = f(Y | Y^{-1}, b) \dots f(Y_1 | b_1)$$

$$f_2 = f(b | Y^{-1}, b^{-1}) \dots f(b_2 | Y_1, b_1) f(b_1)$$

y donde se usa la notación $Y^t = (Y_1 \dots Y_t)$ y $b^t = (b_1 \dots b_t)$.

Con exogeneidad estricta, es decir, con no causalidad en el sentido de Granger, tenemos que

$$f_2 = f(b_1, \dots, b)$$

y f_1 se convierte en la función de verosimilitud condicional de Y^t dado b^t . En otro caso es simplemente una función de verosimilitud parcial. En cualquier caso, podemos realizar inferencias sobre los parámetros en f_1 ignorando f_2 , siempre que aquellos estén identificados en f_1 por separado.

En presencia de heterogeneidad inobservable, el punto de partida es especificar la tasa de salida, dada u ,

$$f(Y_t | Y^{t-1}, b^t, u)$$

que es la función en la que estamos interesados. Sin embargo, en ausencia de no causalidad en sentido de Granger, la tasa de salida observada $f(Y_t | Y^{t-1}, b^t)$ no solo depende de la secuencia de tasas de salida $f(Y_s | Y^{s-1}, b^s, u)$ hasta t , sino también de la secuencia de distribuciones $f(b_s | Y^{s-1}, b^{s-1}, u)$ hasta t . El vínculo aparece explícitamente en la siguiente expresión:

$$f(Y, b) = \int f(Y, b | u) dF(u)$$

o, de forma equivalente:

$$\begin{aligned} & \int_{t=1} f(Y_t | Y^{t-1}, b^t) \int_{t=1} f(b_t | Y^{t-1}, b^{t-1}) = \\ & = \int_{t=1} f(Y_t | Y^{t-1}, b^t, u) \int_{t=1} f(b_t | Y^{t-1}, b^{t-1}, u) dF(u) \end{aligned}$$

donde $F(u)$ es la función de distribución acumulada de u .

III.2.2. Función de verosimilitud logarítmica con heterogeneidad inobservable

La versión de la ecuación [III.1], en la que se considera la heterogeneidad inobservable empleada aquí, es:

$$(t, u) = F \left[\alpha_0(t) + \alpha_1(t) b(t) + \alpha_2(t) x(t) + \alpha_3(t) b(t) x(t) + \alpha_4(t) u \right]$$

Además, se especifica un proceso logístico para la percepción de prestaciones de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} (t, u) &= P(b(t) = 1 | b(t-1) = 1, T_t, x(t), u) = \\ &= F \left[\alpha_0(t) + \alpha_1(t) x(t) + \alpha_2(t) u \right] \end{aligned}$$

La función de verosimilitud logarítmica es de la forma:

$$L_h = \prod_{i=1}^N \log \exp \left[l_{1i}(t, u) + l_{2i}(t, u) \right] dF(u) \quad [III.3]$$

donde

$$l_{1i}(t, u) = (1 - c_i) \prod_{t=1}^{T_i^0} \log [1 - b_{it}(t, u)] + c_i \left(\prod_{t=1}^{T_i^0-1} \log [1 - b_{it}(t, u)] + \log b_{it}(T_i^0, u) \right)$$

y

$$l_{2i}(t, u) = \prod_{t=1}^{T_i^0} b_{i(t-1)} \{ b_{it} \log b_{it}(t, u) + (1 - b_{it}) \log [1 - b_{it}(t, u)] \}$$

con $b_{i0} = 1$ para todo i .

Finalmente, se supone que la variable u es independiente de $x(t)$ para todo t y que tiene una distribución discreta con rango finito dado por $\{m_1, m_2, \dots, m_J\}$ con unas probabilidades asociadas p_1, \dots, p_J . Esto añade $2(J-1)$ parámetros a la función de verosimilitud, dado que las probabilidades suman la unidad y suponemos que $E(u) = 0$ dada la presencia de términos constantes en el modelo.

IV

RESULTADOS EMPÍRICOS

El objeto de este trabajo es estimar la influencia que tienen sobre la probabilidad de salir del paro las características personales, en particular si el trabajador recibe prestaciones o no, y el ciclo económico, teniendo en cuenta la existencia de dependencia de la duración. Presentaremos primero los resultados acerca de la dependencia de la duración, para pasar después a presentar los efectos de las características individuales y del ciclo económico, y seguidamente a analizar los resultados obtenidos cuando se permite que exista heterogeneidad inobservable. El capítulo finaliza con una comparación del tamaño de los efectos de algunas variables sobre las tasas de salida y una discusión de las implicaciones de los resultados para la política económica.

Mostraremos los resultados obtenidos al estimar dos especificaciones alternativas de la ecuación [III.1] que modeliza las tasas de salida. En la primera especificación, los determinantes nacionales y sectoriales se captan mediante variables ficticias (*dummies*), y en la segunda se captan mediante variables macroeconómicas. Para cada una de estas dos especificaciones se prueban, a su vez, dos variantes en la periodificación de las variables agregadas, tal y como se describe más adelante. Con respecto a las características individuales, dado que las magnitudes de sus coeficientes son muy similares en ambas especificaciones, los comentarios que siguen son aplicables a las dos. La discusión de los efectos de las variables sobre las tasas de salida se centra en el signo y en la significatividad estadística de los coeficientes estimados. Por su parte, la importancia cuantitativa de tales efectos —comentada al final de este capítulo— se mide en términos de los efectos predichos de cambios en las variables sobre las tasas de salida, siendo esta la unidad de medida apropiada, dada la no linealidad de la especificación y la presencia en esta de interacciones entre variables.

IV.1. Dependencia de la duración

Como se mencionó en el capítulo anterior, en vez de estimar la dependencia de la duración imponiendo una forma funcional *a priori*, captamos dicha dependencia de forma muy flexible, mediante la introducción de una variable ficticia aditiva para cada mes adicional de paro. Así, la variable *Dur 1* en los cuadros 1 y 2 toma el valor uno si la tasa de salida corresponde a una duración de paro de un mes y cero en caso contrario. De igual forma se definen las variables *Dur 2* a *Dur 14*. Las duraciones de más de 14 meses han sido excluidas, debido al escaso número de observaciones disponible. Los posibles efectos adicionales de la duración del paro se captan introduciendo como regresores las interacciones de algunas variables con el logaritmo de la duración (*log Dur*).

Los resultados de la estimación indican que existe una dependencia de la duración no monotónica. La evolución más común de las tasas de salida aparece, por ejemplo, en el gráfico 5, para un grupo de referencia dado (1). Para los trabajadores sin prestaciones, la tasa de salida del paro predicha es creciente hasta el tercer mes y decreciente a partir de ese momento. Este comportamiento es el resultado del efecto combinado de las variables ficticias de duración y de las interacciones de la duración con otras variables. Más adelante comentaremos estas interacciones. En este punto simplemente queremos destacar que es mucho menos obvio que exista dependencia de la duración para los trabajadores con prestaciones. En efecto, el gráfico muestra que para estos trabajadores la tasa de salida se mantiene aproximadamente constante a partir del tercer mes de paro.

IV.2. Características individuales

IV.2.1. Prestaciones por desempleo

El gráfico 5 pone de manifiesto que la percepción de prestaciones reduce la tasa de salida del paro. Este resultado concuerda con la predicción del modelo de búsqueda de empleo presentado en el capítulo I. Además, la variable de percepción de prestaciones lleva asociado el coeficiente más significativo de los estimados en ambos cuadros y es también la que produce la mayor variación de las tasas de salida. La caída de estas se va reduciendo a medida que aumenta la duración (nótese el

(1) Parados de 30 a 44 años que son cabeza de familia y tienen educación primaria, manteniendo las variables agregadas en sus valores medios muestrales y empleando los coeficientes de la primera especificación del cuadro 2.

coeficiente positivo de la variable *Prestaciones* \times *log Dur* en los cuadros), anulándose tras un año de paro.

Existe un efecto negativo adicional sobre la tasa de salida de los trabajadores de 30 a 44 años, en relación con las de los otros dos grupos de edad (captado por la variable *Prestaciones* \times *Edad 30-44*). Aunque parece natural interpretar este resultado como la consecuencia de un impacto especialmente negativo de las prestaciones sobre la intensidad de búsqueda de empleo del grupo de edad intermedia, es necesario tener en cuenta algunos elementos adicionales. En primer lugar, en la comparación con los más jóvenes (20 a 29 años), este efecto de las prestaciones probablemente está captando también que los trabajadores de más edad normalmente tienen derecho a prestaciones de cuantía superior, en función de su mayor antigüedad laboral y del mayor número de personas a su cargo. En segundo lugar, en la comparación con los trabajadores del tercer grupo (45 a 64 años), se deben destacar dos aspectos (2).

Por una parte, la cuantía relativa de sus prestaciones esperadas no es obvia, dado que los trabajadores del tercer grupo tenderán a poseer una mayor antigüedad pero también menos personas a su cargo (es más probable que sus hijos ya no vivan con ellos). Por otra parte, dado que los trabajadores de dicho grupo tienen unas tasas de salida más bajas —cuando no perciben prestaciones— que los de edad intermedia, la reducción de las tasas debida a la percepción de prestaciones es muy parecida en términos porcentuales en ambos grupos (por ejemplo, para una duración de tres meses, es del 42 % para los primeros y del 49 % para los segundos, véanse el gráfico 6 y el cuadro A.III.1).

IV.2.2. *Otras características individuales*

Los efectos estimados de otras características individuales se corresponden con lo que cabría esperar *a priori*. Por ejemplo, con respecto a la edad, el gráfico 6 muestra que, para los trabajadores sin prestaciones, las tasas de salida de los trabajadores de edad intermedia no son significativamente mayores que las de los jóvenes, pero sí son superiores a las del grupo de más edad. Como resultado del efecto comentado en el párrafo anterior, entre los perceptores de prestaciones, los trabajadores de edad intermedia muestran menores tasas de salida que los jóvenes (véase el cuadro A.III.1). También existe evidencia de una dependencia negativa de la duración para los trabajadores de mayor edad (captada por

(2) Se eligió la edad de 45 años como la inicial del tercer grupo, debido a que a esa edad se relajan significativamente las condiciones de acceso a las prestaciones por desempleo.

la variable *Edad 45-64 × log Dur*), lo que parece razonable por tratarse de personas cercanas a la edad de jubilación, aunque el efecto es de reducida magnitud (probablemente por la presencia de los trabajadores relativamente más jóvenes dentro de este grupo de edad).

Con respecto a la educación, se observa que contar con estudios superiores aumenta la tasa de salida solo al principio del período de paro. Tras el tercer mes, la presencia de una dependencia negativa de la duración (captada por la variable *Educación universitaria × log Dur*) reduce la tasa de salida de los universitarios por debajo de las de los otros grupos, lo que probablemente esté reflejando el mayor salario de reserva de los primeros. Contar con estudios medios tampoco eleva de forma significativa la tasa de salida. Por último, ser cabeza de familia eleva la probabilidad de reempleo, con una intensidad decreciente a medida que aumenta la duración del paro (véase el cuadro A.III.1, para ambos efectos).

IV.3. El ciclo económico

Como se mencionó en el capítulo I, la teoría de la búsqueda de empleo no proporciona una predicción unívoca sobre el signo del efecto del ciclo económico sobre la probabilidad de reempleo, y los estudios empíricos han hallado coeficientes tanto positivos como negativos. No obstante, las tasas de salida representadas en el gráfico 1 parecen indicar la existencia de una relación positiva en los datos españoles.

Los efectos de variables agregadas se miden de dos maneras alternativas: mediante variables ficticias y mediante variables económicas. En el cuadro 1 el ciclo económico viene captado por variables ficticias: en la primera columna, por ficticias trimestrales, y en la tercera, por ficticias anuales y estacionales. Dado que los resultados son muy similares, centramos la discusión en el segundo tipo de periodificación, por ser de más fácil exposición. Las variables ficticias anuales son muy significativas — el año de referencia es 1987— y sugieren que las tasas de salida son más altas en los períodos de expansión (1988-1991) que en los de recesión (1992-1994). No obstante, el segundo grupo de variables seguramente capta también los cambios legislativos acaecidos en los años 1992 y 1993, que redujeron la generosidad global del sistema de prestaciones por desempleo. Por otra parte, las tasas de salida parecen ser mayores en los trimestres segundo y tercero del año.

También parece haber diferencias significativas en las tasas de salida de distintos sectores económicos. El cuadro A.III.1 muestra, para los trabajadores sin prestaciones, que la evolución de las tasas de salida es parecida para todos los sectores —quizá sean ligeramente más planas

en la agricultura—, pero sus niveles son muy distintos. El orden de los sectores, en términos de la probabilidad de encontrar trabajo, es, de mayor a menor: agricultura, construcción, servicios e industria. Este orden no concuerda con el de las tasas sectoriales de paro en España, que durante este período fue: servicios (10,4 %), industria (11,5 %), agricultura (13,4 %) y construcción (20,4 %). Más concretamente, los dos sectores con las tasas de paro más bajas presentan las tasas de salida del paro más bajas y viceversa. Esto no es en realidad incoherente, pues la tasa de paro es el resultado tanto de las salidas del paro como de las entradas al mismo, y aquí hemos analizado solo las salidas. Además, la ordenación sectorial según las tasas de salida es coherente con la ordenación basada en las proporciones de empleo temporal en el sector, mencionadas en el capítulo II. Este dato nos conduce a la inclusión de la tasa de empleo temporal entre las variables explicativas de la especificación que se presenta a continuación.

El cuadro 2 presenta las estimaciones obtenidas cuando se reemplazan las variables ficticias por variables macroeconómicas. Se muestran los resultados obtenidos con las siguientes dos periodificaciones alternativas de las variables agregadas: en la primera columna, estas variables están medidas en niveles trimestrales (por ejemplo, la tasa de paro en 1988:II) y en tasas de variación con respecto al mismo trimestre del año anterior (por ejemplo, $PIB_{1988:II} = PIB_{1988:II} - PIB_{1987:II}$); en la tercera columna se asigna a todos los trimestres del mismo año el valor medio del año (por ejemplo, la tasa de paro en 1988) y la tasa de variación media del año con respecto al anterior (por ejemplo, $PIB_{1988} = PIB_{1988} - PIB_{1987}$). Los resultados son de nuevo muy parecidos en ambos casos.

La única variable nacional introducida en la especificación es la tasa de crecimiento del PIB agregado. El gráfico 7 representa las tasas de salida para los trabajadores sin prestaciones, evaluadas en las medias muestrales de las variables macroeconómicas y para las mismas características individuales que en los gráficos anteriores. Para poder observar el efecto del ciclo, se representan adicionalmente las tasas de salida correspondientes al crecimiento del PIB máximo y mínimo observados (en el segundo trimestre) durante el período muestral: el 5,4 % en 1988:II y el -1,6 % en 1993:II (3). El efecto positivo del crecimiento sobre las tasas de salida es evidente, aunque decrece con la duración (obsérvese el coeficiente negativo que acompaña a $\Delta PIB \times \log Dur$).

También hemos incluido en la especificación las siguientes variables sectoriales, referidas al empleo que tenía la persona antes de quedar pa-

(3) Las tasas de salida equivalentes para los trabajadores con prestaciones se muestran en el cuadro A.III.1.

rada: la tasa de paro, en niveles y en tasas de variación, y la tasa de empleo temporal. El nivel y la tasa de variación de la tasa de paro se incluyen para captar efectos específicos de cada sector, mientras que la interacción de la segunda variable con la duración del paro individual podría captar los efectos de histéresis comentados en el capítulo I. Por último, la razón de la inclusión de la tasa de empleo temporal se discutió anteriormente.

El coeficiente de la tasa de paro muestra el signo negativo esperado en el cuadro 2, y el gráfico 8 proporciona una idea del tamaño de su efecto, al representar las tasas de salida correspondientes a las tasas de paro sectorial (del segundo trimestre) media, máxima y mínima del período, para trabajadores sin prestaciones. El coeficiente que acompaña a la variación de la tasa de paro es compuesto. El término constante se debe considerar conjuntamente con los otros dos que captan el ciclo económico: el crecimiento del PIB y el nivel del paro. La interacción con la percepción de prestaciones es significativa, lo que sugiere que los trabajadores con prestaciones reducen su esfuerzo de búsqueda cuando la situación económica empeora. La interacción con la duración del paro individual muestra un coeficiente negativo y significativo, lo que puede interpretarse como un resultado favorable a la hipótesis de que las empresas prefieren a los trabajadores con menor duración de paro a la hora de contratar. El efecto aislado de este término de interacción aparece en el gráfico 9, que muestra que los efectos de histéresis son reducidos (4).

Por último, la tasa de empleo temporal por sectores muestra el signo positivo esperado, constituyendo, además, el efecto agregado más significativo. Su impacto es relativamente elevado y se muestra en el gráfico 10 (5).

IV.4. Heterogeneidad inobservable

A continuación se presentan los resultados de estimar el modelo para la tasa de salida del paro con heterogeneidad inobservable que se presentó en la sección III.2. Este modelo implica endogeneizar la percepción de prestaciones. Antes de ello, comentaremos brevemente los resultados de la estimación de un modelo de forma reducida para la percepción de

(4) Bentolila y Dolado (1994) también encontraron efectos de histéresis reducidos en el contexto de la determinación de salarios en las empresas manufactureras españolas.

(5) A fin de captar el efecto potencial del cambio legislativo de 1992, por el que se elevó la duración mínima de los contratos temporales, lo que podría haberlos hecho menos atractivos para las empresas, incluimos como regresor la interacción entre la tasa de empleo temporal y una variable ficticia que tomaba el valor uno a partir de 1992:II. No obstante, al final excluimos esta variable, por ser su coeficiente escasamente significativo.

prestaciones exclusivamente, pues proporciona una valiosa información complementaria.

No es necesario dedicar mucho espacio a interpretar las estimaciones para la percepción de prestaciones, pues se trata de una ecuación auxiliar de forma reducida. Obsérvese que estamos interesados en la probabilidad de que el trabajador tenga derecho a percibir prestaciones en el momento de quedar desempleado y, en los períodos posteriores, en la probabilidad de que siga pudiendo percibir las prestaciones, condicional a que ha seguido estando parado hasta el mes de referencia y percibía prestaciones en el mes inmediatamente anterior. La primera probabilidad depende de las reglas que regulan el derecho a las prestaciones y las restantes de las reglas que regulan la duración de las prestaciones. Ambos tipos de reglas dependen, no obstante, del tipo de prestaciones que se perciban. El derecho a percibir la prestación contributiva depende solo de la antigüedad en el empleo anterior —puesto que todos los trabajadores de la muestra tienen experiencia laboral—, mientras que para la prestación asistencial depende del número de personas a su cargo, de la renta familiar y de la edad (véase el cuadro A.I.1). Algunos regresores están correlacionados con ambas reglas de la misma forma. Por ejemplo, tanto la edad del trabajador como que sea cabeza de familia deberían estar correlacionados positivamente con el derecho a percibir tanto la PC como la PA. Pero para otras variables los signos pueden ser distintos. Por ejemplo, la correlación entre un mayor nivel educativo y el derecho a percibir la prestación debería ser positiva para la PC (a través de una mayor antigüedad laboral) pero negativa para la PA (a través de una mayor renta familiar).

En el cuadro A.III.2 se muestran los resultados de estimar una especificación muy general que incluye interacciones de los regresores con la duración del paro (conservando solo los coeficientes significativos). Incluimos como regresor una variable ficticia de escalón que empieza en abril de 1992, a fin de captar el cambio en la legislación que redujo el ámbito de trabajadores con derecho a percibir prestaciones (6). Los resultados son acordes con lo esperado e indican que la probabilidad condicional de percibir prestaciones: *a*) aumenta con la edad (tras el primer mes, para los trabajadores de 45 a 64 años), con la educación universitaria (tras el tercer mes) y con la condición de cabeza de familia; *b*) cae

(6) Se probó también una variable ficticia que empezaba en abril de 1989 y que se introducía interaccionada con la variable *Edad 4564*, a fin de captar la extensión del derecho a la PA para ese grupo de trabajadores, pero no resultó significativa. Este resultado no es sorprendente, pues el cambio afectó fundamentalmente a los trabajadores que habían recibido la PA durante al menos 18 meses, una duración que no está contenida en nuestros datos. Los cambios legislativos de 1993 afectaron al nivel de las prestaciones pero no a las reglas de derecho a prestaciones.

con la proporción de empleo temporal en el sector (tras el primer mes); c) es contracíclica, y d) cayó en abril de 1992 para todos los trabajadores. La contracíclicidad observada seguramente proceda de que el período de recesión en nuestra muestra se caracterizó por un despido importante de trabajadores mayores y con antigüedades elevadas, que las empresas pretendían sustituir por trabajadores jóvenes con contratos temporales en la expansión subsiguiente.

El cuadro 3 contiene las estimaciones de la función de verosimilitud logarítmica conjunta para la duración del paro y la percepción de prestaciones, recogida en la ecuación [III.3]. No se permitió ninguna interacción del efecto de la variable inobservable u con la duración. Así, en términos de la notación de la sección III.2.2, los coeficientes asociados con u en las tasas de salida del paro y de las prestaciones son, respectivamente, $\theta_4(t) = 1$ y $\gamma_2(t) = \gamma_2$. Además, se especificó una distribución para u con dos puntos de masa, m_1 y m_2 , con probabilidades p_1 y p_2 . No obstante, dado que $E(u) = 0$, en realidad se introducen en el modelo tres parámetros adicionales a estimar: m_1 , p_1 y γ_2 , que, junto con los 35 parámetros de la tasa de salida del paro y los 32 parámetros del modelo para la percepción de prestaciones, suponen un total de 70 parámetros a estimar en la función de verosimilitud logarítmica mixta.

Los resultados con y sin heterogeneidad inobservable son altamente coherentes. Todos los coeficientes del cuadro 3 tienen el mismo signo y parecida magnitud que en el cuadro 2. La única excepción es la interacción de la variable *Edad 45-64* con la duración, cuyo coeficiente se vuelve no significativo y muy próximo a cero. Más concretamente, en el cuadro 3 se observa que la percepción de prestaciones reduce la tasa de salida significativamente, y el crecimiento del PIB y la tasa de empleo temporal la elevan. Los coeficientes del modelo para la percepción de prestaciones estimados conjuntamente también presentan los mismos signos y magnitudes que en la estimación separada (véase cuadro A.III.2).

Finalmente, el último bloque del cuadro 3 indica que, de los dos tipos inobservables de trabajadores que se han considerado, el primer tipo es mucho más común (con una probabilidad de 0,96), mientras que el segundo tipo, muy infrecuente, tiene una tasa de salida muy superior al primero. Concretamente, el valor estimado de m_1 es de $-0,23$ y el valor implícito estimado de m_2 es de $5,49$.

V.5. Discusión de los resultados

Esta sección está dedicada a comentar la magnitud relativa de los efectos sobre la tasa de salida del paro de las principales variables y las implicaciones para la política económica que se derivan de nuestros re-

sultados. La discusión se centrará en las variables que consideramos más relevantes desde un punto de vista económico, a saber: las prestaciones por desempleo y las variables macroeconómicas. El tamaño de los efectos de las otras variables individuales puede observarse en los gráficos y cuadros correspondientes.

Para comparar los distintos efectos hay que tener en cuenta que el tamaño exacto de estos depende del grupo de referencia y de los valores de las variables macroeconómicas para los que se evalúan. Los resultados que se comentan a continuación se ciñen a los valores de las variables que subyacen a los gráficos presentados hasta ahora y son representativos de nuestros resultados generales.

La importancia relativa de la percepción de prestaciones por desempleo y del crecimiento del PIB puede verse comparando los gráficos 5 y 7. A partir de las estimaciones realizadas, pasar de un crecimiento del PIB del 2,3 % al -1,6 % (es decir, una caída de cuatro puntos) reduce la tasa predicha de salida al empleo, para un trabajador que no recibe prestaciones, en 4,3 puntos porcentuales, como máximo. En comparación, con un crecimiento del PIB del 2,3 %, la tasa de salida de un trabajador comparable que recibe prestaciones es de 7,4 a 10,7 puntos porcentuales menor que la del que no las recibe, durante los tres primeros meses, y 4,5 puntos menor a partir de los seis meses. Dado que la cláusula *ceteris paribus* puede resultar poco realista en este caso, también hemos calculado las diferencias de tasas de salida obtenidas cuando el cambio en la tasa de crecimiento del PIB viene acompañado de la tasa de paro sectorial ponderada y de la tasa de variación de esta observadas en el mismo trimestre. El cuadro A.III.1 muestra que pasar de la tasa de crecimiento del PIB promedio a la tasa mínima, con los cambios del paro asociados a este cambio, no reduce la tasa de salida en más de cinco puntos porcentuales, lo cual es un impacto sorprendentemente menor que el de la percepción de prestaciones. Además, se debe tener en cuenta que las diferencias entre el efecto del crecimiento del PIB y del cobro de prestaciones serían todavía mayores si se tomara como punto de referencia a los trabajadores que reciben prestaciones, dado que, en términos absolutos, las tasas de salida de estos se ven afectadas en menor medida por la tasa de crecimiento del PIB que las de aquellos que no las reciben (véase el cuadro A.III.1).

Por tanto, se concluye que, para evaluar las posibilidades de reempleo de un individuo determinado, parece ser mucho más importante saber si está recibiendo prestaciones por desempleo que la situación cíclica de la economía.

Otro ejercicio interesante se refiere al efecto de los contratos temporales. El gráfico 10 indica que las tasas de salida mensuales predichas

para el mismo trabajador de referencia, que hubiera estado previamente trabajando en un sector con una tasa de temporalidad del 40 %, son de dos a seis puntos porcentuales más elevadas que si lo hubiera hecho en un sector con una temporalidad del 18 %. La magnitud de este efecto no es despreciable en absoluto.

Se debe realizar una matización importante acerca de los resultados obtenidos sobre la dependencia de la duración. A pesar de tener en cuenta la heterogeneidad que es observable entre trabajadores, no podemos estar seguros de la medida en la que el patrón que hemos hallado refleje una verdadera dependencia de la duración. En general, se espera que parte de la dependencia de la duración estimada provenga de una heterogeneidad no observada; en nuestro caso provendría, por ejemplo, de las diferencias no observadas en la renta familiar o en la cuantía y en la evolución temporal de las prestaciones. Es bien sabido que puede surgir una dependencia de la duración espuria, debida exclusivamente a cambios en la composición del *stock* de parados a medida que pasa el tiempo (7). Hemos demostrado cómo los efectos de las principales variables de interés sobre la tasa de salida del paro no varían significativamente cuando se estiman permitiendo la existencia de heterogeneidad inobservable del tipo recogido en la sección III.2. No obstante, el problema básico sigue presente. En consecuencia, se debe prestar mayor atención a las tasas de salida predichas para los primeros meses de paro, pues están basadas en una muestra más representativa. Por la misma razón, no destacamos las diferencias entre la forma de la dependencia de la duración hallada en los datos y la predicha por el modelo clásico de búsqueda de empleo.

¿Qué implicaciones se derivan de nuestros resultados para la política económica? El objetivo de esta debería ser reducir la tasa de paro, más que aumentar las tasas de salida del paro *per se*. Sin embargo, como ya se mencionaba en la introducción, el problema del paro en España es en gran medida un problema de salida del mismo. Esto se ha reflejado, por ejemplo, en una elevada proporción de parados de larga duración. Este hecho apoya la conveniencia de las políticas que contribuyan a aumentar la probabilidad de reempleo. De los resultados presentados se desprende que la reducción del número de meses de derecho a recibir prestaciones por desempleo sería una medida apropiada para lograr ese fin (8).

(7) Supóngase, por ejemplo, que hay dos tipos de trabajadores con tasas de salida distintas pero constantes. A medida que los trabajadores con mayor tasa de salida abandonan el paro en mayor proporción, va aumentando la proporción de aquellos con tasa de salida más baja, y esto se traducirá en la aparición de una dependencia de la duración negativa.

(8) Nótese que la reducción de la duración de las prestaciones no solo podría elevar la tasa de salida del paro sino que también podría reducir la tasa de entrada en el paro (que no hemos analizado aquí), aunque la evidencia empírica internacional sugiere que este efecto sería relativamente reducido [véase Atkinson and Micklewright (1991)].

En todo caso, dicha actuación se traduciría en una reducción de la tasa de paro en función de dos magnitudes principales: la caída de los salarios de reserva de los trabajadores debida a la reducción de la duración de las prestaciones y el aumento de la demanda de trabajo ante la caída de dichos salarios de reserva. Desgraciadamente no contamos con evidencia empírica sólida sobre estas dos elasticidades. Por otra parte, si los convenios colectivos impiden que se paguen salarios por debajo de un determinado nivel, una reducción de los salarios de reserva podría tener un escaso impacto sobre las probabilidades de reempleo, incluso si la elasticidad salarial de la demanda de trabajo es alta.

Se debe señalar, en todo caso, que las medidas de política económica deben estar basadas en un análisis de bienestar, y que no es obvio que reducir las prestaciones por desempleo necesariamente aumentase el bienestar. Las prestaciones por desempleo dan lugar tanto a ganancias como a pérdidas. Las primeras consisten en la posibilidad de un consumo más estable de los hogares con miembros parados (dada la aversión al riesgo y la dificultad de obtener aseguramiento privado frente al riesgo de paro) y en el fomento de un emparejamiento más eficiente entre trabajadores y empresas. Las pérdidas, aparte de la mayor duración del paro y la consiguiente pérdida de capital humano, pueden surgir de una menor tasa de ahorro por motivos de precaución, que condujese a un menor *stock* de capital y de ahí a una menor producción. Por tanto, la medición del efecto neto sobre el bienestar de un cambio en la duración de las prestaciones por desempleo resulta muy difícil de establecer y no existe aún una evidencia empírica sólida al respecto [véase Valdivia (1995)]. Lo que indican nuestros resultados es que los efectos deseables de las prestaciones tienen que valorarse conjuntamente con el efecto no deseable de alargar los periodos de paro de manera significativa.

Por último, al considerar la tasa de temporalidad sectorial es especialmente importante distinguir sus efectos sobre la tasa de paro y sobre las tasas de salida del paro. Como ya se ha comentado, hemos hallado que los contratos temporales tienen un efecto importante sobre las tasas de salida del paro. Por otra parte, estos contratos seguramente aumentan también la probabilidad de quedarse parado, lo cual aumentaría la tasa de paro. No obstante, al proporcionar a los trabajadores experiencia y hábitos de trabajo, y al mitigar los efectos negativos de períodos largos de paro, se puede esperar que el efecto neto de los contratos temporales sobre la tasa de paro sea favorable. Contrastar esta conjetura requeriría, sin embargo, un análisis empírico de la dinámica de las duraciones de empleo y paro que está más allá del alcance de este trabajo. Finalmente, cualquier recomendación acerca de los contratos temporales no puede dissociarse de recomendaciones relativas a los costes de despido de los contratos indefinidos alternativos.

V

CONCLUSIONES

En este trabajo hemos investigado empíricamente la influencia de las características individuales y de la situación cíclica de la economía sobre la probabilidad de encontrar empleo, con especial hincapié en los efectos de la percepción de prestaciones por desempleo. A este fin hemos estimado modelos discretos de tasa de salida mensual del paro con una muestra de datos de duración del paro masculino construidos a partir de un panel rotatorio proveniente de la Encuesta de Población Activa española, durante el período 1987:II-1994:III.

Los principales resultados empíricos pueden resumirse de la siguiente forma: *a)* la percepción de prestaciones por desempleo reduce la tasa de salida del paro. Por ejemplo, para un individuo que está en su tercer mes de paro —que es cuando se produce el efecto mayor—, la tasa de salida del paro al empleo es el doble si no recibe prestaciones que si las recibe; *b)* las tasas de salida del paro son procíclicas; *c)* utilizando valores muestrales, recibir o no prestaciones por desempleo afecta a la tasa individual de salida del paro en mayor medida que cambios en la situación cíclica. En particular, de nuevo en el tercer mes de paro, la caída de la tasa de salida debida a la percepción de prestaciones es dos veces y media mayor que la debida a una caída de cuatro puntos porcentuales de la tasa de crecimiento del PIB; *d)* existe histéresis, que se manifiesta en que una tasa de paro sectorial creciente reduce las tasas de salida en mayor magnitud cuanto mayor es la duración individual del paro, pero su magnitud es reducida. Por último, *e)* las medidas de aumento de la flexibilidad laboral —en el caso español, la introducción de los contratos temporales— aumentan la tasa de salida del paro al empleo.

CUADROS Y GRÁFICOS

**ESTIMACIONES DE LAS TASAS DE SALIDA LOGÍSTICAS.
MODELO CON VARIABLES FICTICIAS SECTORIALES Y TEMPORALES (a)**

<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>t</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>t</i>
CARACTERÍSTICAS INDIVIDUALES:				
Prestaciones	-1,245	25,34	-1,244	25,32
Prestaciones x log Dur	0,572	18,44	0,572	18,44
Prestaciones x Edad 30-44	-0,182	4,40	-0,183	4,42
Edad 30-44	0,030	0,91	0,030	0,94
Edad 45-64	-0,434	7,20	-0,434	7,20
Edad 45-64 x log Dur	-0,210	5,47	-0,210	5,47
Educación secundaria	0,034	1,44	0,035	1,46
Educación universitaria	0,290	2,32	0,286	2,29
Educación universitaria x log Dur	-0,221	2,48	-0,218	2,45
Cabeza de familia	0,496	9,92	0,496	9,91
Cabeza de familia x log Dur	-0,153	4,67	-0,153	4,67
VARIABLES FICTICIAS SECTORIALES Y TEMPORALES:				
Industria	0,152	2,21	0,149	2,17
Industria x log Dur	-0,476	10,36	-0,475	10,34
Construcción	0,310	5,25	0,308	5,22
Construcción x log Dur	-0,394	10,01	-0,393	9,99
Servicios	-0,051	0,82	-0,053	0,85
Servicios x log Dur	-0,334	8,15	-0,333	8,13
1988	—	—	0,124	2,59
1989	—	—	0,126	2,65
1990	—	—	0,184	3,87
1991	—	—	0,136	2,85
1992	—	—	-0,151	3,17
1993	—	—	-0,292	6,18
1994	—	—	-0,184	3,62
VARIABLES FICTICIAS ESTACIONALES:				
Segundo trimestre	—	—	0,135	5,04
Tercer trimestre	—	—	0,106	3,84
Cuarto trimestre	—	—	0,021	0,72
VARIABLES FICTICIAS DE DURACIÓN:				
Dur 1	-2,749	27,19	-2,936	40,37
Dur 2	-1,933	20,53	-2,124	35,79
Dur 3	-1,308	14,28	-1,500	27,35
Dur 4	-1,220	13,28	-1,412	25,65
Dur 5	-1,394	14,61	-1,587	26,73
Dur 6	-1,434	14,65	-1,627	25,78
Dur 7	-1,293	13,03	-1,486	22,89
Dur 8	-1,496	14,43	-1,690	23,34
Dur 9	-1,495	13,85	-1,689	21,57
Dur 10	-1,352	12,35	-1,545	19,25
Dur 11	-1,685	14,02	-1,877	19,86
Dur 12	-1,812	13,68	-2,002	18,27
Dur 13	-1,694	12,63	-1,884	16,88
Dur 14	-2,130	13,03	-2,322	15,95

(a) En la primera especificación se incluyen variables ficticias trimestrales (no se muestran los coeficientes) en vez de las anuales y estacionales.

Número de períodos de paro: 27.006.

Logaritmo de la función de verosimilitud: primera especificación, -39.494,77; segunda especificación, -39.506,77.

**ESTIMACIONES DE LAS TASAS DE SALIDA LOGÍSTICAS.
MODELO CON VARIABLES ECONÓMICAS NACIONALES Y SECTORIALES (a)**

<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>t</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>t</i>
CARACTERÍSTICAS INDIVIDUALES:				
Prestaciones	-1,262	25,57	-1,258	25,48
Prestaciones x log Dur	0,581	18,73	0,580	18,69
Prestaciones x Edad 30-44	-0,185	4,45	-0,190	4,58
Edad 30-44	0,030	0,92	0,030	0,94
Edad 45-64	-0,479	8,00	-0,481	8,03
Edad 45-64 x log Dur	-0,168	4,42	-0,169	4,45
Educación secundaria	0,022	0,92	0,018	0,77
Educación universitaria	0,320	2,60	0,314	2,56
Educación universitaria x log Dur	-0,266	3,05	-0,265	3,03
Cabeza de familia	0,505	10,13	0,504	10,11
Cabeza de familia x log Dur	-0,164	5,03	-0,164	5,02
VARIABLES NACIONALES Y SECTORIALES:				
PIB	9,784	6,26	9,662	5,35
PIB x log Dur	-2,528	2,40	-2,733	2,25
Tasa de paro sectorial	-2,366	9,72	-2,379	9,73
Tasa de paro sectorial	0,557	2,65	0,462	1,83
Tasa de paro sect. x prestaciones	-0,667	5,79	-0,667	5,23
Tasa de paro sect. x log Dur	-0,296	2,08	-0,320	1,87
Tasa de empleo temporal	1,844	20,33	1,827	19,96
VARIABLES FICTICIAS ESTACIONALES:				
Segundo trimestre	0,136	5,08	0,134	5,00
Tercer trimestre	0,120	4,40	0,118	4,32
Cuarto trimestre	0,053	1,91	0,048	1,70
VARIABLES FICTICIAS DE DURACIÓN:				
Dur 1	-2,874	61,42	-2,868	61,36
Dur 2	-2,280	58,89	-2,274	58,81
Dur 3	-1,773	50,06	-1,768	49,98
Dur 4	-1,768	48,73	-1,764	48,67
Dur 5	-2,013	49,41	-2,007	49,30
Dur 6	-2,104	46,76	-2,099	46,67
Dur 7	-2,008	43,32	-2,003	43,24
Dur 8	-2,258	41,53	-2,251	41,44
Dur 9	-2,285	37,50	-2,281	37,45
Dur 10	-2,172	34,82	-2,170	34,79
Dur 11	-2,548	32,40	-2,540	32,32
Dur 12	-2,695	28,23	-2,691	28,18
Dur 13	-2,597	26,73	-2,593	26,70
Dur 14	-3,059	22,74	-3,056	22,72

(a) Variables agregadas: En la primera especificación están medidas en niveles y en tasas de variación con respecto al mismo trimestre del año anterior. En la segunda especificación se les asigna a todos los trimestres del mismo año nivel medio anual y la tasa de variación anual.

Número de periodos de paro: 27.006.

Logaritmo de la función de verosimilitud: primera especificación, -39.581,02; segunda especificación, -39.598,94.

ESTIMACIÓN CONJUNTA DE LAS TASAS DE SALIDA DEL PARO Y DE LA PERCEPCIÓN DE PRESTACIONES CON HETEROGENEIDAD INOBSERVABLE (a)

<i>Tasa de salida del paro</i>		
<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>t</i>
CARACTERÍSTICAS INDIVIDUALES:		
Prestaciones	-1,288	15,93
Prestaciones x log Dur	0,594	12,43
Prestaciones x Edad 30-44	-0,199	4,50
Edad 30-44	0,022	0,62
Edad 45-64	-0,711	7,46
Edad 45-64 x log Dur	-0,043	0,77
Educación secundaria	0,023	0,91
Educación universitaria	0,475	2,62
Educación universitaria x log Dur	-0,350	2,92
Cabeza de familia	0,680	8,86
Cabeza de familia x log Dur	-0,260	5,60
VARIABLES NACIONALES Y SECTORIALES:		
PIB	11,415	5,29
PIB x log Dur	-3,468	2,53
Tasa de paro sectorial	-2,823	10,26
Tasa de paro sectorial	0,480	1,62
Tasa de paro sect. x prestaciones	-0,724	5,84
Tasa de paro sect. x log Dur	-0,222	1,18
Tasa de empleo temporal	2,097	19,67
VARIABLES FICTICIAS ESTACIONALES:		
Segundo trimestre	0,136	4,83
Tercer trimestre	0,130	4,49
Cuarto trimestre	0,052	1,76
VARIABLES FICTICIAS DE DURACIÓN:		
Dur 1	-3,931	13,07
Dur 2	-2,202	36,91
Dur 3	-1,566	27,15
Dur 4	-1,547	26,21
Dur 5	-1,787	28,74
Dur 6	-1,874	28,63
Dur 7	-1,775	26,56
Dur 8	-2,025	27,77
Dur 9	-2,050	26,18
Dur 10	-1,937	24,26
Dur 11	-2,312	24,78
Dur 12	-2,460	22,75
Dur 13	-2,362	21,50
Dur 14	-2,823	19,58

(a) Las variables agregadas están medidas de la misma manera que en la primera columna del cuadro 2.

Número de períodos de paro: 27.006.

Logaritmo de la función de verosimilitud: -66.312,69.

ESTIMACIÓN CONJUNTA DE LAS TASAS DE SALIDA DEL PARO Y DE LA PERCEPCIÓN DE PRESTACIONES CON HETEROGENEIDAD INOBSERVABLE (cont.)

<i>Forma reducida para la percepción de prestaciones</i>		
<i>Variable</i>	<i>Coficiente</i>	<i>t</i>
CARACTERÍSTICAS INDIVIDUALES:		
Edad 30-44	0,161	4,60
Edad 30-44 x log Dur	0,110	2,52
Edad 45-64	-0,028	0,68
Edad 45-64 x log Dur	0,185	3,68
Educación secundaria	-0,037	1,38
Educación universitaria	-0,301	3,99
Educación universitaria x log Dur	0,236	2,09
Cabeza de familia	0,348	10,63
Cabeza de familia x log Dur	0,099	2,35
VARIABLES NACIONALES Y SECTORIALES:		
PIB	-2,314	2,07
Variable ficticia 1992:II-1994:III	-0,299	6,77
Tasa de paro sectorial	1,267	4,27
Tasa de paro sectorial	0,674	6,30
Tasa de empleo temporal	0,226	2,07
Tasa de empleo temporal x log Dur	-0,401	3,60
VARIABLES FICTICIAS ESTACIONALES:		
Segundo trimestre	0,045	1,44
Tercer trimestre	-0,022	0,71
Cuarto trimestre	-0,014	0,44
VARIABLES FICTICIAS DE DURACIÓN:		
Dur 1	-0,069	1,91
Dur 2	3,347	52,25
Dur 3	2,778	47,11
Dur 4	4,509	35,90
Dur 5	2,811	38,85
Dur 6	2,426	33,57
Dur 7	4,755	23,19
Dur 8	2,863	27,78
Dur 9	2,361	24,05
Dur 10	3,905	19,20
Dur 11	2,552	19,42
Dur 12	2,083	16,20
Dur 13	3,824	12,93
Dur 14	2,521	13,06
<i>Coficientes de heterogeneidad</i>		
m_1	-0,230	5,06
m_2	5,486	
p_1	0,960	131,10
λ	-0,174	7,82

GRÁFICO 1

PROBABILIDAD DE ENCONTRAR EMPLEO Y CRECIMIENTO DEL PIB



GRÁFICO 2

TASAS DE SALIDA MUESTRALES POR AÑO

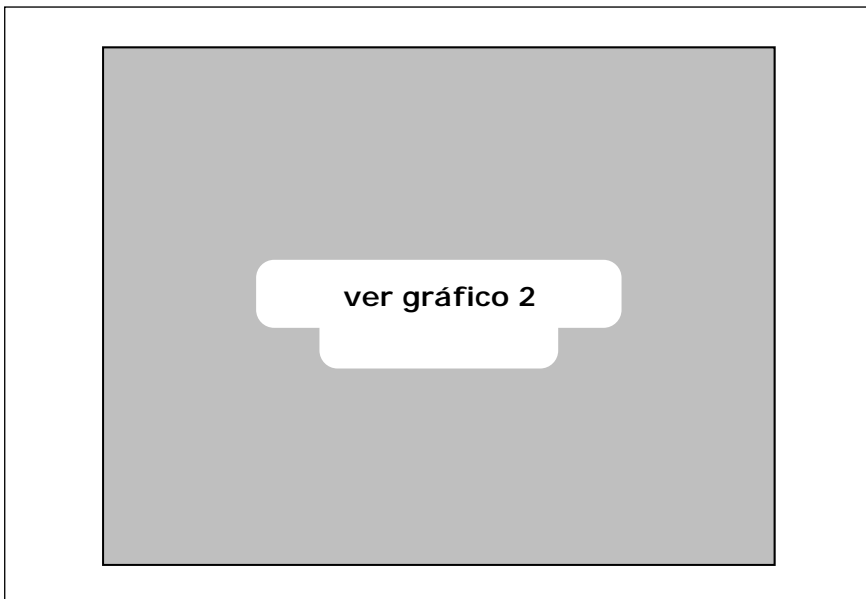


GRÁFICO 3

TASAS DE SALIDA MUESTRALES Y PRESTACIONES POR DESEMPLEO



GRÁFICO 4

TASAS DE SALIDA MUESTRALES Y PRESTACIONES POR DESEMPLEO
Edad 30-44, construcción, educación no universitaria



TASAS DE SALIDA PREDICHAS Y PRESTACIONES POR DESEMPLEO (a)



(a) Tasa de crecimiento del PIB, 2,3%; tasa de desempleo sectorial, 14,87 %; tasa de variación de la tasa de desempleo sectorial, 8,9%, y proporción de empleo temporal en el sector, 39,60%.

**TASAS DE SALIDA DEL DESEMPLEO PREDICHAS Y EDAD
No recibe prestaciones (a)**



(a) Educación primaria, industria, cabeza de familia, en 1989.

TASAS DE SALIDA DEL DESEMPLEO PREDICHAS Y CRECIMIENTO DEL PIB
No recibe prestaciones (a)



(a) Proporción de empleo temporal en el sector, 39,6 %; tasa de desempleo sectorial, 14,87 %, y tasa de cambio de la tasa de desempleo sectorial, 8,9%.

TASAS DE SALIDA PREDICHAS Y DESEMPLEO SECTORIAL
No recibe prestaciones (a)



(a) Tasa de crecimiento del PIB, 2,3%; proporción de empleo temporal en el sector, 39,6 %, y tasa de cambio de la tasa de desempleo sectorial, 8,9%.

**EFFECTOS DE HISTÉRESIS DEL CAMBIO EN EL DESEMPLEO SECTORIAL SOBRE
LAS TASAS DE SALIDA PREDICHAS
No recibe prestaciones (a)**



(a) Proporción de empleo temporal en el sector, 39,6 %; tasa de crecimiento del PIB, 2,3%; tasa de desempleo sectorial, 14,87%, y tasa de cambio de la tasa de desempleo sectorial, 8,9 %.

TASAS DE SALIDA DEL DESEMPLEO PREDICHAS Y EMPLEO TEMPORAL
No recibe prestaciones (a)



(a) Tasa de crecimiento del PIB, 2,3 %; tasa de desempleo sectorial, 14,87%, y tasa de cambio de la tasa de desempleo sectorial, 8,9%.

APÉNDICES

APÉNDICE I

PRESTACIONES POR DESEMPLEO EN ESPAÑA

CUADRO A.I.1

PRESTACIONES CONTRIBUTIVAS

<i>Duración máxima</i>		<i>Importe</i>		<i>Importe máximo</i>	
<i>1984</i>					
<i>Antigüedad</i>	<i>Duración</i>	<i>Duración</i>	<i>% Salario (a)</i>	<i>Depend.</i>	<i>% Salario mín.</i>
1-5 m	0	1-6 m	80	Ninguno	170
6-48 m	Antig./2 (b)	7-12 m	70	1 hijo	195
> 48 m	24 meses	13-24 m	60	> 1 hijo	220
<i>1992</i>					
1-11 m	0	1-6 m	70	Igual que en 1984	
12-72 m	Antig./3 (c)	7-12 m	60		
> 72 m	24 m	13-24 m	60		

Notas: m=meses; Antig.=antigüedad en el empleo anterior.

(a) Salario anterior (media de los últimos 6 meses).

(b) En realidad es: 3 x entero (antigüedad/6), para que sea múltiplo de 3.

(c) En realidad es: 2 x entero (antigüedad/6), para que sea par.

CUADRO A.I.2

PRESTACIONES ASISTENCIALES

<i>Duración máxima</i>		<i>Importe</i>	
<i>1984</i>			
<i>Antigüedad</i>	<i>Duración</i>		
1-2 m	0		
3-5 m	Antigüedad	75 % del salario mínimo	
> 5 m	18 meses		
<i>1989</i>			
1-2 m	0		
3-5 m	Antigüedad	Edad < 45	75 % Salario mínimo
6-11 m	Edad < 45	18 m	1 dep. 75 % Sal. mín.
	Edad 45	24 m	2 deps. 100 % Sal. mín.
> 12 m	Edad < 45	24 m	> 2 deps. 125% Sal. mín.
	Edad 45	30 (a)	

Nota: deps.=dependientes.

(a) Más 6 meses extra si cobró la prestación contributiva durante 24 meses.

APÉNDICE II

DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

A) Datos individuales

Fuente: Panel rotatorio de la *Encuesta de Población Activa: Estadística de Flujos*, desde 1987:II hasta 1994:III, elaborado por el Instituto Nacional de Estadística (INE).

Muestra: A partir de una muestra de hombres con edades comprendidas entre los 20 y los 64 años, se excluye a los

- que están haciendo el servicio militar o la prestación civil sustitutoria
- empleados continuamente durante el período de observación
- que no están nunca activos durante el período de observación
- entrevistados solo una vez
- que tienen una entrevista no contestada entre dos entrevistas válidas
- que nunca han trabajado y no buscan trabajo
- estudiantes a tiempo completo (a partir del momento en que lo son)
- empleados que no contestan cuánto tiempo llevan en el empleo actual
- parados (e inactivos) que no contestan cuánto tiempo llevan buscando empleo ni cuándo dejaron el último empleo
- parados que no contestan sobre su relación con la oficina de empleo (INEM)
- parados durante más de ocho años.

Hay 60.036 períodos de paro que satisfacen estas restricciones. Sin embargo, al restringir la muestra a los parados observados en el momen-

to de empezar un período de paro, quedan 27.382 períodos de paro. Finalmente, para la estimación, se eliminan 376 períodos de paro (1,37 %) para los cuales no se dispone de información sobre el sector económico de su empleo anterior.

Duración del paro: Tanto la duración del paro como la duración de las prestaciones se miden en meses, que es la unidad de medida más pequeña permitida por los datos. La duración del período de paro de un individuo se determina utilizando la información trimestral sobre su situación laboral. La información de partida la proporcionan la primera vez que contestan la pregunta «¿Cuánto tiempo ha transcurrido desde que dejó su último empleo?» o la pregunta «¿Cuánto tiempo lleva buscando empleo?». Para los trimestres siguientes, la duración del paro se calcula sumando tres meses a la duración declarada inicial en vez de utilizar las respuestas a estas preguntas, porque esto último producía a veces secuencias incoherentes. Aunque estas incoherencias pueden deberse a duraciones de empleo muy cortas, un análisis detallado de los datos mostró que se deben más bien a errores de medida (se debe señalar que a veces una misma persona contesta a la encuesta en nombre de todos los miembros del hogar). Para determinar el final del período de paro se utiliza la información de la pregunta «¿Cuánto tiempo lleva en el empleo actual?» dada por aquellos que estaban parados en el trimestre anterior.

Duración de las prestaciones por desempleo: La duración de las prestaciones se construye suponiendo que se reciben prestaciones hasta la última ocasión en que el individuo declara que las está recibiendo (de acuerdo con la pregunta sobre su relación con las oficinas del INEM). Una medida alternativa sería aceptar la información trimestral sobre la percepción de prestaciones. Una ventaja de la primera medida es que, además de ser más uniforme, evita los errores de medida, debidos a que a menudo el individuo empieza a recibir las prestaciones con algún retraso (siendo este variable), por razones administrativas (1). En cualquier caso, para el 87 % de la muestra de entrantes en el paro, la diferencia entre las dos medidas es nula, y para más del 97 % la diferencia es de tres meses como máximo. Nótese que si en una entrevista un individuo está parado y recibiendo prestaciones, y en la siguiente entrevista está empleado, suponemos que la cota inferior de su período con derecho a prestaciones es su duración del paro.

A continuación se detallan las variables utilizadas en la estimación, que se consideran en sus valores al principio del período de paro:

(1) Según un documento oficial, este retraso era de 18 días en mayo de 1993 y había sido mayor en años anteriores (Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, 1993).

Sector económico en el empleo anterior. Se agrupan en agricultura (que incluye también ganadería y pesca), industria (que incluye minería y manufacturas), construcción y servicios.

Educación. Se consideran tres categorías: Analfabeto, sin estudios y educación primaria; educación secundaria y formación profesional; y educación universitaria.

Edad. Las bandas disponibles (de cinco años) se agrupan en tres: de 20 a 29 años, de 30 a 44 años y de 45 a 64 años.

Cabeza de familia. Variable ficticia que toma el valor uno para los que son cabeza de familia y cero para los demás.

El cuadro A.II.1 proporciona las frecuencias de las variables individuales para la muestra de 27.006 entrantes en el paro utilizada en la estimación. Se debe señalar que en las frecuencias mensuales se observan descensos en los múltiplos de tres, tanto en la duración del paro como en la de las prestaciones. Esto es debido a que en la primera entrevista en que los trabajadores están parados, la mayoría responden que llevan uno o dos meses en paro. Pocos dicen llevar tres meses parados y casi nadie contesta que lleva cero meses. Estos descensos se transmiten a las tasas de salida estimadas. El cuadro A.II.2 muestra las frecuencias de las variables en función de que los parados reciban o no prestaciones.

B) Variables nacionales y sectoriales

Proporción de trabajadores temporales. Porcentaje de asalariados con contratos temporales. Fuente: *Encuesta de Población Activa (EPA)*, INE.

Tasa de paro. Fuentes: EPA y *Series Revisadas EPA (1977-1987)*.

Producto interior bruto. Precios constantes. Fuente: *Cuentas Financieras de la Economía Española (1985-1994)*, Banco de España.

En el cuadro A.II.3 se proporcionan los estadísticos descriptivos de estas variables.

FRECUENCIAS DE LAS VARIABLES INDIVIDUALES
Muestra de entrantes en el paro

	<i>Número</i>	<i>Porcentaje</i>
Número total de períodos de paro	27.006	100,00
Censurados	14.625	54,15
No censurados	12.381	45,85
DURACIÓN DEL PERÍODO DE PARO:		
1 mes	4.255	15,76
2 meses	3.986	14,76
3 meses	2.764	10,23
4 meses	3.540	13,11
5 meses	2.831	10,48
6 meses	1.199	4,44
7 meses	1.923	7,12
8 meses	1.595	5,91
9 meses	580	2,15
10 meses	1.072	3,97
11 meses	924	3,42
12 meses	256	0,95
13 meses	578	2,14
14 meses	589	2,18
15 meses	144	0,53
16 meses	407	1,51
17 meses	363	1,34
DURACIÓN CENSURADA DE PRESTACIONES:		
Sin prestaciones:	13.464	49,86
1 mes	1.594	5,90
2 meses	1.988	7,36
3 meses	1.229	4,55
4 meses	1.988	7,36
5 meses	1.650	6,11
6 meses	644	2,38
7 meses	1.072	3,97
8 meses	860	3,18
9 meses	305	1,13
10 meses	563	2,08
11 meses	492	1,82
12 meses	131	0,49
13 meses	292	1,08
14 meses	275	1,02
15 meses	73	0,27
16 meses	201	0,74
17 meses	185	0,69
SITUACIÓN EN LA FAMILIA:		
Cabeza de familia	14.175	52,49
Otra	12.831	47,51

FRECUENCIAS DE LAS VARIABLES INDIVIDUALES
(continuación)

	<i>Número</i>	<i>Porcentaje</i>
EDAD:		
Edad 20-29	11.131	41,22
Edad 30-44	8.334	30,86
Edad 45-64	7.541	27,92
EDUCACIÓN:		
Primaria o inferior	16.545	61,26
Secundaria	9.680	35,84
Universitaria	781	2,89
SECTOR ECONÓMICO EN EL EMPLEO ANTERIOR:		
Primario	5.811	21,52
Industria	5.029	18,62
Construcción	7.887	29,20
Servicios	8.279	30,66
AÑO (a):		
1987	2.282	
1988	3.824	
1989	4.112	
1990	4.364	
1991	4.423	
1992	4.941	
1993	5.975	
1994	4.503	

(a) Número de personas paradas al menos un mes en el año de referencia (no se muestran los porcentajes debido al solapamiento entre años).

**FRECUENCIAS DE LAS VARIABLES INDIVIDUALES
SEGÚN PERCEPCIÓN DE PRESTACIONES (%)**

	<i>Con prestaciones</i>	<i>Sin prestaciones</i>
EDAD:		
Edad 20-29	37,26	45,19
Edad 30-44	33,64	28,07
Edad 45-64	29,10	26,74
EDUCACIÓN:		
Primaria o inferior	63,88	58,63
Secundaria	33,75	37,95
Universitaria	2,37	3,42
STATUS DE CABEZA DE FAMILIA:		
Cabeza de familia	57,24	47,71
No cabeza de familia	42,76	52,29
SECTOR ECONÓMICO EN EL EMPLEO ANTERIOR:		
Primario	22,17	20,86
Construcción	31,10	27,30
Industria	19,86	17,38
Servicios	26,88	34,45

**ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LAS
VARIABLES ECONÓMICAS (%)**

	<i>Media</i>	<i>Desv. est.</i>	<i>Mín.</i>	<i>Máx.</i>
VARIABLES SECTORIALES:				
Proporción de empleo temporal	39,28	14,50	10,98	60,49
Tasa de paro (nivel)	14,70	5,93	7,99	31,50
Tasa de paro (tasa de variación)	8,26	18,14	-36,30	60,00
VARIABLES NACIONALES:				
PIB (tasa de variación)	2,31	2,38	-1,59	6,13

APÉNDICE III

RESULTADOS EMPÍRICOS ADICIONALES

CUADRO A.III.1

TASAS DE SALIDA PREDICHAS PARA DISTINTOS GRUPOS DE LA POBLACIÓN Y VALORES DE LAS VARIABLES AGREGADAS (a)

Variable	Grupo	Duración del paro (meses)				
		1	3	7	10	14
<i>Edad</i> (con prestaciones)	20-29	3,7	13,1	12,7	11,9	5,7
	30-44	3,2	11,4	11,1	10,3	4,9
	45-64	2,4	7,2	5,9	5,1	2,2
<i>Educación</i> (sin prestaciones)	Primaria	11,9	22,3	14,6	11,4	4,6
	Secundaria	12,3	22,9	15,0	11,8	4,7
	Universitaria	15,3	23,1	13,0	9,4	3,5
<i>Cabeza de familia</i> (sin prestaciones)	No	7,6	17,1	12,3	10,0	4,2
	Sí	11,9	22,3	14,6	11,4	4,6
<i>Sector</i> (sin prestaciones)	Agricultura	10,4	29,4	27,1	24,9	12,6
	Construcción	13,7	26,9	19,0	15,4	6,5
	Industria	11,9	22,3	14,6	11,4	4,4
	Servicios	10,0	21,5	15,6	12,7	5,4
<i>Crecimiento del PIB</i> (con prestaciones)	-1,6 %	1,7	8,6	10,3	10,5	5,4
	2,3 %	2,5	11,0	12,2	12,0	6,1
	5,4 %	3,4	13,3	13,9	13,4	6,7
<i>Ciclo (b)</i> (sin prestaciones)	Recesión	7,0	16,8	12,4	10,3	4,3
	Media	9,9	21,7	16,0	13,2	5,6
	Expansión	13,1	26,3	19,1	15,6	6,6

(a) Fuente: Cuadro 2, primera especificación.

(b) Definiciones (u = tasa de paro sectorial, todas las variables en porcentaje):

	PIB	u	u
Recesión	-1,6	19,2	35,0
Media	2,3	14,9	8,9
Expansión	5,4	12,4	-1,2

**ESTIMACIONES DEL PROCESO DE FORMA REDUCIDA PARA LA
PERCEPCIÓN DE PRESTACIONES SIN HETEROGENEIDAD INOBSERVABLE (a)**

<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>t</i>
CARACTERÍSTICAS INDIVIDUALES:		
Edad 30-44	0,156	4,51
Edad 30-44 x log Dur	0,111	2,57
Edad 45-64	-0,029	0,72
Edad 45-64 x log Dur	0,184	3,68
Educación secundaria	-0,038	1,41
Educación universitaria	-0,298	3,98
Educación universitaria x log Dur	0,234	2,07
Cabeza de familia	0,345	10,62
Cabeza de familia x log Dur	0,101	2,41
VARIABLES NACIONALES Y SECTORIALES:		
PIB	-2,186	1,97
Variable ficticia 1992:II-1994:III	-0,281	6,40
Tasa de paro sectorial	1,164	3,95
Tasa de paro sectorial	0,667	6,27
Tasa de empleo temporal	0,257	2,36
Tasa de empleo temporal x log Dur	-0,404	3,63
VARIABLES FICTICIAS ESTACIONALES:		
Segundo trimestre	0,040	1,30
Tercer trimestre	-0,023	0,73
Cuarto trimestre	-0,015	0,49
VARIABLES FICTICIAS DE DURACIÓN:		
Dur 1	-0,069	1,91
Dur 2	3,371	52,88
Dur 3	2,813	48,14
Dur 4	4,545	36,26
Dur 5	2,847	39,58
Dur 6	2,462	34,27
Dur 7	4,791	23,38
Dur 8	2,899	28,22
Dur 9	2,398	24,49
Dur 10	3,941	19,39
Dur 11	2,588	19,73
Dur 12	2,119	16,51
Dur 13	3,860	13,06
Dur 14	2,558	13,26

(a) Las variables agregadas están medidas de la misma manera que en la primera especificación del cuadro 2.

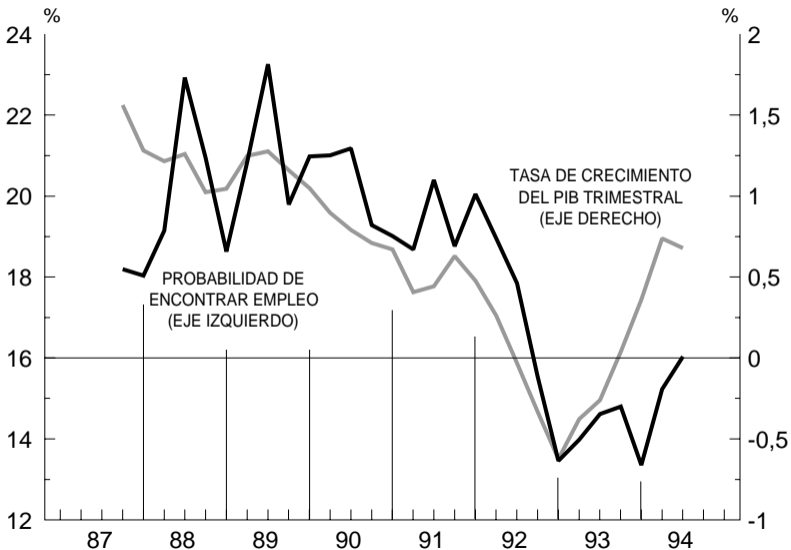
Número de períodos de paro: 27.006.

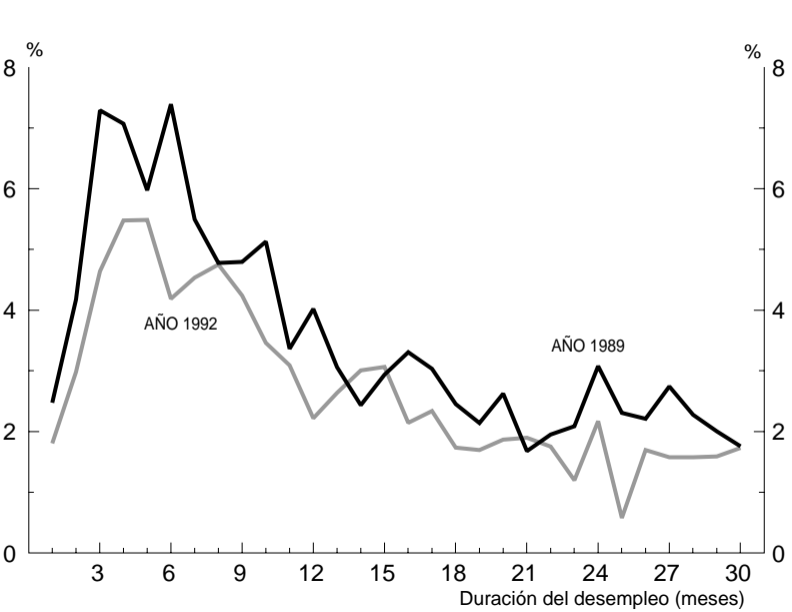
Logaritmo de la función de verosimilitud: -26.748,57.

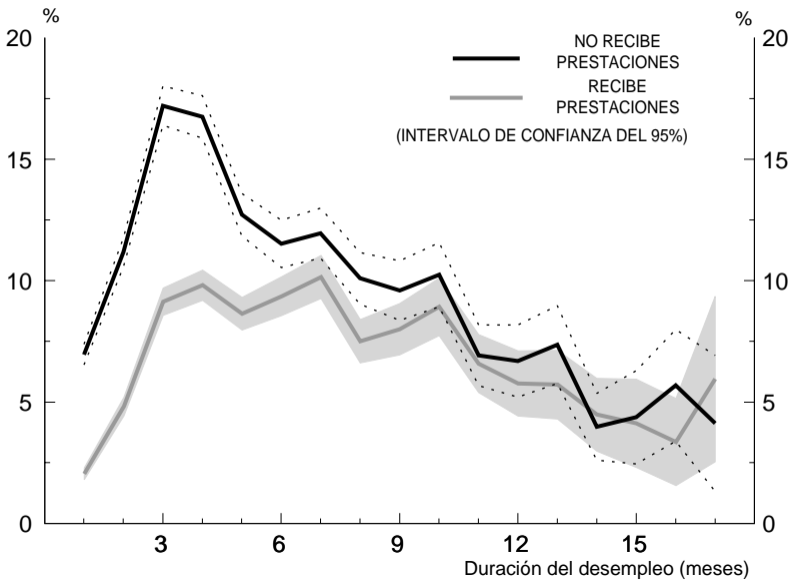
BIBLIOGRAFÍA

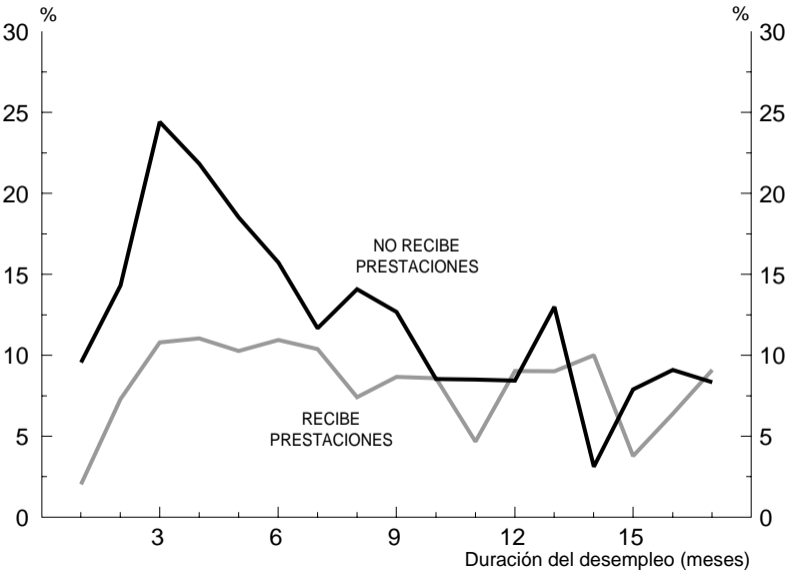
- AHN, N. Y A. UGIDOS (1995). «Duration of Unemployment in Spain: Relative Effects of Unemployment Benefit and Family Characteristics», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57, pp. 249-264.
- ALBA-RAMÍREZ, A. y R. FREEMAN (1990). «Jobfinding and Wages when Longrun Unemployment is Really Long: the Case of Spain», NBER Working Paper 3409.
- ANDRÉS, J. Y J. GARCÍA (1993). «Los determinantes de la probabilidad de abandonar el desempleo: evidencia empírica para el caso español», mecanografiado, Universidad de Valencia.
- ATKINSON, A. Y J. MICKLEWRIGHT (1991). «Unemployment Compensation and Labor Market Transitions: A Critical Review», *Journal of Economic Literature*, 29, pp. 1.679-1.727.
- BENTOLILA, S. Y J. DOLADO (1994). «Labour Flexibility and Wages: Lessons from Spain», *Economic Policy*, 18, pp. 53-99.
- BLANCHARD, O. Y P. DIAMOND (1990). «The Cyclical Behavior of the Gross Flows of U.S. Workers», *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp. 85-155.
- (1994). «Ranking, Unemployment Duration, and Wages», *Review of Economic Studies*, 61, pp. 417-434.
- BLANCO, J. (1995). «La duración del desempleo en España», en J. Dolado y J. Jimeno (comp.). *Estudios sobre el funcionamiento del mercado de trabajo español*, Fundación de Estudios de Economía Aplicada, Madrid.
- BURDETT, K. (1981). «A Useful Restriction on the Offer Distribution in Job Search Models», en G. Eliasson, B. Holmlund and F. Stafford (eds.). *Studies in Labor Market Behavior: Sweden and the United States*, IUI Conference Report, Stockholm.
- CEBRIÁN, I., C. GARCÍA, J. MURO, L. TOHARIA Y E. VILLAGÓMEZ (1995). «Prestaciones por desempleo, duración y recurrencia del paro», en J. Dolado y J. Jimeno (comp.). *Op. cit.*
- GRITZ, R. Y T. MACURDY (1989). «The Influence of Unemployment Insurance on the Unemployment Experiences of Young Workers», mecanografiado, Stanford University.
- HECKMAN, J. Y B. SINGER (1984). «A Method for Minimizing the Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data», *Econometrica*, 52, pp. 271-320.
- IMBENS, G. Y L. LYNCH (1994). «Re-employment Probabilities over the Business Cycle», mecanografiado, Harvard University.

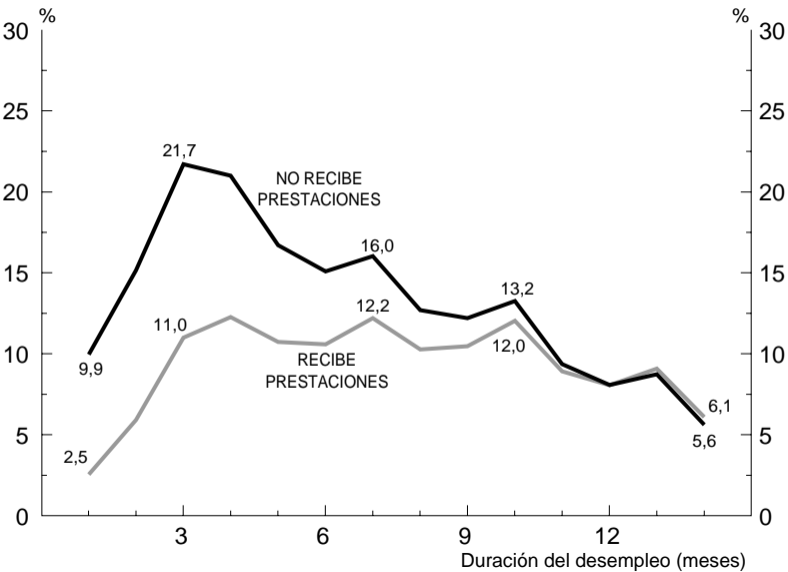
- JENKINS, S. (1995). «Easy Estimation Methods for Discrete-Time Duration Models», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, pp. 120-138.
- KATZ, L. Y B. MEYER (1990). «The Impact of Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment», *Journal of Public Economics*, 41, pp. 45-72.
- KIEFER, N. (1987). «Analysis of Grouped Duration Data», Cornell CAE Working Paper 87-12.
- LANCASTER, T. (1990). *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, Cambridge.
- LANCASTER, T. Y S. NICKELL (1980). «The Analysis of Re-employment Probabilities for the Unemployed», *Journal of the Royal Statistic Society*, 143, pp. 141-152.
- LAYARD, R., S. NICKELL Y R. JACKMAN (1991). *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labor Market*, Oxford University Press, Oxford.
- MEYER, B. (1990). «Unemployment Insurance and Unemployment Spells», *Econometrica*, 58, pp. 757-782.
- MINISTERIO DE TRABAJO Y SEGURIDAD SOCIAL (1993). «Prestaciones por desempleo», mecanografiado.
- MOFFIT, R. Y W. NICHOLSON (1982). «The Effect of Unemployment Insurance on Unemployment: The Case of Federal Supplemental Benefits», *Review of Economics and Statistics*, 64, pp. 1-11.
- MORTENSEN, D. (1977). «Unemployment Insurance and Job Search Decisions», *Industrial and Labor Relations Review*, 30, pp. 505-517.
- NARENDRANATHAN, W., S. NICKELL Y J. STERN (1985). «Unemployment Benefits Revisited», *Economic Journal*, 95, pp. 307-329.
- NARENDRANATHAN, W. Y M. STEWART (1993). «How Does the Benefit Effect Vary as Unemployment Spells Lengthen?», *Journal of Applied Econometrics*, 8, pp. 361-381.
- SUEYOSHI, G. (1995). «A Class of Binary Response Models for Grouped Duration Data», *Journal of Applied Econometrics*, 10, pp. 411-431.
- TOHARIA, L. (1995). «La protección por desempleo en España», Fundación Empresa Pública, Programa de Investigaciones Económicas, Documento de Trabajo 9504.
- VALDIVIA, H. (1995). «Evaluating the Welfare Benefits of Unemployment Insurance», mimeo, Northwestern University.

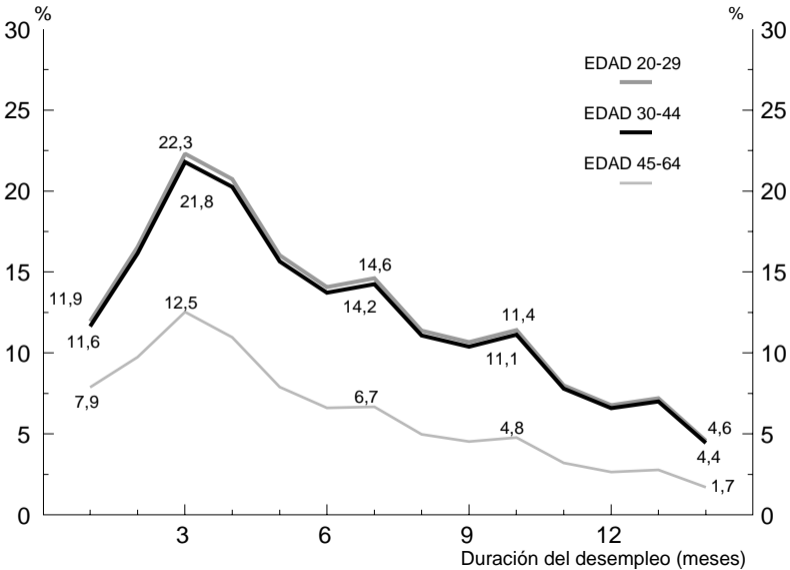


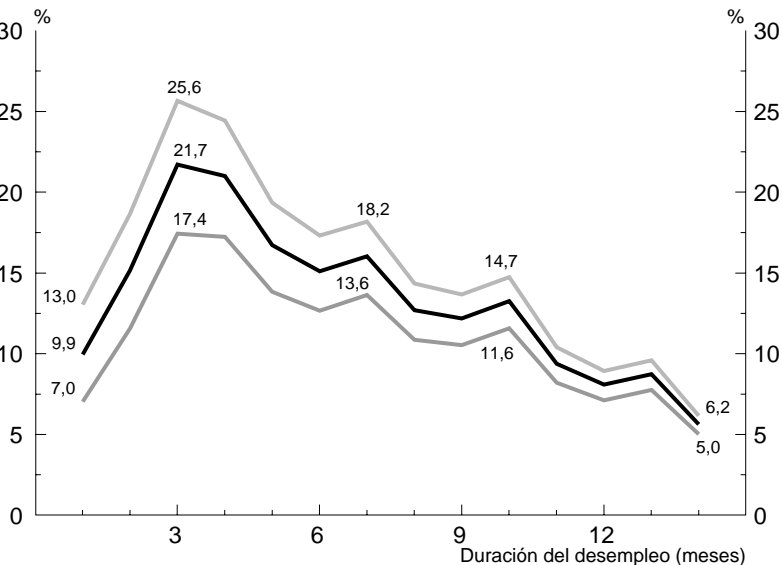








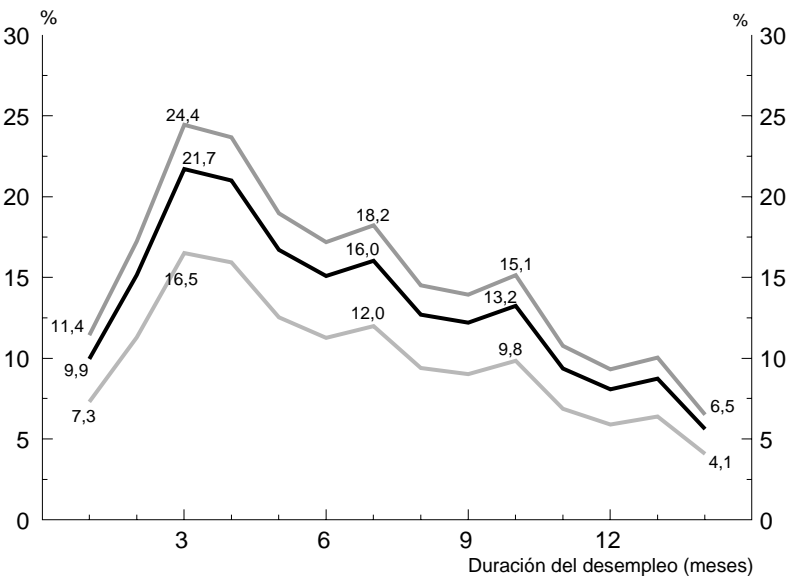




— TASA DE CRECIMIENTO DEL PIB, 2,3 %
(MEDIA MUESTRAL DE SEGUNDOS TRIMESTRES)

— TASA DE CRECIMIENTO DEL PIB, -1,59 %
(1993:II)

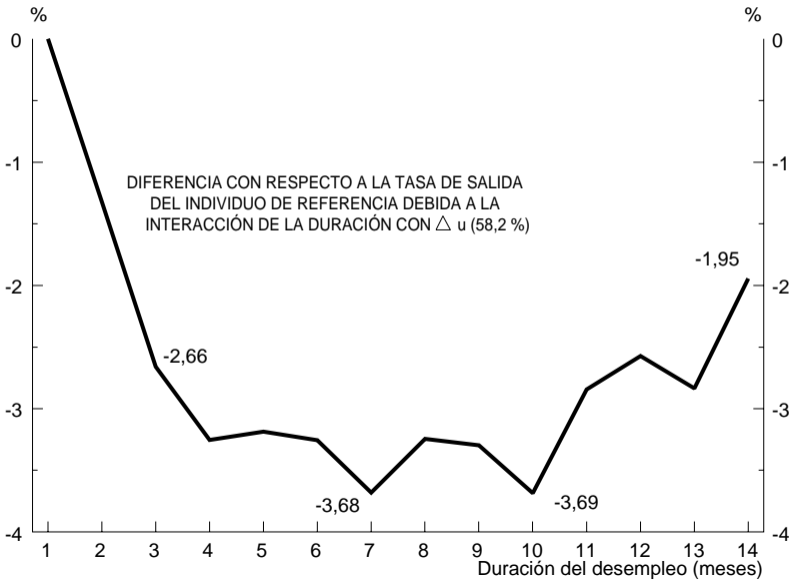
— TASA DE CRECIMIENTO DEL PIB, 5,42 %
(1988:II)

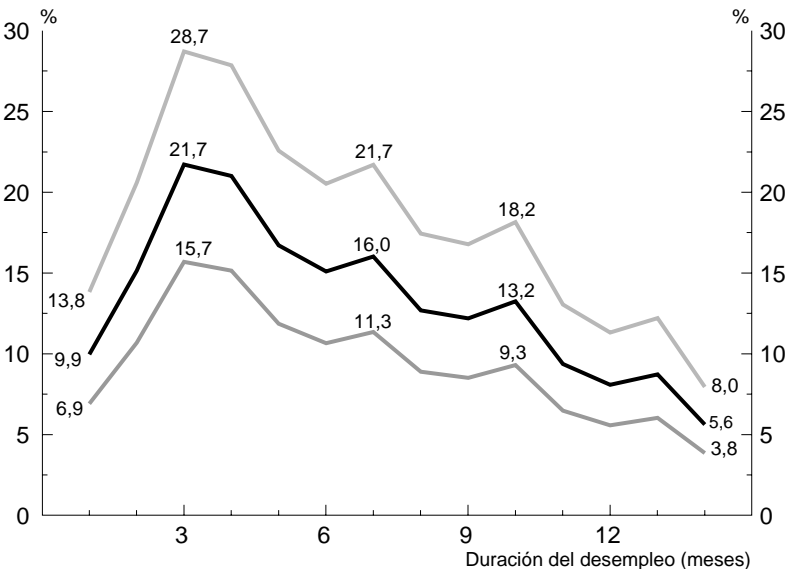


— TASA DE DESEMPLEO SECTORIAL, 14,87 %
(MEDIA MUESTRAL DE SEGUNDOS TRIMESTRES)

— TASA DE DESEMPLEO SECTORIAL, 8,35 %
(SERVICIOS 1989:II)

— TASA DE DESEMPLEO SECTORIAL, 29,15 %
(CONSTRUCCIÓN 1994:II)





EMPLEO TEMPORAL, 39,6%
(MEDIA MUESTRAL DE SEGUNDOS TRIMESTRES)

EMPLEO TEMPORAL, 17,94%
(INDUSTRIA 1988:II)

EMPLEO TEMPORAL, 59,84%
(CONSTRUCCIÓN 1994:II)