

**PARO Y PRESTACIONES:  
NUEVOS RESULTADOS PARA ESPAÑA**

**2004**

Manuel Arellano  
Samuel Bentolila  
Olympia Bover

**Documentos Opcionales  
N.º 0410**

BANCO DE **ESPAÑA**



**PARO Y PRESTACIONES: NUEVOS RESULTADOS PARA ESPAÑA**

## **PARO Y PRESTACIONES: NUEVOS RESULTADOS PARA ESPAÑA\***

**Manuel Arellano**

CEMFI

**Samuel Bentolila**

CEMFI

**Olympia Bover**

BANCO DE ESPAÑA

(\*) Este documento está dedicado a Luis Ángel Rojo, a quien los autores están muy agradecidos por su ejemplo personal y profesional. El segundo autor desea reconocer su especial deuda de gratitud por la ayuda y guía que siempre ha recibido de él. Los autores desean agradecer también a Cristina Barceló su inestimable ayuda con la base de datos y a Luis Toharía sus comentarios. La responsabilidad de las opiniones y de los errores que pueda contener el trabajo corresponde exclusivamente a los autores.

La serie de Documentos Ocasionales tiene como objetivo la difusión de trabajos realizados en el Banco de España, en el ámbito de sus competencias, que se consideran de interés general.

Las opiniones y análisis que aparecen en la serie de Documentos Ocasionales son responsabilidad de los autores y, por tanto, no necesariamente coinciden con las del Banco de España o las del Eurosistema.

El Banco de España difunde sus informes más importantes y la mayoría de sus publicaciones a través de la red Internet en la dirección <http://www.bde.es>.

Se permite la reproducción para fines docentes o sin ánimo de lucro, siempre que se cite la fuente.

© BANCO DE ESPAÑA, Madrid, 2004

ISSN: 1696-2222 (edición impresa)

ISSN: 1696-2230 (edición electrónica)

Depósito legal: M-53117-2004

Imprenta del Banco de España

## **Resumen**

En este trabajo se estudia el efecto de las prestaciones por desempleo sobre el paro en España, destacando dos aspectos que pueden analizarse con las fuentes estadísticas disponibles. Primero revisamos y discutimos los resultados de un trabajo previo sobre la duración del paro en que empleábamos datos de la Encuesta de Población Activa durante 1987-94, al hilo del cual discutimos varios aspectos relativos a la investigación económica. En segundo lugar, presentamos nuevos resultados sobre el tiempo de paro con datos del Panel de Hogares de la Unión Europea durante 1993-99.

**Clasificación JEL:** J64, J65, E32.

**Palabras clave:** paro, prestaciones, ciclo.

**Correspondencia:** CEMFI, Casado del Alisal 5, 28014 Madrid. Correo electrónico: arellano@cemfi.es.

## 1. Introducción

El desempleo en España se mantuvo por encima del 15 % durante los años ochenta y noventa, sobrepasando la vertiginosa barrera del 20 % la mitad del tiempo. Incluso el paro de los hombres de 25 a 54 años apenas bajó del 10 % en el mejor momento de esos veinte años. Esta situación convirtió al mercado de trabajo español en un caso atípico en Europa y generó en las familias una cultura del desempleo que aún pervive. Esta cultura ha impregnado aspectos tan centrales de la sociedad como la emancipación de los jóvenes, la natalidad, la elección de ocupación, las decisiones sobre dónde vivir y qué estudiar, de endeudarse, y desde luego la de participación en el mercado de trabajo. Incluso es posible que las tasas de divorcio hayan sido menores que las que hubiéramos tenido en una situación de mayor confianza individual en el futuro y menor dependencia del entorno familiar como mecanismo de salvaguarda. Todas estas consideraciones indican pérdidas de bienestar, muchas indirectas y difícilmente calculables.

Hay una amplia literatura que estudia en qué medida las diferencias en las tasas de paro entre países se pueden atribuir a diferencias en sus instituciones laborales. Un aspecto crucial de este tipo de trabajos es la obtención de indicadores fiables de las distintas instituciones cuyos efectos se intentan medir (cf. Lazear, 1990; Layard, Nickell y Jackman, 1991; Nickell, 1997). Otra preocupación es que las diferencias en algunas instituciones entre países puedan ser más efectos que causas de las diferencias en las tasas de paro. En los estudios más recientes el énfasis se ha dirigido a analizar el cambio a lo largo del tiempo de los efectos de las instituciones, en interacción con cambios cíclicos, tecnológicos y financieros (Blanchard y Wolfers, 2000). En los trabajos basados en datos agregados de países, como es natural, el paro español no contribuye más que una observación al análisis, pero ésta resulta ser un valor atípico, en el sentido de que la tasa de paro predicha por el modelo para los valores de las instituciones españolas infraestima en mucho la tasa de paro real.

Otro tipo de trabajos estudia los flujos de salida del paro, los de entrada, o ambos. En especial, tienen larga tradición los estudios microeconómicos de la

tasa de salida del paro a partir de las contribuciones pioneras de Nickell y Lancaster en el Reino Unido.<sup>1</sup> En estos estudios se utilizan datos de duraciones de períodos de paro individuales a fin de construir tasas de salida para grupos demográficos lo más homogéneos posible, que permitan comparaciones válidas entre las tasas de salida para distintos valores de las instituciones o de variables de política económica. Esta literatura se guía por la teoría de la búsqueda de empleo, según la cual los parados reciben ofertas de empleo (a una tasa que depende de su propia intensidad de búsqueda) y, mirando hacia el futuro, deciden si aceptarlas o no, tras calcular el valor presente de aceptar una oferta frente a la opción de rechazarla y seguir buscando. Al proporcionarles una fuente de renta, las prestaciones por desempleo afectan a su bienestar mientras están parados y también a su situación futura, pues recobran el derecho a percibirlas tras un periodo de empleo suficientemente largo. Según esta teoría, el aspecto más importante de las prestaciones es el derecho a percibirlas que los trabajadores tienen al iniciar un periodo de paro, en términos de su duración y su cuantía. En los trabajos empíricos el problema radica a menudo en no disponer de una variación exógena de estas variables que permita comparaciones que tengan interpretación causal.

Este tipo de estudios microeconómicos ha tenido especial interés en el intento de entender las elevadas tasas de paro españolas. En primer lugar, porque ha sido un paro caracterizado por duraciones largas; esto es, por la dificultad de la salida más que la facilidad de la entrada. En segundo lugar, porque si se descubriera que los efectos de las prestaciones sobre las tasas de salida en España son más altos que en otros países, tendríamos una explicación parcial de la anomalía del paro en España.

En este trabajo nos proponemos describir nuestra investigación anterior sobre la relación entre paro y prestaciones, evaluar sus resultados y aportar resultados adicionales utilizando una fuente de datos distinta. Pretendemos describir no sólo el producto de la investigación, sino también las etapas de la actividad investigadora, su difusión y su impacto. Un objetivo adicional del capítulo es por tanto proporcionar una reflexión sobre diversos aspectos relacionados con la investigación empírica en

---

<sup>1</sup>cf. Lancaster (1979), Nickell (1979) y Lancaster y Nickell (1980).

torno a una experiencia concreta.

En la sección 2 discutimos las características deseables de la información estadística para el estudio de la relación entre paro y prestaciones, y consideramos las posibilidades de la Encuesta de Población Activa (EPA) y el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE). En la sección 3 analizamos los efectos de las prestaciones sobre la duración de los períodos de paro empleando la EPA, valoramos los resultados publicados y presentamos una nueva estimación del impacto de los errores de clasificación en las prestaciones. En la sección 4 nos ocupamos del tiempo de paro que experimenta un trabajador en un periodo anual o bienal, explotando información contenida en el PHOGUE y ausente en la EPA. En esa sección también evaluamos la coherencia entre los resultados de ambos análisis. El capítulo concluye en la sección 5 con unos comentarios finales sobre la relación entre la tasa de paro y las prestaciones por desempleo.

## **2. El análisis del paro en las fuentes estadísticas**

En esta sección empezamos por preguntarnos cuáles serían los datos ideales para estudiar la duración del paro y su relación con las prestaciones. Este análisis nos permite valorar la información disponible en la EPA y las políticas de acceso a los datos individuales. A continuación consideramos las posibilidades de la EPA y del Panel de Hogares Europeo para ir más allá del análisis de las duraciones de paro estudiando historiales laborales que nos den información más completa sobre los determinantes de las tasas de paro.

La perspectiva que adoptamos en todo el trabajo consiste en partir de la información disponible y preguntarnos qué aspectos de la relación entre prestaciones y paro se pueden analizar empíricamente con los datos que tenemos, en lugar de empezar por un modelo económico o econométrico al que se adaptan los datos existentes.

### **2.1. Magnitudes de interés**

**La distribución de duraciones de paro.** Las duraciones individuales de paro se caracterizan por su alto grado de heterogeneidad. Periodos de paro de unas pocas semanas coexisten con otros de más de un año de duración. Una distribución de duraciones nos informa sobre la frecuencia relativa de unas duraciones frente a otras. La clase ideal de datos para visualizar esta distribución se obtendría seleccionando una muestra aleatoria de entrantes en el paro y esperando a que encontraran trabajo de nuevo.

Por desgracia este tipo de datos no siempre está disponible. En una muestra aleatoria del conjunto de la población hay parados y no parados. Si a los parados se les pregunta cuánto tiempo llevan en el paro tenemos una muestra de duraciones incompletas. Además, no es una muestra representativa de la distribución de duraciones de los entrantes, porque en un corte transversal de parados estarán sobrerepresentadas las duraciones largas. Incluso si volvemos a entrevistar a las mismas personas pasado cierto tiempo seguiremos teniendo duraciones incompletas y sobrerepresentación de duraciones largas.

Suponiendo una forma funcional para la distribución de duraciones (exponencial o Weibull, por ejemplo) es fácil inferir los valores de los parámetros de la función a partir de una muestra de parados (en lugar de entrantes) con duraciones incompletas o censuradas (existe censura cuando la persona sale de la encuesta antes que del paro). Pero lógicamente el contenido informativo de tales datos es inferior (incluso obviando que las preguntas retrospectivas suelen ser menos fiables que las referidas a la situación de los encuestados en el momento de la entrevista). Por otra parte, la duración media o su varianza inferidas de esta forma pueden ser muy sensibles a la forma funcional escogida, por lo que fácilmente se convierten en meros artefactos de la modelización en vez de mediciones empíricas directamente interpretables.

Las exigencias sobre los datos disminuyen si nos interesamos por características que, a diferencia de las medias, se puedan calcular con un conocimiento parcial de la distribución de duraciones, como las medianas, los cuantiles o las tasas de salida. La tasa de salida empírica a seis meses, por ejemplo, es la frecuencia de duraciones de seis meses relativa al conjunto de duraciones de seis meses o más. Para calcularla basta con disponer de una muestra representativa de parados con al menos seis meses de antigüedad que registre las salidas a los seis meses. La posibilidad de censura en las salidas posteriores es irrelevante para este cálculo. Las tasas de salida son especialmente interesantes porque son magnitudes naturales en la descripción de duraciones de paro y su modelización económica.

Naturalmente, para reconstruir la distribución de duraciones son necesarias las tasas de salida para todas las duraciones posibles, como es manifiesto en la identidad

$$\Pr(T > t) = (1 - h_t)(1 - h_{t-1}) \dots (1 - h_1),$$

donde  $h_t = \Pr(T = t | T \geq t)$  es la tasa de salida de  $t$  periodos para una variable de duración discreta  $T$ .

**Duraciones de paro y ciclo económico.** En realidad hay un flujo continuo de entrantes en el paro, por lo que podemos imaginar una serie temporal de distribuciones de duraciones correspondientes a los entrantes en cada momento del tiempo.

Esta constatación estadística tiene especial interés por la importancia económica de los efectos cíclicos sobre las duraciones de paro. Para estudiar estos efectos sería oportuno disponer de sucesivas muestras de entrantes en el paro, que abarcaran como mínimo un ciclo económico completo (es decir, una expansión y una recesión).

**Duraciones de paro y prestaciones.** Unos datos ideales, pero imposibles, que permitirían estudiar un efecto causal genuino de las prestaciones sobre la duración del paro serían el resultado de un experimento social en el que los entrantes en el paro se asignaran aleatoriamente a distintas categorías de prestaciones. Con posterioridad, el efecto de estar en la categoría “tiene prestaciones”,  $b = 1$ , frente a la categoría “no tiene prestaciones”,  $b = 0$ , para cada duración (imaginemos por simplificar que sólo hay dos categorías) se calcularía simplemente como diferencia entre las correspondientes tasas de salida de las dos categorías:

$$\Delta_t = \Pr(T = t \mid T \geq t, b = 1) - \Pr(T = t \mid T \geq t, b = 0).$$

En realidad las diferencias que se observan en los derechos a las prestaciones no resultan de una asignación aleatoria, sino que se deben a diferencias en las trayectorias laborales y circunstancias familiares de los trabajadores. Estas diferencias pueden a su vez dar lugar a diferentes tasas de salida del paro con independencia de las prestaciones, por lo que en estas condiciones el efecto de las prestaciones medido por  $\Delta_t$  sería espurio.

En ausencia de datos experimentales, pero pudiendo observar las características que diferencian a unos parados de otros, que denominamos  $X$ , a menudo se hace el supuesto de que la asignación de  $b$  dentro de un grupo de individuos con las mismas características es *como si fuera* aleatoria. En estas circunstancias el efecto de las prestaciones para las personas con un valor dado,  $X = x$ , es

$$\Delta_t(x) = \Pr(T = t \mid T \geq t, b = 1, X = x) - \Pr(T = t \mid T \geq t, b = 0, X = x),$$

mientras que el efecto agregado se puede calcular como media de los efectos para distintos valores de  $X$ :

$$\overline{\Delta}_t = E[\Delta_t(X)].$$

Este supuesto puede resultar convincente si el conjunto de las características observables es suficientemente amplio, aunque en tal caso la variación en  $b$  entre individuos con un mismo valor de  $X$  podría ser muy escasa o nula. Si por el contrario el conjunto  $X$  no es lo suficientemente amplio y  $b$  depende de variables inobservables que también determinan las tasas de salida del paro, entonces  $b$  se convierte en una variable explicativa “endógena” y puede ser imposible calcular un efecto causal de las prestaciones sobre la duración del paro, por numerosas que sean las observaciones individuales que tengamos de ambas.

Por lo general, las mediciones no experimentales más convincentes del efecto de las prestaciones se consiguen cuando, para parados de unas características dadas, hay una variación sustancial en  $b$  que es resultado de un fenómeno exógeno, como un cambio de política o diferencias regionales en la legislación. A estas situaciones a veces se las denomina “experimentos naturales”.

## 2.2. La duración del paro en la Encuesta de Población Activa

La Encuesta de Población Activa es la fuente principal de información sobre el mercado de trabajo en España. Es la base de datos utilizada por Bover, Arellano y Bentolila (1995, 1996 y 2002) en su estudio sobre la duración del paro, la duración de las prestaciones y el ciclo económico (BAB en adelante). La EPA contiene información sobre la situación laboral de los encuestados que es relevante para el análisis de las duraciones del paro por varios motivos.

En primer lugar, el gran tamaño de la muestra (unos 60.000 hogares por trimestre) permite observar un número suficiente de entrantes en el paro en el periodo de la encuesta. En segundo lugar, los mismos hogares son entrevistados durante seis trimestres consecutivos, lo cual permite construir, enlazando encuestas, muestras de duraciones de paro completas o incompletas para entrantes. En tercer lugar, la EPA se ha llevado a cabo con un mismo formato durante un largo periodo, iniciado en 1987, que abarca más de un ciclo completo de la economía española, por lo cual es posible observar la variación cíclica en las distribuciones de duraciones de paro.

Por lo que respecta a las prestaciones, la información disponible en la EPA está muy por debajo de la que sería ideal. La encuesta no contiene información sobre las variables de auténtico interés: el periodo de derecho a la percepción de prestaciones y su cuantía. La única información disponible es un indicador de si se perciben o no mientras dura la situación de paro, sin distinguir la clase de prestación (contributiva o asistencial, siendo la segunda muy inferior).

Nótese que el indicador de percepción tan sólo permite recuperar el periodo de derecho a la percepción en los casos en que éste se agota antes que el de paro. Por tanto sólo es posible el cálculo directo del efecto del derecho a la percepción sobre las tasas de salida correspondientes a duraciones de paro mayores que las de la percepción. En los demás casos cabe la posibilidad de calcular diferencias entre tasas de salida entre perceptores y no perceptores, obteniendo efectos que, aunque de interés potencial, no se pueden interpretar como efectos del derecho a la prestación.

No obstante, el interés primordial de la información contenida en la EPA en relación con las prestaciones está en las transformaciones ocurridas en el mercado de trabajo español durante el periodo de observación. En efecto, las fases de intensa destrucción de empleo en torno a las crisis de 1985 y 1993, junto con la introducción de nuevos contratos temporales a partir de la reforma laboral de 1984, dieron lugar a la coexistencia de parados con y sin derecho a prestaciones durante un largo periodo de tiempo. La reforma creó un nuevo tipo de parado sin prestaciones cuyas características demográficas y económicas eran similares a las de los parados con prestaciones. Como se destaca en BAB, esta situación produjo una variación en el indicador de prestaciones de la EPA que es en buena medida exógena a los efectos de comparar tasas de salida del paro entre parados cubiertos y no cubiertos.

**La disponibilidad de los datos individuales de la EPA.** Los organismos encargados de elaborar las estadísticas oficiales están naturalmente obligados a preservar la confidencialidad de los datos, pero dentro de esta obligación general ha habido entre distintos países y a lo largo del tiempo una considerable heterogeneidad en las políticas de acceso a los datos individuales y en los recursos destinados a

facilitar su utilización. En este sentido, el Instituto Nacional de Estadística español (INE) ha seguido una trayectoria ejemplar de creciente transparencia y accesibilidad, que lo sitúa como un centro altamente valorado en el contexto europeo desde el punto de vista de la investigación social.

A principios de los años noventa el INE facilitaba los datos individuales de las distintas ediciones de la EPA pero no los indicadores de individuo, por lo que resultaba imposible enlazar la información de distintos trimestres a fin de construir historiales laborales. El proyecto de BAB se elaboró en octubre de 1992, al tiempo que se solicitaban al INE los ficheros de microdatos de la EPA a nivel provincial para hacer análisis de flujos, pero el trabajo no pudo iniciarse hasta la recepción de los datos en noviembre de 1994. A partir de entonces, el INE puso a disposición de todos los usuarios los ficheros de microdatos, incluyendo indicadores de individuo pero excluyendo los de hogar, provincia y comunidad autónoma.

La exclusión de indicadores provinciales, mantenida durante los últimos años, ha sido justificada por el INE sobre la base de que el análisis de flujos por provincias carecería de la necesaria fiabilidad, debido a que los tamaños muestrales por casillas serían demasiado pequeños. Esta exclusión ha impedido la investigación de los efectos de las condiciones económicas locales sobre las duraciones, al imposibilitar el emparejamiento de registros individuales con variables económicas a nivel provincial o de comunidad.

Igualmente, la exclusión de indicadores de hogar ha impedido la construcción de variables sobre la situación laboral del cónyuge u otros miembros del hogar, el número de miembros y sus edades. Por ello, no se han podido investigar las interacciones entre miembros del hogar en las transiciones entre empleo, desempleo e inactividad, o los efectos de los hijos. Por este motivo, en BAB el análisis se tuvo que limitar al paro masculino, ya que empíricamente los efectos de la composición del hogar y la situación laboral de sus miembros en las transiciones a la inactividad son especialmente importantes en el caso de las mujeres.

Es lógico suponer que, en una provincia de tamaño medio, el número de parados en la muestra de individuos comunes a lo largo de seis trimestres consecutivos sea

pequeño, más aún si se consideran subgrupos de características demográficas, en cuyo caso no se deberían construir estadísticas de flujos laborales a nivel provincial por carecer de representatividad. No obstante, la situación anterior no se limita a las provincias ya que, en la medida en que se dispone de microdatos sobre numerosas variables, es fácil imaginar cruces que darían lugar a casillas carentes de representatividad.

El acceso a los microdatos permite al usuario el diseño de sus propias estadísticas, pero también el ajuste de modelos estadísticos paramétricos. Por ejemplo, modelos econométricos de duración del paro utilizando magnitudes económicas provinciales como variables explicativas. Las posibilidades son tantas que la justificación científica tanto de las estadísticas como de los modelos que se lleven a la práctica sólo puede ser responsabilidad del usuario y no del organismo que elabora la encuesta. Servirse de este principio podría ser la forma de combinar los objetivos generales de la encuesta con la multitud de aplicaciones imprevisibles que pueden realizar los usuarios de los microdatos, incluidas las administraciones públicas en sus distintos niveles.

**Otras fuentes utilizadas en el análisis de duraciones.** Aunque aquí nos centremos en la EPA, el efecto de las prestaciones sobre la duración del paro en España también ha sido investigado utilizando otras fuentes de datos. Varios estudios han empleado datos de corte transversal de la Encuesta de Condiciones de Vida y Trabajo en España de 1985 utilizando duraciones imputadas de las prestaciones, ya que las reales no se observan en esta encuesta (Alba-Ramírez y Freeman, 1990; Ahn y Ugidos, 1995; Blanco, 1995; y Andrés y García, 1993). Por otra parte, Cebrián *et al.* (1995) y Jenkins y García-Serrano (2004) utilizan datos administrativos de perceptores para estudiar el comportamiento de las tasas de salida a medida que se aproxima el final del periodo de derecho a percibir prestaciones. Por último, Carrasco (1999) estima el efecto de las prestaciones sobre las tasas de salida del paro al empleo asalariado y al trabajo por cuenta propia utilizando datos de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares de 1985 a 1991.

## **2.3. El paro en el Panel de Hogares de la Unión Europea**

Aunque la duración del paro es un ingrediente de la tasa de paro, es sólo una parte de la misma. Dada una distribución de duraciones de los períodos de paro, la tasa de paro puede ser mayor o menor dependiendo de la distribución de duraciones de los períodos de empleo. Por ello, una evaluación completa de los determinantes de la tasa de paro por medio de duraciones requiere un análisis conjunto de las tasas de salida del paro y del empleo.

Por construcción la EPA carece de información sobre duraciones de empleo superiores a seis trimestres (salvo por las preguntas retrospectivas) y cuenta con escasos historiales con más de una transición, restringidos necesariamente a duraciones cortas. Una alternativa es usar los ficheros de afiliados del Instituto Nacional de la Seguridad Social, como hace García Pérez (1997). No obstante, entre las encuestas por muestreo es especialmente interesante el Panel de Hogares de la Unión Europea, que se viene realizando anualmente desde 1994 a iniciativa de la Oficina Estadística de la Unión Europea (Eurostat).

Actualmente el PHOGUE permite observar historiales laborales individuales de hasta siete años de duración (ocho tras la última actualización). Aunque las entrevistas tienen lugar una vez al año, las preguntas retrospectivas permiten construir duraciones mensuales. Ha sido utilizado por Barceló (2003) para estudiar los determinantes de la duración del paro en España y otros países de la Unión Europea, especialmente en relación con la tenencia de vivienda y la movilidad laboral.

Aparte de que el periodo de observación de un individuo es cinco veces más largo que en la EPA, el PHOGUE cuenta con otras importantes ventajas. Proporciona información sobre los miembros del hogar y en particular sobre sus rentas y el origen de las mismas. De este modo, se observan tanto las rentas laborales del hogar como las percibidas en concepto de prestaciones por desempleo. Por ello, el PHOGUE, a pesar de sus limitaciones, tiene el potencial de ofrecer una visión complementaria a la de la EPA sobre la relación entre paro y prestaciones, que en una primera aproximación se desarrolla en este capítulo.

Una limitación importante del PHOGUE es que, si bien contiene la cuantía de las prestaciones recibidas en un año natural, estas rentas no se pueden asociar a duraciones de paro dentro del año o a meses concretos dentro de una duración dada. Por ello, en este trabajo hemos desecharido la pretensión de utilizar el PHOGUE para medir efectos separados de las prestaciones sobre las tasas de salida del paro y del empleo. Por el contrario, nos centramos en el análisis de los aspectos de la relación entre prestaciones y paro sobre los que el PHOGUE contiene realmente información.

En concreto, en cada edición del PHOGUE se observa, para los que han estado parados al menos un mes durante el año anterior, si percibieron o no prestaciones ( $b_t = 1$  o  $b_t = 0$ ) y en su caso la cantidad total percibida ( $s_t$ ). Esto nos permite calcular la diferencia de las medias de los meses de paro en un año (que denominamos  $N_t$  y  $n_t = \ln N_t$ ) entre perceptores y no perceptores de prestaciones:

$$E(n_t | b_t = 1, N_t > 0) - E(n_t | b_t = 0, N_t > 0).$$

Asimismo para los perceptores, podemos calcular el cambio en la media de  $n_t$  para distintas cantidades percibidas por mes de paro:

$$\frac{\partial}{\partial w_t} E(n_t | b_t = 1, w_t, N_t > 0)$$

donde  $w_t = s_t/N_t$ . Estas comparaciones se pueden hacer para distintos años condicionando en características individuales disponibles en el PHOGUE como la edad, el nivel educativo, el sexo, el sector, la región, la composición del hogar y la situación laboral u otras rentas de sus miembros.

El atractivo de estas magnitudes es que aproximan efectos de las prestaciones sobre el porcentaje de tiempo pasado en el paro en un año natural para distintos individuos y distintos años, en lugar de efectos sobre una duración dada. No obstante, hay varias dificultades que complican la interpretación de tales efectos.

En primer lugar, la submuestra con  $N_t > 0$  puede plantear un problema de autoselección, incluso tras tener en cuenta una serie de características individuales. El problema surge porque para los que están continuamente empleados en un año no sabemos si habrían tenido derecho a prestaciones (y en su caso la cuantía) en

caso de haberse quedado parados. Para paliarlo explotamos la dimensión temporal del panel incluyendo efectos fijos en los modelos, o bien considerando intervalos de dos años (en vez de uno) en los que la autoselección se puede esperar que sea menor. También obtenemos estimaciones de la probabilidad individual de  $N_t > 0$  utilizando la muestra total de empleados y parados, lo que permite corregir explícitamente el efecto de la selección bajo determinados supuestos distribucionales.

Otras dificultades tienen que ver con posibles errores de medida en los meses de paro y en las prestaciones. Los errores de redondeo en  $N_t$ , que se construye de forma retrospectiva, pueden ser grandes y sistemáticos, lo que naturalmente se trasladaría al cálculo de  $w_t$ . Incluso con información precisa sobre los meses de paro, la interpretación de  $w_t$  diferirá entre los parados que están cubiertos sólo durante una parte y los que lo están durante todos los meses de paro. Para evaluar el impacto de los errores de medida en la interpretación de los efectos, obtenemos estimaciones alternativas de variables instrumentales utilizando la renta pasada como instrumento.

Finalmente, el tratamiento de la inactividad es también discutible. En BAB adoptamos una definición de parado más amplia que la de la EPA. Excluimos a los que se declaraban inactivos durante todo el periodo de colaboración con la encuesta y otras personas que juzgamos genuinamente inactivas, pero tratamos como parados a los clasificados como inactivos solo en alguno de los trimestres en los que se les entrevistaba. Este criterio era razonable dada la exclusión de las mujeres en BAB, pero resulta problemático para el análisis de hombres y mujeres que nos proponemos llevar a cabo con el PHOGUE. El problema es que las transiciones a la inactividad en los grupos de edad intermedia son más relevantes para las mujeres que para los hombres. Por ello, y a fin de evitar el uso de criterios distintos para hombres y mujeres, decidimos adoptar la definición de parado del PHOGUE en el análisis de estos datos. No obstante, hemos evaluado la solidez de los resultados considerando estimaciones separadas para hombres y mujeres y distintas formas de establecer los grupos de comparación. Los resultados del análisis empírico con el PHOGUE se presentan en la sección 4.

### **3. Efectos de las prestaciones sobre las tasas de salida del paro**

#### **3.1. Estrategia empírica y principales resultados de BAB**

**Construcción de duraciones de paro y prestaciones de la EPA.** Partiendo de una muestra inicial de datos sobre 1,6 millones de hombres de edades comprendidas entre 20 y 64 años, entrevistados por la EPA entre 1987 y 1994, en BAB construimos duraciones mensuales de personas que entraban en el paro en un trimestre en el que eran entrevistadas. Obtuimos unos 27.000 períodos de paro de una duración máxima de 17 meses, el 46 % de los cuales eran duraciones completas y el resto censuradas. Aproximadamente la mitad (54 %) del total de duraciones (completas e incompletas) estaban comprendidas entre 1 y 4 meses.

En BAB construimos la duración de las prestaciones suponiendo que se reciben prestaciones hasta la última ocasión en que la persona declara que las está recibiendo (de acuerdo con la pregunta sobre su relación con las oficinas del INEM). El 50 % de las duraciones de paro en la muestra de BAB corresponden a personas que declaran no cobrar prestaciones en ningún momento del periodo de paro, mientras que en la gran mayoría del resto el cobro de prestaciones abarca la totalidad de la duración del paro.

**Resultados empíricos.** La estrategia empírica de BAB se basa en la comparación entre las tasas de salida del paro de perceptores y no perceptores de prestaciones. La Figura 1, tomada de BAB, muestra que las tasas de salida de los perceptores son más bajas que las de los no perceptores, ocurriendo las máximas diferencias a los tres o cuatro meses y tendiendo a converger con posterioridad.

La diferencia entre las tasas de salida de parados cubiertos y no cubiertos podría en principio deberse a diferencias de composición en las características de los parados en uno y otro grupo. Otro tanto podría decirse acerca de la tendencia decreciente observada. No obstante, recalculando el gráfico para parados de 30 a 44 años de edad, del sector de la construcción y con educación no universitaria (véase Gráfico 4 en

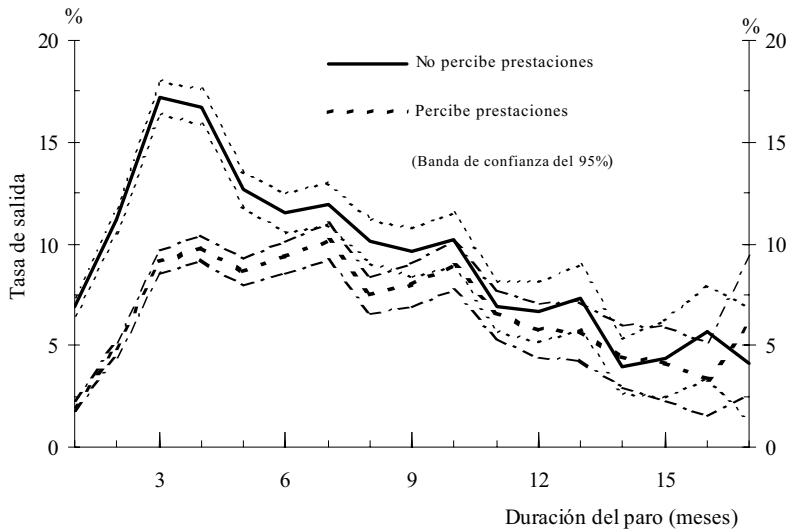


Figura 1: Duración del paro y prestaciones

BAB, 2002), se observa que la tasa de salida de los parados no cubiertos alcanza un máximo a los tres meses, del 25 %, mientras que la de los cubiertos nunca excede del 10 %. Otro aspecto interesante es que la tasa de salida de los parados con prestaciones se mantiene relativamente constante mientras que la de los parados sin prestaciones decrece con la duración, lo cual es indicativo de menor heterogeneidad en el grupo de los cubiertos que en el de los no cubiertos.

A fin de investigar de forma sistemática el efecto de las prestaciones para distintos grupos demográficos y para distintos momentos del ciclo económico, en BAB estimamos modelos logísticos de las tasas de salida. Las dos conclusiones principales, publicadas inicialmente en BAB (1995), se pueden resumir de la siguiente manera:

1. La percepción de prestaciones disminuye la tasa de salida del paro. El mayor efecto se produce para una persona que está en su tercer mes de paro, en cuyo caso la tasa de salida del paro al empleo es el doble cuando no recibe prestaciones que cuando las recibe. La diferencia es estadísticamente significativa con un estadístico  $t$  de 25.
2. La percepción de prestaciones afecta a la tasa de salida del paro en mayor

medida que cambios en la situación cíclica. Concretamente, en el tercer mes de paro, la diferencia en las tasas de salida debida a la percepción es 2,5 veces mayor que la derivada de una disminución de cuatro puntos en la tasa de crecimiento del PIB.

### 3.2. Valoración de los resultados e implicaciones

El valor principal del resultado de BAB está en establecer un efecto estadístico concluyente de las prestaciones sobre la salida del paro, en un contexto en que resulta difícil imaginar que se trate de un efecto espurio producido por diferencias de composición. A menudo resulta imposible encontrar evidencia empírica acerca de este tipo de efectos por falta de variación exógena en el indicador de prestaciones. Podría ocurrir, por ejemplo, que la mayoría de parados en una encuesta tuviera prestaciones y que los que no las tuvieran fuesen parados con características especiales, en cuyo caso la ausencia de prestaciones sería más un efecto que una causa de las transiciones laborales. Sin embargo, en las duraciones de la EPA de 1987 a 1994, la división entre trabajadores con y sin prestaciones fue en buena medida generada exógenamente por la reforma laboral que generalizó la contratación temporal a todo tipo de trabajadores. De hecho, las características observables de los parados con y sin prestaciones en la muestra utilizada por BAB son bastante similares.<sup>2</sup>

A parte de demostrar empíricamente que las prestaciones *importan* en un sentido genérico, el efecto encontrado en BAB no proporciona información sobre los efectos en las tasas de salida de posibles cambios legislativos en el tiempo de derecho a prestaciones. Al no observar el periodo de derecho a prestaciones en sus datos, en BAB no se puede medir el efecto de aumentarlo o disminuirlo. Simplemente se obtiene el impacto de percibir o no percibir prestaciones sobre la tasa de salida del paro.<sup>3</sup> En cualquier caso, la duración del paro no es en sí misma un objetivo de

<sup>2</sup>No obstante, los perceptores son mayores que los no perceptores, de menor nivel educativo, más a menudo cabezas de familia y provienen con menor frecuencia del sector de servicios.

<sup>3</sup>El periodo de derecho a las prestaciones contributivas depende del tiempo trabajado en los 6 años (4 antes de 1992) previos al inicio del paro y el de las asistenciales, además del empleo, depende de la edad y de las características del hogar. Como la EPA sólo proporciona información sobre la antigüedad en el último empleo, no se pueden construir estimaciones fiables del periodo

la política económica. Los efectos sobre las duraciones son sobre todo importantes en la medida en que lo sean para determinar la tasa de paro (por ejemplo, si una mayor duración conduce a una pérdida de capital humano que haga más difícil la reincorporación al mercado de trabajo).

**Reacción mediática y reflexión al respecto.** La publicación de los resultados de BAB (1995) en el *Boletín Económico* del Banco de España tuvo un eco sorprendente en los medios de comunicación. Es difícil creer que en sí misma la idea de una asociación entre prestaciones y salida del paro resultara muy novedosa; el impacto se debió a que se enunciara públicamente y acompañada de evidencia empírica.

Por un lado, es reconfortante que un resultado econométrico no sea recibido con indiferencia. Por otro, hay que reconocer que la reacción fue la de desautorizar al mensajero. Un articulista se refirió en una columna titulada *El camino de la India* a “la idea que acaban de emitir sectores patronales sobre el subsidio del paro”, prosiguiendo: “hasta ahora se consideraba que el subsidio (...) se daba por la existencia de lo que se llamó ‘paro obrero’; ellos resuelven que, por el contrario, es la ayuda lo que produce el paro. Estos copérnicos de la era actual deciden que al dar dinero gratis al obrero o a quien sea, éste se para automáticamente”.<sup>4</sup> Participantes en debates radiofónicos o periodísticos manifestaron su convencimiento a favor o en contra de si cobrar prestaciones desincentiva la búsqueda de empleo<sup>5</sup> y los más airados no tuvieron empacho en cuestionar la calidad científica del trabajo y de sus autores. También se habló del trabajo en la Comisión de Economía del Congreso de los Diputados, donde el entonces Gobernador del Banco de España, tras describir las conclusiones publicadas en el *Boletín Económico*, salió con contundencia al paso de las críticas, por lo que los autores le estamos muy agradecidos. Como este capítulo se escribe en honor de Luis Ángel Rojo no está de más citar algunas de sus palabras en aquella ocasión. Según recoge el *Diario de Sesiones del Congreso de los Diputados*

---

de derecho.

<sup>4</sup>E. Haro Tecglen, *El País*, 25 y 26 de diciembre de 1995.

<sup>5</sup>Por ejemplo, en *La Vanguardia*, 23 de diciembre de 1995.

*dos,*<sup>6</sup> el Gobernador afirmó estar “muy picado con el tema, porque estuvieron ayer insultándome por radio durante dos horas un conjunto de personas que ni entienden de este problema ni habían leído el artículo”, continuando:

“Entonces, estos insultos de estos días lo único que están diciendo es que hay que frenar el conocimiento; esto es lo que en el fondo quieren decir, porque nadie propone ningún tipo de medida de política económica. Repito, lo que hacen es decir que hay que frenar el conocimiento; si no me gusta, que el conocimiento se frene. Esto es algo que este país ha vivido desde el siglo XVI por vías que no voy a desarrollar ahora, y a lo que yo no estoy dispuesto a jugar. De modo que estoy dispuesto a aceptar todos los insultos que recibí ayer durante varias horas para defender el derecho de estos jóvenes economistas a estudiar seriamente los problemas y a contribuir al conocimiento de esta economía.”

Las teorías económicas de búsqueda de empleo concluyen que los parados serán más selectivos con respecto a las ofertas de empleo que reciben cuanto mayor sea su renta mientras están parados. Esta noción puede producir indiferencia si se considera que el papel de los incentivos en las decisiones de los parados es secundario y hostilidad manifiesta si se le atribuye una connotación moral (al entrar en conflicto con la presunción de que un perceptor de prestaciones esté moralmente obligado a encontrar empleo lo antes posible con independencia de las prestaciones que reciba).

En BAB se demuestra la existencia de un efecto de incentivos, estadísticamente muy significativo, en la medida en que para parados comparables la percepción de prestaciones reduce a la mitad la tasa de salida del paro a los tres meses. Pero éste es un efecto sin implicaciones directas de política económica, más allá de la reflexión general de que las políticas deben valorar conjuntamente los efectos deseables de las prestaciones con los no deseables derivados de alargar los períodos de paro. Los efectos deseables más obvios se deben a que las prestaciones constituyen un

---

<sup>6</sup>Núm. 649, 21 de diciembre de 1995, p. 19620.

mecanismo de seguro que permite mantener la renta de los parados y por tanto la estabilidad de su nivel de consumo.

Los resultados publicados en BAB representan una pequeña contribución, bien delimitada en su contexto, al conocimiento del mercado de trabajo español. Lo preocupante de las descalificaciones es que significan que no se acepta la autonomía de la ciencia, que en el terreno económico no hay un ámbito para el conocimiento científico, sino que cada cual encuentra lo que quiere encontrar para utilizarlo en su particular confrontación. En este sentido, la gran ventaja del método científico es que sirve para distinguir lo que tiene fundamento de lo que no, y por tanto es muy superior al método tradicional al que se refiere Luis Ángel Rojo, consistente en frenar el conocimiento de lo que no gusta.

Otro aspecto a tener en cuenta es que, a diferencia de las ciencias médicas o biológicas, en las económicas son menos frecuentes los estudios que se centran exclusivamente en la investigación empírica de un aspecto concreto. En la tradición económica son habituales los estudios que abarcan distintos aspectos del problema tratado (teóricos o empíricos, junto con implicaciones normativas) y aquellos en los que las conclusiones científicas y las recomendaciones políticas se mezclan sin una línea clara de demarcación. De hecho, la distinción médica entre trabajos sobre el tratamiento de dolencias y la investigación de base sobre sus causas carece de un paralelo de igual nitidez en la percepción pública de las ciencias sociales.

### **3.3. Problemas y extensiones**

#### **3.3.1. Error de clasificación en las prestaciones**

La duración de las prestaciones utilizada en BAB se construye suponiendo que se reciben prestaciones desde el inicio del periodo de paro hasta la última ocasión en que el parado declara que las está recibiendo. Una medida alternativa sería aceptar tal cual la información trimestral sobre la percepción de prestaciones. La segunda opción tiene el inconveniente de que genera errores de medida en los casos en que el individuo empieza a recibir las prestaciones con retraso por razones administrativas.

No obstante, la primera opción también está sujeta a errores de medida en el

caso de los parados con derecho a prestación que salen del paro antes de empezar a cobrar las prestaciones. En esta situación, la primera medida clasificaría erróneamente a tales individuos como parados sin prestaciones, tendiendo a exagerar el efecto negativo de las prestaciones sobre la tasa de salida.

Este punto ha sido puesto de manifiesto por Alba-Ramírez (1999).<sup>7</sup> Como medio de evaluar la importancia de este sesgo, Alba-Ramírez reestima su modelo considerando dos alternativas. En primer lugar, asignando el valor 1 al indicador de prestaciones sólo en los casos en que el parado recibe prestaciones desde el primer trimestre. En segundo lugar, excluyendo de la muestra los parados que no reciben prestaciones en el primer trimestre pero que afirman recibirlas en el siguiente. El problema de estas alternativas es que generan errores de medida distintos, cuya importancia relativa es difícil de valorar. Además los resultados de Alba-Ramírez (1999) no son comparables a los de BAB porque se refieren a la probabilidad de reempleo en un trimestre de todos los parados en el trimestre anterior, que se puede ver como una media ponderada de las tasas de salida consideradas en BAB. Otra diferencia es que Alba-Ramírez considera un modelo multinomial con salidas al empleo y a la inactividad, aunque esta diferencia es de escasa importancia, dado que su trabajo se centra en hombres de 20 a 59 años con experiencia laboral.

En esta sección obtenemos una expresión analítica del sesgo de error de clasificación en el efecto de las prestaciones sobre la tasa de salida del paro para el criterio seguido en BAB. El sesgo es siempre negativo y su magnitud depende de la probabilidad de retraso en el cobro de las prestaciones. Utilizando los valores observados en la EPA, concluimos que aunque el sesgo no es insignificante, no altera las conclusiones cualitativas del estudio.

**Evaluación del sesgo.** Sea  $y$  un indicador de salida del paro a los tres meses de los parados con tres o más meses de paro y sea  $\Pr(y = 1)$  la tasa de salida de tres meses (por sencillez omitimos que la probabilidad es condicional a llevar en el paro al menos tres meses). Aunque el argumento se puede aplicar a cualquier

---

<sup>7</sup>Véase también Toharia (1997), que recoge este punto y presenta comentarios al respecto.

tasa de salida, nos referimos a la de tres meses porque en la EPA es empíricamente la más relevante, tanto por la periodicidad trimestral de la encuesta como por el hecho de que los mayores efectos de las prestaciones se encuentran sobre la tasa de salida a los tres meses. Sea  $b^*$  el indicador (latente) de recibir prestaciones y  $b$  el construido en BAB, siendo las correspondientes tasas de salida para parados con y sin prestaciones  $\phi_j^* = \Pr(y = 1 | b^* = j)$  y  $\phi_j = \Pr(y = 1 | b = j)$  para  $j = 0, 1$ . Asimismo, las probabilidades complementarias vienen dadas por  $\bar{\phi}_j^* = 1 - \phi_j^*$  y  $\bar{\phi}_j = 1 - \phi_j$ .

Los indicadores  $b$  y  $b^*$  pueden diferir a consecuencia del retraso en el comienzo del cobro de las prestaciones si  $y = 1$ . En el caso en que  $y = 0$  suponemos que  $b = b^*$  siempre, ya que la probabilidad de un retraso en el cobro superior a dos trimestres es despreciable. Si  $y = 1$  y  $b^* = 0$  entonces  $b = 0$ ; pero si  $y = 1$  y  $b^* = 1$ , tendremos que  $b = 0$  en los casos de retraso en el cobro. Sea  $q$  la probabilidad de error de clasificación. Por tanto:

$$\Pr(b = 0 | b^* = 0) = 1$$

$$\Pr(b = 0 | b^* = 1) = q$$

y<sup>8</sup>

$$\Pr(b = 1) = (1 - q) \Pr(b^* = 1).$$

A continuación nótese que, en vista de

$$\Pr(b = 1 | y = 0) = \Pr(b^* = 1 | y = 0)$$

y de la fórmula de Bayes, tenemos la siguiente relación entre las tasas de salida con

---

<sup>8</sup>O bien:  $\Pr(b = 0) = \Pr(b^* = 0) + q \Pr(b^* = 1) \equiv q + (1 - q) \Pr(b^* = 0)$ .

y sin error de medida:<sup>9</sup>

$$\begin{aligned}\bar{\phi}_1 &= \bar{\phi}_1^* \frac{\Pr(b^* = 1)}{\Pr(b = 1)} = \frac{\bar{\phi}_1^*}{1 - q} \\ \bar{\phi}_0 &= \bar{\phi}_0^* \frac{\Pr(b^* = 0)}{\Pr(b = 0)}.\end{aligned}$$

El valor de  $q$  se puede inferir a partir de la probabilidad de retraso en el cobro ( $\pi$ ) y de  $\phi_1^*$  por medio de la relación

$$q = \pi\phi_1^*,$$

donde  $\pi = \Pr(b = 0 | y = 1, b^* = 1)$ .<sup>10</sup> Además utilizando la relación entre  $\phi_1$  y  $\phi_1^*$  también podemos expresar  $q$  en función de  $\pi$  y  $\phi_1$ :

$$q = \frac{\pi\phi_1}{1 - \pi\bar{\phi}_1}.$$

Pasemos a considerar el sesgo de error de clasificación en el efecto de las prestaciones. El efecto genuino es

$$\alpha = \phi_1^* - \phi_0^* \equiv \bar{\phi}_0^* - \bar{\phi}_1^*,$$

mientras que el efecto medido es

$$\beta = \phi_1 - \phi_0 \equiv \bar{\phi}_0 - \bar{\phi}_1.$$

---

<sup>9</sup>El primer resultado es debido a  $\Pr(b = 1 | b^* = 1, y = 0) = 1$  y  $\Pr(b = 1 | b^* = 0, y = 0) = 0$ . En cuanto al segundo, para  $j = 0, 1$ :

$$\begin{aligned}\Pr(y = 0 | b = j) &= \frac{\Pr(b = j | y = 0) \Pr(y = 0)}{\Pr(b = j)} = \frac{\Pr(b^* = j | y = 0) \Pr(y = 0)}{\Pr(b = j)} \\ &= \Pr(y = 0 | b^* = j) \frac{\Pr(b^* = j)}{\Pr(b = j)}.\end{aligned}$$

<sup>10</sup>La definición de  $\pi$  corresponde a la probabilidad de retraso en el cobro de los parados que salen del paro a los tres meses. Aquí hacemos el supuesto identificador de que  $\pi$  coincide con la probabilidad de retraso en el cobro de los que no salen a los tres meses, que es la probabilidad que se puede calcular en la EPA. Este supuesto es razonable, ya que en la medida en que el retraso se deba a razones administrativas no se esperaría que dependiese del valor de  $y$ .

Finalmente, la relación entre ambos viene dada por<sup>11</sup>

$$\beta = \alpha - q \left[ \frac{\Pr(b^* = 1)}{\Pr(b^* = 0)} \bar{\phi}_0 + \bar{\phi}_1 \right] = \alpha - q \left[ \frac{\Pr(b = 1)}{\Pr(b = 0) - q} \bar{\phi}_0 + \bar{\phi}_1 \right]$$

Por tanto  $\beta$  es menor que  $\alpha$  (para un  $\alpha$  negativo,  $\beta$  proporciona un efecto mayor en valor absoluto).

Dada una estimación de  $\pi$ , la fórmula anterior nos permite estimar el sesgo y por tanto obtener una estimación consistente de  $\alpha$ .<sup>12</sup> Por ejemplo, para parados de 30 a 44 años de edad, del sector de la construcción, con educación no universitaria tenemos  $\phi_1 = 0,10$  y  $\phi_0 = 0,25$ , por lo que el efecto no corregido de las prestaciones es  $\beta = -0,15$ .<sup>13</sup> Teniendo en cuenta que la probabilidad de un retraso de hasta un trimestre en el cobro de las prestaciones es  $\pi = 0,13$ ,<sup>14</sup> la probabilidad de error de clasificación es  $q = 0,015$ . Asignando a la probabilidad observada de cobro el valor  $\Pr(b = 1) = 0,5$ , obtenemos un sesgo de  $-0,025$ , lo que da lugar a la estimación  $\alpha = -0,125$ . Este efecto corresponde a unas tasas de salida para parados con y sin prestaciones de  $\phi_1^* = 0,11$  y  $\phi_0^* = 0,235$ , respectivamente.

Por tanto, en el ejemplo anterior, la conclusión es que una vez se corrige el sesgo de error de clasificación, el efecto de las prestaciones pasa de suponer una reducción de 15 puntos porcentuales en la tasa de salida del paro a tres meses a una reducción de 12,5 puntos porcentuales.

<sup>11</sup>En efecto,

$$\begin{aligned}\beta &= \left[ \alpha - \left( \bar{\phi}_0^* - \bar{\phi}_1^* \right) \right] + \bar{\phi}_0^* \frac{\Pr(b^* = 0)}{\Pr(b = 0)} - \frac{\bar{\phi}_1^*}{(1 - q)} \\ &= \alpha - \left( \frac{\Pr(b = 0) - \Pr(b^* = 0)}{\Pr(b = 0)} \right) \bar{\phi}_0^* - \frac{q}{(1 - q)} \bar{\phi}_1^* \\ &= \alpha - q \left[ \frac{\Pr(b^* = 1)}{\Pr(b = 0)} \bar{\phi}_0^* + \frac{1}{(1 - q)} \bar{\phi}_1^* \right] = \alpha - q \left[ \frac{\Pr(b = 1)}{\Pr(b^* = 0)} \bar{\phi}_0 + \bar{\phi}_1 \right].\end{aligned}$$

<sup>12</sup>Alternativamente, esta formulación del sesgo se podría integrar en una extensión del modelo de duración de BAB con error de medida en el indicador de prestaciones.

<sup>13</sup>BAB, 2002, Gráfico 4.

<sup>14</sup>BAB, 2002, p. 260.

### 3.3.2. Efectos diferenciados sobre las salidas a empleos fijos y temporales

En BAB no se distingue entre salidas del paro a empleos fijos y temporales. Sin embargo, esta distinción es potencialmente importante en el mercado de trabajo español de finales de los años ochenta, que se caracteriza por unas elevadas tasas de contratación temporal. Por un lado, esta situación sugiere que, *ceteris paribus*, la probabilidad de recibir una oferta de trabajo fijo es mucho menor que la de uno temporal. Por otro, la preferencia por la estabilidad laboral puede dar lugar a que las prestaciones tengan distintos efectos sobre los salarios de reserva correspondientes a ofertas de empleo fijo o temporal. Por todo ello, el efecto total de las prestaciones sobre la tasa de salida del paro podría ser la suma de dos efectos muy distintos sobre las probabilidades de salir a empleos fijos o temporales. Esta es la perspectiva adoptada en Bover y Gómez (2004), que desarrollan un modelo teórico de los efectos de las prestaciones sobre las salidas a empleos fijos o temporales y obtienen estimaciones utilizando datos de la EPA del periodo 1987-94.

Bover y Gómez consideran la siguiente descomposición de la tasa de salida del paro en *intensidades* de salida a empleos temporales y fijos, es decir:

$$h(t) = h_\tau(t) + h_p(t) = \Pr(T = t, D_\tau = 1 | T \geq t) + \Pr(T = t, D_p = 1 | T \geq t)$$

donde  $D_\tau$  y  $D_p$  son indicadores de salidas a empleos temporales y fijos, respectivamente. Gracias a que el tipo de contrato en el empleo es observable en la EPA, es posible estimar efectos separados de las prestaciones, el ciclo económico y otras variables sobre  $h_\tau(t)$  y  $h_p(t)$ .

Las intensidades de salida a empleos temporales en el periodo de análisis son aproximadamente diez veces mayores que las que corresponden a empleos fijos. No obstante, a medida que la duración  $t$  crece,  $h_\tau(t)$  disminuye de forma más acusada que  $h_p(t)$ . Bover y Gómez encuentran que la percepción de prestaciones reduce a la mitad ambas intensidades de salida en los primeros meses del periodo de paro. A medida que avanza la duración, el efecto se va reduciendo de forma paulatina y desaparece prácticamente a partir de los doce meses.

En BAB encontramos que los efectos de las prestaciones sobre la tasa de salida del paro son mayores que los del ciclo económico. El análisis de Bover y Gómez pone de manifiesto que este resultado se debe fundamentalmente a las salidas a empleos temporales, ya que encuentran que el efecto de las prestaciones domina al del ciclo en el caso de las salidas a empleos temporales pero no en el de las salidas a empleos fijos. Otro resultado interesante de Bover y Gómez es que los estudios universitarios aumentan la intensidad de salida a empleos fijos pero reducen la de los empleos temporales. Esta situación arroja luz sobre la ausencia de efecto de los estudios universitarios en la tasa de salida total que encontramos en BAB.

### **3.4. Heterogeneidad inobservable en el análisis de duraciones**

Incluso tras clasificar a los parados de la EPA por grupos de edad, nivel educativo y sector económico, es probable que dentro de cada grupo haya una heterogeneidad considerable en dimensiones importantes como composición del hogar, las rentas de sus miembros y otras características del parado asociadas con la llegada de ofertas laborales.

La existencia de heterogeneidad intragrupo es causa potencial de dos tipos de problemas. Por un lado, complica la interpretación del decrecimiento en las tasas de salida del paro, ya que la caída podría atribuirse (al menos en parte) al cambio en la composición del grupo a medida que avanza la duración. Por otro, puede sesgar el efecto de las prestaciones, en la medida en que diferencias inobservables de composición entre parados con y sin prestaciones impliquen distintas tasas de salida.

La solución real a este problema es conseguir mejores datos. No obstante, en ausencia de ellos, la literatura econométrica ha desarrollado modelos de duración del paro con heterogeneidad inobservable en los que se especifica la distribución del componente inobservable y su relación con el resto de variables.

El punto de partida de estos modelos es suponer que dado un conjunto  $X$  de características individuales, que un parado tenga o no prestaciones es similar a una asignación aleatoria. La dificultad surge porque se supone que sólo una parte de las

variables en  $X$  son observables. Esto es,  $X = (Z, U)$ , donde  $Z$  es observable pero no  $U$ , por lo cual los datos contienen contrapartidas muestrales de  $\Pr(T = t, b = j | Z)$  pero no de  $\Pr(T = t, b = j | Z, U)$ .<sup>15</sup> La relación entre ambas probabilidades viene dada por la identidad

$$\Pr(T = t, b = j | Z) = \int \Pr(T = t | b = j, Z, U) \Pr(b = j | Z, U) dG(U | Z),$$

donde  $G(U | Z)$  representa la distribución de  $U$  dado  $Z$ .

En BAB especificamos un modelo de duración del paro condicional a  $Z$  y  $U$ :

$$\Pr(T = t | b = j, Z, U) = F(t | b = j, Z, U; \beta),$$

junto con un modelo de los determinantes de las prestaciones

$$\Pr(b = j | Z, U) = \Lambda_j(Z, U; \gamma)$$

y un supuesto acerca de la distribución de  $U | Z$ , suponiendo que  $U$  es independiente de  $Z$ :

$$G(U | Z) = G(U; \alpha).$$

Con tales supuestos se pueden estimar conjuntamente los parámetros del modelo de duración, los del modelo de prestaciones y los de la distribución de  $U$  ( $\beta$ ,  $\gamma$  y  $\alpha$ , respectivamente).

El problema es que en general puede haber distintos modelos  $G$  y  $F$  que den lugar a las mismas probabilidades observadas  $\Pr(T = t, b = j | Z)$  y como  $G$  no tiene contrapartida empírica (porque no se observa  $U$ ) no se puede escoger entre ellos. Para determinadas clases de modelos de duración existen en la literatura resultados de identificación bastante generales (por ejemplo, en modelos de riesgo proporcional), pero en última instancia la capacidad de separar heterogeneidad inobservable de la forma de la tasa de salida condicionada a  $U$  depende de la restricción a determinadas formas funcionales, por lo que la credibilidad empírica de un ejercicio de este tipo es necesariamente limitada.<sup>16</sup>

---

<sup>15</sup> Ambas probabilidades denotan fracciones de parados que salen del paro a los  $t$  períodos con o sin prestaciones ( $b = 1, 0$ ).

<sup>16</sup> La situación es distinta si se utilizan datos con períodos múltiples de paro de las mismas personas, ya que en tal caso se puede tratar la heterogeneidad inobservable como un efecto fijo en los modelos para datos de panel.

En BAB se considera una distribución discreta binaria para  $G(U)$ ; por tanto  $\alpha$  incluye una probabilidad y los dos valores posibles de  $U$ . Además especificamos un proceso logístico para las prestaciones. Los resultados de las estimaciones fueron cualitativamente los mismos que los obtenidos con el modelo sin heterogeneidad inobservable, lo que no es sorprendente dada la rica especificación de la dependencia de la duración utilizada en todos los casos.

**Técnica econométrica en los procesos de evaluación.** BAB fue inicialmente enviado al *Economic Journal* en julio de 1997, finalmente aceptado en abril de 2001 y publicado un año después. Entremedias, tuvieron lugar seis informes por parte de dos evaluadores y dos editores, y los autores preparamos dos revisiones del artículo. El trabajo estuvo en evaluación 16 meses y en revisión el resto del tiempo. Este proceso sirvió para introducir mejoras significativas en el trabajo; una de ellas consistió en clarificar la naturaleza de la división entre parados con y sin prestaciones en la EPA, y por tanto el fundamento de las comparaciones empíricas realizadas y su relevancia para las políticas contra el paro. Otras mejoras fueron el análisis por menorizado de la bondad del ajuste de los modelos y multitud de precisiones sobre los datos y las características institucionales de las prestaciones y el mercado laboral en España.

También nos solicitaron refinamientos de los modelos con heterogeneidad inobservable. Se trataba de considerar una extensión del modelo descrito anteriormente en la que se incluyeran errores distintos en las tasas de salida del paro y en la probabilidad de recibir prestaciones. En concreto,

$$\Pr(T = t, b = j | Z) = \int \Pr(T = t | b = j, Z, U_1) \Pr(b = j | Z, U_2) dG(U_1, U_2 | Z)$$

donde  $G(U_1, U_2 | Z)$  representa la distribución conjunta de  $U_1, U_2$  (en la versión inicial  $U_1 = U_2$ ). Si se piensa que los términos inobservables recogen una variedad de efectos distintos, es ciertamente más realista considerar dos errores con una correlación inferior a la unidad.

Esta extensión dio lugar a importantes complicaciones numéricas y computacionales que alargaron el tiempo de revisión en bastantes meses. Finalmente, con-

seguimos estimar el modelo con dos errores en una submuestra aleatoria de la muestra total (por limitaciones informáticas), presentando los resultados adicionales como un contraste de robustez. Los efectos de las prestaciones y de las otras variables de interés se mantuvieron sin cambios. Queda la duda de si semejante esfuerzo estaba realmente justificado, especialmente dado el escepticismo existente sobre las soluciones econométricas en las que la identificación se consigue suponiendo formas funcionales específicas.

**Marco teórico en la evaluación.** En un informe de evaluación se sugirió que desarrolláramos un modelo en el que los parados anticiparan el agotamiento del derecho a prestaciones. El problema es que este modelo carecería de contenido empírico en nuestros datos, porque no observamos el derecho a prestaciones para parados cuyo periodo de paro acaba antes que el de prestaciones, por lo que no serviría para interpretar nuestros datos. Se trataría de un ejercicio puramente teórico. Es cierto que el no observar el periodo de derecho implica dificultades de interpretación de los efectos de las prestaciones en BAB, y de hecho una contribución del trabajo es explicar formalmente la interpretación de tales efectos.

El autor de ese informe describió BAB como “ejercicio puramente empírico”, comentario que sugiere una adscripción rígida al formato de artículo tradicional en el que el análisis empírico debe necesariamente ir precedido de un modelo teórico. El desarrollo de la literatura empírica de inferencia causal (o “experimentos naturales”) está cambiando rápidamente esta percepción en el campo de la economía.

## **4. Prestaciones y tiempo de paro en el Panel de Hogares de la Unión Europea**

En esta sección utilizamos las ediciones de 1994 a 2000 del Panel de Hogares de la Unión Europea para, siguiendo los objetivos descritos en la sección 2.3, analizar la relación entre el número de meses de paro, construido a partir de las preguntas sobre la principal actividad en cada mes del año anterior –empleo, paro o inactividad– y las prestaciones por desempleo, construidas a partir de la información sobre la renta. Como las preguntas se refieren al año anterior, el análisis se realiza para el periodo 1993-99.

A partir de la muestra original, que contiene 103.815 observaciones sobre 21.911 individuos, seleccionamos una muestra de personas de 20 a 64 años, excluyendo fundamentalmente a los que no cuentan con datos de las principales variables explicativas, los inactivos durante todo el periodo de permanencia en la encuesta, los no parados en ningún momento del año ni empleados todo el año y los que no cuentan con ninguna renta familiar distinta de la del propio parado. El Apéndice detalla las definiciones de las variables y todos los criterios de selección. Finalmente contamos con 29.354 observaciones, 7.280 de trabajadores con algún mes de paro y 22.074 de empleados todo el año. La muestra de parados se refiere a 4.083 trabajadores, pertenecientes a 3.015 hogares.

En BAB nos ocupábamos de la importancia relativa de las prestaciones y el ciclo económico. En nuestro periodo muestral, la relación entre el número medio de meses de paro y el ciclo, medido por la tasa de crecimiento del PIB, es negativa, como cabría esperar, y se ilustra en la Figura 2. Aquí nos centramos en el efecto de las prestaciones, captando los efectos cíclicos en el análisis empírico simplemente incluyendo un conjunto de indicadores de año.

Consideramos como características individuales el sexo, ser cabeza de familia, estar casado o viviendo en pareja, los números de hijos de edades hasta 6 y hasta 12 años, la edad (por grupos de 20-29, 30-44 y 45-64 años), el nivel educativo (inferior al bachillerato, bachillerato y universidad) y el sector económico en el empleo

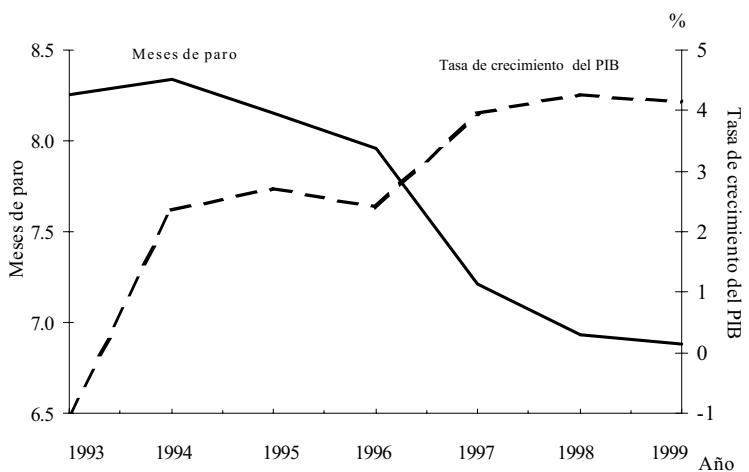


Figura 2: Meses de paro y crecimiento del PIB

anterior (agricultura, industria, construcción y servicios). Todas estas variables son indicadores (0,1) salvo las de números de hijos. Las variables económicas se refieren a si la persona *percibe prestaciones* ( $b$ ), la cuantía de las *prestaciones* ( $w$ ) medida por el importe total anual de prestaciones por desempleo percibidas dividido entre el número de meses de paro y *otra renta familiar*, dada por la renta total de la familia menos la renta laboral del parado; ambas variables de importes están medidas en logaritmos de euros de 1993. (El Apéndice proporciona más detalles y muestra estadísticos descriptivos de las variables.)

El Cuadro 1 muestra las principales características de los parados, agrupados según su condición o no de cabeza de familia y según la percepción o no de prestaciones por desempleo. Los cabezas de familia con prestaciones tienen en promedio unos 8 meses de paro al año, casi medio mes más que los no perceptores (aunque la diferencia no es estadísticamente significativa), pero lo contrario ocurre entre los no cabezas de familia. Pese a que los meses medios de paro no difieren mucho entre categorías, el cuadro pone de manifiesto que se trata de grupos muy diferentes. Los cabezas de familia son en su mayoría hombres adultos, casados y con hijos. El grupo de los no cabezas de familia recoge principalmente a mujeres adultas y

a jóvenes de ambos sexos. Por comparación, los cabezas de familia tienen un nivel educativo menor y una menor proporción trabaja en el sector de servicios. Como en BAB, cerca de la mitad (un 46 %) de la muestra total tiene prestaciones, pero el porcentaje es del 71 % para los que son cabezas de familia y sólo del 34 % para los que no. Las prestaciones por desempleo de los primeros son más altas y su otra renta familiar menor, lo que es de esperar dado que la renta laboral del parado supone una proporción mayor de la renta familiar antes de quedar parado.

Las características de la muestra y un análisis preliminar ponen de manifiesto que los intervalos de un año son demasiado cortos para estudiar la variación del tiempo de paro, por lo que decidimos llevar a cabo el análisis empírico usando periodos individuales solapados de 24 meses en vez de 12. El intervalo de dos años contribuye a mitigar la selección muestral y, sobre todo, facilita la comparación entre trabajadores con periodos cortos pero recurrentes de paro y trabajadores con intervalos de paro más largos pero aislados. Para la agrupación bienal contamos con 5.270 observaciones correspondientes a 2.926 trabajadores.<sup>17</sup> El Cuadro 1 muestra que los cabezas de familia perceptores de prestaciones están parados un 25 % más de tiempo que los no perceptores, es decir un mes por año (2,2 meses en dos años), siendo la diferencia de igual signo pero mucho menor para los no cabezas de familia.

A fin de estimar el efecto de las prestaciones teniendo en cuenta a la vez otros factores, estimamos la siguiente ecuación para el logaritmo del número de meses de paro en dos años consecutivos:

$$\begin{aligned}
 n_{it}^* = & \alpha_i + \beta_1 \text{Percibe prestaciones}_{it} + \beta_2 \text{Prestaciones}_{it} \\
 & + \beta_3 \text{Otra renta familiar}_{it} \\
 & + \beta_4 \text{Casado}_{it} + \beta_5 \text{Hijos hasta 6 años}_{it} + \beta_6 \text{Hijos hasta 12 años}_{it} \\
 & + \beta_7 \text{20-29 años}_{it} + \beta_8 \text{30-44 años}_{it} + \beta_9 \text{Universidad}_{it} + \beta_{10} \text{Bachillerato}_{it} \\
 & + \beta_{11} \text{Industria}_{it} + \beta_{12} \text{Construcción}_{it} + \beta_{13} \text{Servicios}_{it} + \gamma_t + u_{it}
 \end{aligned}$$

donde  $n_{it}^* = \log(N_{it-1} + N_{it})$ , siempre que  $N_{it-1} > 0$  ó  $N_{it} > 0$ ,  $N_{it}$  es el número de

---

<sup>17</sup>En esta muestra hay acumulaciones anómalas de frecuencias, que sugieren la presencia de error de medida. En particular, el 14 % de las observaciones se sitúa en 12 meses de paro, mientras que en 11 y 13 meses las frecuencias son del 3 % y del 2 %, y en 24 meses del 12 %.

meses de paro del individuo  $i$  en el año  $t$ ,  $\alpha_i$  un efecto fijo individual,  $\gamma_t$  un efecto de año y  $u_{it}$  una perturbación aleatoria. Todas las variables se refieren al año en que se realiza la encuesta, salvo *Percibe prestaciones*, que toma el valor 1 si se perciben en  $t$  o en  $t - 1$ , y los importes de *Prestaciones* y *Otra renta familiar*, medidos como el logaritmo de la suma de las cantidades de ambos períodos (en el primer caso, por mes de paro).

La inclusión de los efectos individuales y de año contribuye a mitigar posibles problemas de selección o de endogeneidad de las variables explicativas, al captar los componentes permanentes y agregados de los determinantes inobservables del tiempo de paro. Por otra parte, el tiempo de paro de una persona puede afectar a las decisiones de oferta de trabajo de otros miembros de su hogar, en cuyo caso la otra renta familiar podría ser endógena, lo que sesgaría la estimación. Esta es una razón adicional al error de medida para usar variables instrumentales en la estimación. Como instrumento utilizamos el valor de esta renta en el primer año de la agregación bienal.<sup>18</sup> En suma, estimamos por mínimos cuadrados en dos etapas, con todas las variables medidas como desviaciones con respecto a la media individual o “estimación intragrupos”. La perturbación aleatoria  $u_{it}$  se supone independiente entre individuos pero puede estar autocorrelacionada para individuos con más de una observación en la muestra, por lo que para los coeficientes estimados calculamos errores estándar robustos a autocorrelación y heteroscedasticidad.

En vista de las diferencias encontradas en una exploración preliminar, estimamos separadamente la ecuación para los distintos niveles educativos. El Cuadro 2 presenta los resultados de la estimación para cuatro grupos de parados: cabezas de familia con educación universitaria, con bachillerato y con educación inferior al bachillerato, y no cabezas de familia (sin separar por niveles de educación).<sup>19</sup>

Las características individuales no son en general significativas o desaparecen completamente de la ecuación (en caso de ser constantes, como el sexo). Esto es

<sup>18</sup>Dado que la variable viene medida en logaritmos, desdoblamos el instrumento en dos: tener o no tener otra renta familiar y su importe.

<sup>19</sup>Por tanto, en los tres primeros grupos se suprime las variables de nivel educativo de la estimación.

razonable, al estar estimando el modelo separadamente para grupos de individuos relativamente homogéneos y, sobre todo, al haber incluido efectos fijos individuales. Cabe señalar que entre los parados no cabezas de familia el tiempo de paro es mayor para los de educación media y alta en relación con los de menor nivel educativo, lo que podría deberse al mayor salario de reserva de estos grupos.

La renta familiar adicional a la renta laboral del propio parado eleva el número de meses de paro entre un 18 % y un 54 % según el grupo. Es decir, que en el caso de un parado con 6 meses de paro al año (la mediana muestral es de 11 meses en el periodo bienal) cuya otra renta familiar aumentara en un 50 % (por ejemplo debido a que su cónyuge encontrara empleo), el tiempo de paro aumentaría entre 2 semanas y 6 semanas y media, respectivamente.

En cuanto a las prestaciones, obtenemos que ni la percepción ni los importes afectan significativamente al tiempo de paro de los cabezas de familia con mayor educación (al menos bachillerato). Por el contrario, sí afectan a los cabezas de familia con menor educación y a los no cabezas de familia. Debe tenerse en cuenta al interpretar los resultados que el número de observaciones en los dos primeros grupos es relativamente pequeño, lo que reduce la precisión de los coeficientes estimados. En todo caso, que las prestaciones por desempleo no tengan un efecto significativo sobre el tiempo de paro de los cabezas de familia con mayores niveles educativos seguramente se deba a que estos grupos tienen una vinculación más fuerte con el mercado de trabajo y en su caso las prestaciones no preservan suficientemente su nivel de renta, lo que sólo logra en parte el resto de rentas familiares (que suponen una menor proporción de la renta total en estos grupos). Además, en el caso de estas personas es más probable que las prestaciones por desempleo se vean limitadas por el máximo legal de las prestaciones. Por el contrario, el efecto de mantenimiento de renta será más importante para los trabajadores con educación baja, al estar más cercana la prestación al salario mínimo legal.

Es interesante observar que percibir prestaciones eleva el tiempo de paro, pero su impacto es menor cuanto mayor sea su importe. No obstante, este segundo efecto es relativamente pequeño, de forma que el efecto conjunto de la percepción y el importe

es positivo para, por ejemplo, más del 96 % de la muestra de perceptores cabezas de familia con educación inferior al bachillerato y del 99 % de los no cabezas de familia con ese nivel educativo.

Resulta interesante cuantificar estos efectos. Lo hacemos para los dos grupos siguientes: cabezas y no cabezas de familia, ambos con educación inferior al bachillerato. La persona de referencia es soltera, sin hijos, de edad entre 30 y 44 años y trabajaba en el sector de la construcción en 1995 (año en que el PIB creció un 2,7 %, muy cercano a la media muestral).<sup>20</sup> Por último, fijamos su otra renta familiar en la mediana muestral de su grupo.

Comparamos el tiempo de paro de los que no tienen prestaciones por desempleo con el de los que las tienen por un importe igual a la mediana de las prestaciones de su grupo.<sup>21</sup> La predicción del modelo empírico es que, para un cabeza de familia, este cambio eleva su número de meses de paro en un 34 %; es decir, pasa de 4 a 5,3 meses de paro al año, o unas 5 semanas más. En el caso de los no cabezas de familia, el cambio es del 17,5 %, es decir, de 4,3 a 5,1 meses, o unas 3 semanas más. Como se ve, las magnitudes son relevantes.<sup>22</sup>

¿Son comparables estos resultados con los obtenidos en BAB? Para contestar esta pregunta, el Cuadro 3 presenta los resultados de estimar el modelo para los mismos datos del Cuadro 2 pero excluyendo como regresores dos variables que no se observan en la EPA, los importes de las prestaciones y de otra renta familiar. La respuesta es afirmativa: en estas estimaciones se observa que la percepción de prestaciones afecta significativamente al tiempo de paro (en el caso de los cabezas de familia con educación universitaria la significatividad es marginal, seguramente debido al pequeño número de observaciones), como se obtenía en BAB. La comparación de los Cuadros 2 y 3 revela que la omisión de las dos variables de renta (prestaciones y otra renta familiar) es importante, pues permite descubrir que el efecto de las

---

<sup>20</sup>La selección viene determinada por la significatividad de los coeficientes estimados y por la presencia de observaciones en las casillas correspondientes.

<sup>21</sup>Las prestaciones medianas de estos grupos son de 306 y 260 euros de 1993 por mes de paro al año, respectivamente.

<sup>22</sup>Se obtienen porcentajes prácticamente idénticos para otros grupos; por ejemplo, trabajadores del sector de servicios en 1998.

prestaciones depende de ser o no cabeza de familia y, en particular, que el efecto sobre los cabezas de familia proviene especialmente de los trabajadores con niveles de educación más bajos.

No obstante, hay que tener en cuenta que los términos de comparación son distintos. En BAB se comparan duraciones de períodos de paro, mientras que aquí comparamos el tiempo de paro de personas que están en el paro en algún momento en intervalos de dos años. En particular, si las prestaciones contribuyen a encontrar empleos más duraderos, esperaríamos un efecto menor de las prestaciones sobre el tiempo de paro que sobre duraciones específicas.

Para comprobar la solidez de los resultados anteriores estimamos varias especificaciones alternativas del modelo inicial: (a) incluyendo interacciones de las prestaciones con la edad y, alternativamente, estar casado, (b) separadamente para hombres y mujeres, (c) considerando como meses de paro también los meses en que el trabajador declara estar en algunos tipos de inactividad,<sup>23</sup> (d) excluyendo las duraciones de 12 y 24 meses, que muestran frecuencias anormalmente altas. Por último, para comprobar si tras incluir efectos fijos individuales y emplear variables instrumentales podía subsistir algún sesgo de autoselección, estimamos una ecuación para la probabilidad individual de tener un número de meses de paro mayor que 0 y a partir de ella incluimos en nuestra ecuación como variable explicativa adicional una estimación de la media de  $u_{it}$  condicionada a  $N_{it} > 0$  y otras características (la llamada  $\lambda$  de Heckman). Ninguna de estas variantes implicó un cambio en la naturaleza cualitativa de los resultados.

---

<sup>23</sup>En particular, incluimos a los estudiantes y los que llevan a cabo tareas domésticas, cuidan a otras personas o declaran otro tipo de inactividad no especificado.

## 5. Comentarios finales

En este trabajo estudiamos la relación entre las prestaciones por desempleo y el paro en España. Partimos de nuestra propia investigación previa, en la que utilizamos datos de la Encuesta de Población Activa durante el periodo 1987-94. En ella se obtenía que la percepción de prestaciones eleva significativamente la duración del paro de los hombres, en especial en los primeros meses. En particular, a los tres meses la tasa de salida de un individuo de referencia sin prestaciones es aproximadamente el doble de la de un individuo similar con prestaciones.

En la sección 4 de este capítulo aportamos resultados adicionales utilizando una fuente de datos distinta, el Panel de Hogares de la Unión Europea, que contiene información ausente en la EPA. Dada la diferente naturaleza de los datos disponibles en esta encuesta, no estudiamos la duración de los periodos de paro, sino el tiempo de paro de trabajadores parados en un periodo bienal. Hallamos, en consonancia con nuestra investigación anterior, que la percepción de prestaciones por desempleo aumenta el número de meses de paro, en particular para los trabajadores que son cabezas de familia con bajo nivel educativo, y para los que no son cabezas de familia.

Como ya indicamos, encontrar efectos de las prestaciones por desempleo sobre la duración del paro o del tiempo de paro durante un determinado periodo, si bien es una información relevante, no tiene una implicación directa sobre los efectos de las prestaciones en la tasa de paro. Para evaluar éstos se pueden intentar aprovechar las diferencias entre los sistemas de prestaciones por desempleo de distintos países, como se hace en la literatura macroeconómica mencionada en la Introducción. En relación con el caso español, podemos citar dos trabajos en esta línea.

Bover *et al.* (2000) comparan dos países que muestran una tasa media de paro muy alta, España, y una muy baja, Portugal, y cuyas experiencias no se logran explicar bien en la citada literatura. Se trata de países que, en principio, comparten una historia, cultura, instituciones laborales y perturbaciones económicas similares, lo que agrava la paradoja. Bover *et al.* (2000) indican que hasta 1985 el sistema de

prestaciones por desempleo era mucho más generoso en España que en Portugal.<sup>24</sup> Tras las sucesivas reformas, que aumentaron la generosidad en Portugal (1985 y 1989) y la redujeron en España (1992 y 1993), los sistemas son muy similares, si bien subsiste una mayor generosidad del sistema español. Además, tras analizar microdatos de las respectivas Encuestas de Población Activa, los autores concluyen que las prestaciones por desempleo reducen las tasas de salida del paro de forma parecida en ambos países, si bien ligeramente más en España.

En definitiva, Bover *et al.* (2000) concluyen que las prestaciones por desempleo no pueden explicar por sí solas la gran discrepancia de tasas de paro entre España y Portugal. Estos autores consideran que el factor clave para explicarla radica en las diferencias entre sus sistemas de negociación colectiva. A diferencia de Portugal, en el caso español se genera una gran compresión de las diferencias salariales entre trabajadores de distinta cualificación, impidiendo así la respuesta de los salarios a los cambios en la demanda relativa de éstos. También indican que, aunque el sistema de negociación colectiva español habría sido menos sostenible sin el nivel observado de generosidad de las prestaciones por desempleo, no creen que la naturaleza de aquél pueda considerarse simplemente una consecuencia de éste.

Este análisis otorga una importancia limitada a las prestaciones por desempleo como determinantes de la tasa de paro, pero no la cuantifica. Sí lo hacen Bentolila y Jimeno (2003), quienes utilizan el modelo de Blanchard y Wolfers (2000) de determinación de la tasa de paro, que hace hincapié en la interacción de instituciones laborales y perturbaciones macroeconómicas, y se estima para períodos quinqueniales en 20 países de la OCDE durante 1960-99. Bentolila y Jimeno concluyen que España experimentó perturbaciones macroeconómicas similares a las del país promedio de la OCDE y que, por tanto, la elevada tasa de paro española se explica fundamentalmente por sus instituciones laborales. De los 17 puntos porcentuales de aumento de la tasa de paro en España entre 1970-74 y 1995-99 el modelo explica 14 puntos, y de éstos atribuye 6,8 puntos a perturbaciones macroeconómicas comunes a todos

---

<sup>24</sup>Blanchard y Jimeno (1995) habían señalado ésta como la única diferencia importante entre las instituciones laborales de estos países.

los países y 7,2 puntos a las características específicas de las instituciones laborales españolas frente a las del resto de países considerados. De esta última cifra, el modelo atribuye 3,3 puntos al sistema de prestaciones por desempleo, 2,3 puntos a la protección al empleo, 0,5 puntos al sistema de negociación colectiva, y 1,1 puntos a los impuestos sobre el trabajo y las políticas activas de empleo.

Este cálculo, que atribuye por tanto el 19 % del aumento total del paro observado en ese periodo a las prestaciones, sería –según los autores– el valor máximo que debe asignarse a éstas como factor causal. Consideran que el modelo atribuye una responsabilidad excesiva a las prestaciones y a la protección al empleo, e insuficiente al sistema de negociación colectiva. Para ello se basan en la argumentación de Bover *et al.* (2000), quienes muestran que para España y Portugal los indicadores elegidos para captar las principales dimensiones de la negociación colectiva son muy insuficientes y sus valores son a menudo incorrectos –en mayor medida que en el caso de otras instituciones laborales–.

## **Apéndice. Descripción de los datos y construcción de las variables**

*Fuente.* Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE), 1994-2000, elaborado por la Oficina Estadística de la Unión Europea (Eurostat). La actividad principal, la percepción de prestaciones y las rentas se refieren al año anterior (1993-99).

*Muestra.* A partir de una muestra de 103.815 observaciones sobre 21.911 individuos, seleccionamos a personas de 20 a 64 años, excluimos a aquellos para los que faltan los datos de las principales variables explicativas (situación laboral en cada mes, sexo, edad, educación, cabeza de familia, tiene o no pareja, números de hijos menores de 6 años y de 12 años, y percepción de prestaciones) y también aquellos que: (a) están empleados todo el año pero declaran tener prestaciones por desempleo, (b) están parados todo el año pero declaran tener rentas laborales, (c) están inactivos durante todo el periodo de permanencia en la encuesta, (d) no están parados durante el año y no están empleados todo el año, y (e) en su hogar no existe ninguna renta distinta de la renta laboral del trabajador parado. Estos criterios dan lugar a 29.354 observaciones, 7.280 de trabajadores con algún mes de paro y 22.074 de empleados todo el año. La muestra de parados se refiere a 4.083 trabajadores, pertenecientes a 3.015 hogares.

A continuación se detalla la definición de las variables; todas son indicadores (0,1) salvo que se señale otra cosa.

*Meses de paro y de empleo.* Construidos a partir de la información sobre la principal actividad mes a mes, utilizando las siguientes categorías. Empleado: Empleo asalarizado remunerado (a tiempo completo o parcial), aprendizaje remunerado o formación en programas asociados al empleo, trabajo por cuenta propia (con o sin asalariados) y ayuda familiar. Parado: Paro. Inactivo: Estudios o formación, jubilación, trabajo doméstico o cuidado de otras personas, trabajo social o servicio militar y otra inactividad.

*Perceptor de prestaciones:* Igual a 1 si la persona recibe prestaciones por desempleo.

*Prestación mensual:* Importe total de prestaciones dividido entre el número de meses

de paro, expresado en euros de 1993. En esta variable y la anterior se suprimen los individuos en hogares en que se ha imputado el importe de las prestaciones. En la agregación bienal, es la suma de las rentas de los dos años pero en el denominador sólo se contabilizan los meses correspondientes a años en los que se han recibido prestaciones.

*Renta familiar.* Renta total de la familia menos la renta laboral del individuo, expresada en euros de 1993. Se suprimen los individuos en hogares en que se ha imputado la renta familiar o en que ésta es menor de 720 euros al año. En la agregación bienal, es la suma de las rentas de los dos años.

*Sexo.* Igual a 1 para los hombres.

*Cabeza de familia.* Igual a 1 para la persona de referencia de la encuesta.

*Casado.* Igual a 1 si la persona está casada o vive en pareja.

*Hijos.* Números de hijos de 0 a 6 años y de 0 a 12 años en el hogar.

*Edad.* Iguales a 1 para los grupos de 20-29, 30-44 y 45-64 años, respectivamente.

*Educación.* Iguales a 1 para los grupos de educación universitaria, bachillerato e inferior al bachillerato (como máximo, educación secundaria obligatoria), respectivamente.

*Sector económico.* Iguales a 1 para los trabajadores de, respectivamente, la agricultura (incluyendo ganadería, caza, selvicultura y pesca), la industria (incluyendo industrias extractivas y producción y distribución de energía eléctrica, gas y agua), la construcción y los servicios. Información tomada del año de la encuesta, sobre el sector de actividad de la empresa en el último empleo (parados) o en el empleo actual (empleados).

El cuadro A1 presenta los estadísticos descriptivos de las observaciones de la muestra de parados empleada en el análisis empírico.

**Cuadro A1. Estadísticos descriptivos de la muestra anual de parados\***

Variable		Variable	
Meses de paro	7,9	<i>Año:</i>	
	(3,9)	1993	23,2
Meses de paro (2 años)	11,5	1994	18,5
	(7,2)	1995	15,0
Percibe prestaciones	46,4	1996	14,4
Prestaciones	1.167,4	1997	12,4
	(2.956,3)	1998	8,9
Otra renta familiar	10.360,5	1999	7,6
	(7.625,1)		
Hijos hasta 6 años	0,3	<i>Sector:</i>	
	(0,5)	Agricultura	9,7
Hijos hasta 12 años	0,5	Industria	19,6
	(0,8)	Construcción	15,6
Hombre	57,5	Servicios	55,0
Cabeza de familia	33,5		
Casado	28,2	<i>Número de meses de paro:</i>	
		1	4,8
<i>Edad:</i>		2	6,9
20-29 años	42,2	3	7,9
30-44 años	37,7	4	6,7
45-64 años	20,1	5	5,7
		6	8,3
<i>Educación:</i>		7	4,6
Universidad	17,4	8	5,3
Bachillerato	19,0	9	7,1
Inf. al bachillerato	63,6	10	4,8
		11	2,8
Núm. de observaciones	7280	12	35,1

\* Medias y desviaciones estándar para los números de meses, importes (euros/año de 1993) e hijos, y porcentajes de observaciones para el resto de variables. La primera variable es el número de meses en la muestra anual (7.280 obs.) y la segunda en la bienal (5.270 obs.).

Número de trabajadores por número de años en la muestra:

Años:	1	2	3	4	5	6	7	Total
Muestra de 1 año	2.212	1.064	463	200	94	39	6	4.083
Muestra de 2 años	1.492	840	369	152	55	18	–	2.926

## REFERENCIAS

- Ahn, N. y Ugidos, A. (1995), "Duration of unemployment in Spain: Relative effects of unemployment benefit and family characteristics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 57, 249-264.
- Alba-Ramírez, A. (1999), "Explaining the transitions out of unemployment in Spain: the effect of unemployment insurance", *Applied Economics* 31, 183-193.
- Alba-Ramírez, A. y Freeman, R. (1990), "Jobfinding and wages when longrun unemployment is really long: the case of Spain", NBER Working Paper 3409, Cambridge, Mass.
- Andrés, J. y García, J. (1993), "Los determinantes de la probabilidad de abandonar el desempleo: evidencia empírica para el caso español", mimeo, Universidad de Valencia.
- Barceló, C. (2003), *Tenencia de vivienda y movilidad laboral en la Unión Europea*, Tesis doctoral, Universidad Complutense, Madrid.
- Bentolila, S. y Jimeno, J.F. (2003), "Spanish unemployment: the end of the wild ride?", CEMFI Working Paper 0307, Madrid.
- Blanchard, O. y Jimeno, J.F. (1995), "Structural unemployment. Spain and Portugal", *American Economic Review (Papers and Proceedings)* 85, 212-218.
- Blanchard, O. y Wolfers, J. (2000), "The role of shocks and institutions in the rise of European unemployment: the aggregate evidence", *Economic Journal* 110, C1-C33.
- Blanco, J. (1995), "La duración del desempleo en España", en J.J. Dolado y J.F. Jimeno, eds., *Estudios sobre el Funcionamiento del Mercado de Trabajo Español*, Madrid: Fundación de Estudios de Economía Aplicada.

- Bover, O., Arellano, M. y Bentolila, S. (1995), “Duración del desempleo en España: efectos de la duración de las prestaciones y del ciclo económico”, *Boletín Económico*, Banco de España, noviembre, 71-77.
- Bover, O., Arellano, M. y Bentolila, S. (1996), *Duración del desempleo, duración de las prestaciones y ciclo económico*, Estudios Económicos no. 57. Madrid: Banco de España. [Existe una versión en inglés con el mismo número.]
- Bover, O., Arellano, M. y Bentolila, S. (2002), “Unemployment duration, benefit duration, and the business cycle”, *Economic Journal* 112, 223-265.
- Bover, O., García-Perea, P. y Portugal, P. (2000), ”Labor market outliers: lessons from Portugal and Spain”, *Economic Policy* 31, 379- 428.
- Bover, O. y Gómez, R. (2004), “Another look at unemployment duration: exit to a permanent vs. a temporary job”, *Investigaciones Económicas* 28, 285-314.
- Carrasco, R. (1999), “Transitions to and from self-employment in Spain: an empirical analysis”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61, 315-341.
- Cebrián, I., García, C., Muro, J., Toharia, L. y Villagómez, E. (1995), “Prestaciones por desempleo, duración y recurrencia del paro”, en J. Dolado y J. F. Jimeno, comps., *Estudios sobre el funcionamiento del mercado de trabajo español*, FEDEA.
- García Pérez, J. I. (1997), “Las tasas de salida del empleo y el desempleo en España (1978-1993)”, *Investigaciones Económicas* 21, 29-53.
- Jenkins, S. y C. García-Serrano (2003), ”The Relationship between unemployment benefits and re-employment probabilities: Evidence from Spain”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 66, 239-260.
- Lancaster, T. (1979), “Econometric methods for the duration of unemployment”, *Econometrica* 47, 939-956.

- Lancaster, T. y Nickell, S. (1980), “The analysis of re-employment probabilities for the unemployed”, *Journal of the Royal Statistic Society* 143, 141-52.
- Lazear, E. P. (1990), “Job security provisions and employment”, *Quarterly Journal of Economics* 105, 699-726.
- Layard, R., Nickell, S. y Jackman, R. (1991), *Unemployment. Macroeconomic Performance and the Labor Market*, Oxford: Oxford University Press.
- Nickell, S. (1979), “Estimating the probability of leaving unemployment”, *Econometrica* 47, 1249-1266.
- Nickell, S. (1997), “Unemployment and labor market rigidities: Europe versus North America”, *Journal of Economic Perspectives* 11, 55-74.
- Toharia, L. (1997), “El sistema español de protección por desempleo”, *Papeles de Economía Española* 72, 192-213.

**Cuadro 1. Estadísticos descriptivos de la muestra anual de parados  
según la situación familiar y la percepción de prestaciones \***

Variable	Cabeza de familia		No cabeza de familia	
	Percibe prestaciones	No percibe prestaciones	Percibe prestaciones	No percibe prestaciones
Meses de paro	7,7 (3,9)	7,3 (4,0)	7,5 (3,7)	8,3 (3,9)
Meses de paro (2 años)	11,4 (7,5)	9,2 (7,0)	12,0 (6,8)	11,8 (7,1)
Prestaciones	2.820,7 (3.333,4)	—	2.197,7 (4.444,0)	—
Otra renta familiar	7.146,0 (6.361,7)	5.575,5 (5.267,8)	12.590,3 (8.061,3)	12.016,5 (7.412,6)
Hijos hasta 6 años	0,3 (0,6)	0,4 (0,6)	0,3 (0,5)	0,2 (0,5)
Hijos hasta 12 años	0,7 (0,9)	0,7 (0,9)	0,5 (0,8)	0,4 (0,7)
Hombre	92,9	84,7	37,5	42,6
Casado	41,2	41,9	27,3	18,6
<i>Edad:</i>				
20-29 años	10,1	19,6	46,8	62,2
30-44 años	42,2	46,0	40,8	31,7
45-64 años	47,7	34,4	12,4	6,0
<i>Educación:</i>				
Universidad	8,4	16,2	16,8	23,0
Bachillerato	13,1	14,1	18,6	23,4
Inf. al bachillerato	78,6	69,7	64,7	53,5
<i>Sector:</i>				
Agricultura	11,8	10,7	13,9	6,1
Industria	23,6	17,0	10,0	17,7
Construcción	27,5	23,1	20,2	10,4
Servicios	37,0	49,1	55,9	65,7
Núm. de observaciones	1.721	718	1.658	3.183

\* Medias y desviaciones estándar para meses, importes (euros/año, de 1993) y números de hijos, y porcentajes de observaciones para el resto. La primera variable recoge los meses en la muestra anual (7.280 observaciones) y la segunda en la bienal (5.270 observaciones, por columnas: 1.441, 493, 1.315 y 2.021).

## Cuadro 2. Estimación de los determinantes del tiempo de paro\*

Mínimos cuadrados en dos etapas con efectos fijos (“intragrupos”)

Variable	Cabeza de familia con educación:			No cabeza de familia
	Universitaria	Bachillerato	Inf. al bachillerato	
Percibe prestaciones	-0,322 (0,31)	0,371 (0,30)	1.659 (3,91)	1,310 (4,67)
Prestaciones	0,131 (0,73)	-0,041 (0,20)	-0,239 (3,12)	-0,207 (4,11)
Otra renta familiar	0,181 (1,96)	0,539 (3,03)	0,397 (6,32)	0,187 (2,56)
Casado	0,082 (0,45)	0,050 (0,48)	0,004 (0,09)	0,039 (0,79)
Hijos hasta 6 años	0,786 (2,11)	0,189 (1,23)	0,020 (0,28)	-0,083 (1,16)
Hijos hasta 12 años	-0,799 (3,05)	-0,097 (0,60)	-0,032 (0,52)	0,108 (1,64)
20-29 años	0,545 (0,74)	-0,763 (1,96)	0,330 (1,73)	-0,074 (0,42)
30-44 años	0,065 (0,11)	-0,196 (0,63)	0,043 (0,35)	0,001 (0,01)
Universidad				0,223 (2,17)
Bachillerato				0,250 (3,17)
Desv. efectos fijos	1,07	1,21	0,80	0,77
Desv. perturbaciones	0,44	0,40	0,49	0,53
Núm. de observaciones	243	273	1.418	3.336

\* Variable dependiente: meses de paro en un periodo de 24 meses. Número de individuos: 2.926. Periodo: 1993-94 a 1998-99. Todas las variables son indicadores (0,1) salvo los importes (logaritmos de euros/año de 1993) y los números de hijos. Todas las estimaciones incluyen una constante e indicadores de sector y de año. La otra renta familiar se considera endógena y se utiliza su retardo como instrumento. Categorías de referencia: persona soltera, mayor de 44 años, sin hijos menores de 12 años, trabaja en la agricultura, no percibe prestaciones y, en la cuarta columna, con educación inferior al bachillerato. Estadísticos *t* robustos a autocorrelación y heteroscedasticidad entre paréntesis.

**Cuadro 3. Estimación de los determinantes del tiempo de paro sin importes de prestaciones ni de otra renta familiar\***

Mínimos cuadrados ordinarios con efectos fijos (“intragrupos”)

Variable	Cabeza de familia con educación:			No cabeza de familia
	Universitaria	Bachillerato	Inf. al bachillerato	
Percibe prestaciones	0,503 (1,80)	0,341 (2,04)	0,542 (6,74)	0,198 (4,31)
Casado	0,089 (0,47)	0,016 (0,14)	-0,007 (0,14)	0,044 (0,89)
Hijos hasta 6 años	0,772 (2,01)	0,250 (1,55)	-0,014 (0,18)	-0,059 (0,83)
Hijos hasta 12 años	-0,811 (3,07)	-0,091 (0,54)	-0,033 (0,51)	0,113 (1,71)
20-29 años	0,531 (0,70)	-0,927 (2,28)	0,342 (1,69)	-0,066 (0,37)
30-44 años	0,102 (0,16)	-0,514 (1,66)	-0,015 (0,11)	0,009 (0,06)
Universidad				0,207 (2,00)
Bachillerato				0,238 (3,00)
R <sup>2</sup> (intragrupos)	0,30	0,29	0,17	0,07
Desv. efectos fijos	1,02	0,92	0,86	0,77
Desv. perturbaciones	0,46	0,42	0,52	0,53
Núm. de observaciones	243	273	1.418	3.336

\* Variable dependiente: meses de paro en un periodo de 24 meses. Número de individuos: 2.926. Periodo: 1993-94 a 1998-99. Todas las variables son indicadores (0,1) salvo los importes (logaritmos de euros/año de 1993) y los números de hijos. Todas las estimaciones incluyen una constante e indicadores de sector y de año. Categorías de referencia: persona soltera, mayor de 44 años, sin hijos menores de 12 años, con educación inferior al bachillerato, trabaja en la agricultura, no percibe prestaciones y, en la cuarta columna, con educación inferior al bachillerato. Estadísticos *t* robustos a autocorrelación y heteroscedasicidad entre paréntesis.

## PUBLICACIONES DEL BANCO DE ESPAÑA

### DOCUMENTOS OCASIONALES

- 0301 GIANLUCA CAPORELLO Y AGUSTÍN MARAVALL: A tool for quality control of time series data. Program TERROR.
- 0302 MARIO IZQUIERDO, ESTHER MORAL Y ALBERTO URTASUN: El sistema de negociación colectiva en España: un análisis con datos individuales de convenios. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 0303 ESTHER GORDO, MARÍA GIL Y MIGUEL PÉREZ: Los efectos de la integración económica sobre la especialización y distribución geográfica de la actividad industrial en los países de la UE.
- 0304 ALBERTO CABRERO, CARLOS CHULIÁ Y ANTONIO MILLARUELO: Una valoración de las divergencias macroeconómicas en la UEM. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 0305 ALICIA GARCÍA HERRERO Y CÉSAR MARTÍN MACHUCA: La política monetaria en Japón: lecciones a extraer en la comparación con la de los EEUU.
- 0306 ESTHER MORAL Y SAMUEL HURTADO: Evolución de la calidad del factor trabajo en España.
- 0307 JOSÉ LUIS MALO DE MOLINA: Una visión macroeconómica de los veinticinco años de vigencia de la Constitución Española.
- 0308 ALICIA GARCÍA HERRERO Y DANIEL NAVIA SIMÓN: Determinants and impact of financial sector FDI to emerging economies: a home country's perspective.
- 0309 JOSÉ MANUEL GONZÁLEZ-MÍNGUEZ, PABLO HERNÁNDEZ DE COS Y ANA DEL RÍO: An analysis of the impact of GDP revisions on cyclically adjusted budget balances (CABS).
- 0401 J. RAMÓN MARTÍNEZ-RESANO: Central Bank financial independence.
- 0402 JOSÉ LUIS MALO DE MOLINA Y FERNANDO RESTOY: Evolución reciente del patrimonio de empresas y familias en España: implicaciones macroeconómicas. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 0403 ESTHER GORDO, ESTHER MORAL Y MIGUEL PÉREZ: Algunas implicaciones de la ampliación de la UE para la economía española.
- 0404 LUIS JULIÁN ÁLVAREZ GONZÁLEZ, PILAR CUADRADO SALINAS, JAVIER JAREÑO MORAGO E ISABEL SÁNCHEZ GARCÍA: El impacto de la puesta en circulación del euro sobre los precios de consumo.
- 0405 ÁNGEL ESTRADA, PABLO HERNÁNDEZ DE COS Y JAVIER JAREÑO: Una estimación del crecimiento potencial de la economía española.
- 0406 ALICIA GARCÍA-HERRERO Y DANIEL SANTABÁRBARA: Where is the Chinese banking system going with the ongoing reform?
- 0407 MIGUEL DE LAS CASAS, SANTIAGO FERNÁNDEZ DE LIS, EMILIANO GONZÁLEZ-MOTA Y CLARA MIRASALAMA: A review of progress in the reform of the International Financial Architecture since the Asian crisis.
- 0408 GIANLUCA CAPORELLO Y AGUSTÍN MARAVALL: Program TSW. Revised manual. Version May 2004.
- 0409 OLYMPIA BOVER: Encuesta Financiera de las Familias españolas (EFF): descripción y métodos de la encuesta de 2002. (Publicado el original en inglés con el mismo número.)
- 0410 MANUEL ARELLANO, SAMUEL BENTOLILA Y OLYMPIA BOVER: Paro y prestaciones: nuevos resultados para España.