

Consumo y desempleo de los hogares españoles: nueva evidencia microeconómica¹

Joaquín Alegre²

Llorenç Pou³

Departamento de Economía Aplicada, Universitat de les Illes Balears

Resumen

Uno de los elementos singulares de la economía española es su elevada tasa de paro, entre las más altas de los países de la OCDE. En este artículo se contrasta en qué medida los hogares españoles con miembros que experimentan transiciones al desempleo son capaces de mantener su nivel de consumo previo. Para ello se utiliza la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares para el período 1999 a 2005. En el trabajo se examina si el efecto del desempleo difiere en función de que recaiga en el cabeza de familia, el cónyuge u otro miembro del hogar. También se analiza si la capacidad de protección del consumo se ve afectada por la duración del desempleo y el cobro de prestaciones.

Abstract

One of the outstanding features of the Spanish economy is its high unemployment rate, among the highest in the OECD countries. In this article we test whether Spanish households with members that experience job loss shocks are able to protect their previous level of consumption. We use microdata drawn from the *Encuesta Continua de Presupuestos Familiares* for the period 1999 to 2005. In this paper we analyze whether the effect of unemployment depends on the household member (household head, spouse or other family's members) are fired. The paper also examines to what extent households' reaction to unemployment depends on the duration of unemployment and receiving unemployment benefits.

Palabras clave: consumo, desempleo, hogares españoles, datos de panel.

¹ Los autores agradecen la financiación del Ministerio de Ciencia e Innovación a través del proyecto ECO2010-20600.

² Departamento de Economía Aplicada, Universitat de les Illes Balears. Campus UIB, Ctra. Valldemossa Km 7,5 s/n 07122-Palma de Mallorca, Islas Baleares. E-mail: joaquin.alegre@uib.es

³ Departamento de Economía Aplicada, Universitat de les Illes Balears. Campus UIB, Ctra. Valldemossa Km 7,5 s/n 07122-Palma de Mallorca, Islas Baleares. E-mail: llorens.pou@uib.es (corresponding author).

1. Introducción

Uno de los elementos singulares de la economía española es su elevada tasa de paro. La crisis económica iniciada en 2008 ha vuelto a situar su tasa de paro entre las más altas de los países de la OCDE, el 21,6% en 2011, a la vez que el porcentaje de hogares con algún miembro desempleado alcanzó el 22,8%, una cifra que, en cualquier caso, ya era elevada en 2008, 13,3%. En este contexto, pues, parece evidente que la comprensión del comportamiento de los hogares españoles precisa incorporar el efecto que puede estar provocando la extensión del desempleo entre sus miembros.

La literatura que analiza las consecuencias microeconómicas del desempleo se ha centrado principalmente en sus efectos sobre la pérdida de ingresos (presentes y futuros) y sobre la duración y búsqueda de empleo. Los trabajos que analizan las pérdidas de bienestar asociadas a transiciones al desempleo son más escasos. Como apuntan Browning y Crossley (2008), la relación entre el desempleo y la pérdida de bienestar pasa por los ingresos, pero tiene un recorrido más largo hasta llegar al consumo. El objeto de este artículo es contrastar si los hogares españoles con miembros que pasan a estar desempleados experimentan pérdidas importantes en su nivel de bienestar o si, por el contrario, son capaces de mantener su nivel de consumo previo.

La literatura internacional que analiza las decisiones de gasto de los hogares ante la pérdida del empleo es limitada. La mayoría de trabajos que han estudiado la relación entre consumo y desempleo han contrastado si los hogares eran capaces de alisar su consumo intertemporalmente ante un shock negativo de desempleo. Browning y Crossley (2008) muestran que, bajo ciertas hipótesis, el análisis de las variaciones del consumo es una buena aproximación a los costes a largo plazo de la pérdida del empleo. En este contexto de análisis intertemporal, Dynarski y Sheffrin (1987), Dynarski y Gruber (1997) y Stephens (2004) obtienen que la pérdida del empleo del cabeza de familia supone una reducción del gasto de los hogares norteamericanos de alrededor del 10%. Browning y Crossley (2008) estiman ecuaciones de Euler de consumo con datos canadienses del COEP en que se comparan dos grupos de trabajadores que han perdido su empleo: el primero, lo componen los trabajadores sin

ninguna perspectiva de ser readmitidos en la misma empresa, mientras que el segundo lo conforman trabajadores despedidos temporalmente y con fecha conocida de readmisión. Utilizando el segundo colectivo como grupo de control, estos autores estiman que los trabajadores despedidos de manera definitiva reducen su consumo entre un 4 y un 10%. Por su parte, Gruber (1997) y Browning y Crossley (2001, 2009) contrastan si las prestaciones por desempleo en EE.UU y Canadá, respectivamente, ayudan a los individuos a proteger su consumo. Para ello comparan el patrón de consumo intertemporal entre individuos que cobran prestaciones por desempleo con diferentes niveles de reemplazo de sus ingresos laborales previos. Los autores obtienen un efecto global positivo, si bien reducido, del grado de reemplazo de las prestaciones, sugiriendo una influencia de éstas en la protección del consumo de los hogares estudiados. Finalmente, Stephens (2001) obtiene en un modelo de consumo en niveles con datos de panel que la reducción del consumo en alimentos ante un shock de desempleo se prolonga en el tiempo, obteniendo un efecto negativo y constante durante varios años para los hogares del PSID norteamericano.

En cuanto a los trabajos con datos españoles, Castillo *et al.* (2000) analizan las diferencias en el nivel de consumo entre hogares con y sin desempleados con datos de corte transversal de la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-91. Al igual que en los trabajos internacionales antes reseñados, en Castillo *et al.* (2000) también se obtiene un menor gasto para el caso de los hogares con desempleados.⁴ Sin embargo y al contrario que en la mayoría de la literatura internacional, estos autores no sólo analizan el impacto de las transiciones al desempleo del cabeza de familia, sino también el efecto del desempleo del cónyuge y/o los hijos, obteniendo una mayor reducción del consumo para el caso del cabeza de familia.

Por su parte, Bentolila y Ichino (2008) contrastan el patrón intertemporal del gasto en alimentos de los hogares españoles ante diferentes duraciones del desempleo del sustentador principal. Para ello utilizan datos de panel de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares del período 1989-1996. Un elemento destacado de este trabajo es que también analiza microdatos de otros países (el CEX americano, el SHIW italiano y el BHPS británico). Sus resultados sugieren que los hogares españoles son capaces de proteger su gasto en alimentos ante las situaciones de

⁴ Castillo *et al.* (2000) obtienen este mismo resultado cualitativo con microdatos de corte transversal de la encuesta de presupuestos familiares de Portugal.

desempleo, planteando sus autores la existencia de elementos institucionales, relacionados con los lazos familiares, que ayudarían a explicar la menor sensibilidad del gasto a las situaciones de desempleo en España, Italia y EE.UU en comparación con Gran Bretaña.

En este trabajo se analiza el comportamiento intertemporal de los hogares españoles ante la pérdida del empleo de alguno de sus miembros. En la línea de Bentolila e Ichino (2008), en este trabajo se introduce explícitamente información de la duración del desempleo, lo cual permite contrastar el efecto sobre el consumo de su persistencia en el tiempo. Este trabajo, no obstante, extiende el artículo de Bentolila e Ichino (2008) en varios aspectos. En primer lugar, se diferencia entre las transiciones al desempleo del sustentador principal y, si existen, de su pareja y del resto de miembros del hogar (esencialmente los hijos). Como se ha comentado antes, la literatura se ha centrado en el caso del cabeza de familia, como persona con un mayor peso en los ingresos familiares. Sin invalidar lo anterior, también es cierto que el grueso del desempleo lo suele componer el resto de miembros del hogar (el 62% y el 72% del total de paro en España en 2011 y 2005, respectivamente). Así pues, parece pertinente incluir información desagregada de los diferentes miembros del hogar.⁵ En segundo lugar, la disposición de información laboral y de consumo para dos años seguidos se utiliza para contrastar el espacio temporal que necesitan los hogares españoles que experimentan shocks negativos de desempleo para estabilizar su senda de consumo. En tercer lugar, se analiza el papel ejercido por las prestaciones por desempleo como elemento que podría ayudar a proteger el nivel de consumo previo al desempleo.

Así pues, las preguntas que se abordan en este trabajo son las siguientes: (1) ¿Son capaces los hogares españoles de proteger su nivel de consumo ante shocks laborales negativos?. (2) ¿Es independiente la reacción en el consumo de los hogares a qué miembro pierde el empleo?. (3) ¿Cuál es la duración del shock de desempleo sobre el consumo?. (4) ¿Se observan diferencias en el patrón intertemporal de consumo de los hogares en función de que se perciban prestaciones por desempleo?.

⁵ Además, existen diferencias notables en las tasas de desempleo. Así, en 2008, al inicio de la crisis económica, de acuerdo a la EPA la tasa de paro de los cabeza de familia era del 8,8%, la de los cónyuges del 9,8% y la del resto de miembros del 17,3%. Con la crisis económica, la tasa de paro ha crecido en los tres grupos, pero especialmente en el último: 17,9%, 17,9% y 33,6%, respectivamente, en 2011. Véase Casado *et al.* (2010) para una comparación de la incidencia del desempleo en los hogares de varios países de la Unión Europea.

La base de datos utilizada es la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF) para el período 1999 a 2005. La ECPF ofrece información desagregada del gasto de los hogares, así como información de los ingresos del hogar y de las características socio-demográficas y laborales de sus miembros. Una de las singularidades de la ECPF es su carácter de panel rotatorio, el cual permite disponer de información de hasta ocho trimestres consecutivos del mismo hogar y, por lo tanto, posibilita analizar el efecto del desempleo con una duración máxima de hasta 24 meses. En cuanto a las limitaciones de la encuesta, la información de los ingresos totales está sólo disponible para el conjunto del hogar y en la mayoría de observaciones asignada en intervalos. Respecto a la información de cada una de las fuentes de ingresos, sólo se conoce si algún miembro del hogar la percibe, no siendo posible saber qué individuos la cobra ni la cuantía. En este sentido, en el caso de las prestaciones por desempleo, la única información disponible es si en el hogar al menos un miembro las ingresa.

El resto del artículo se estructura de la siguiente manera. En el apartado segundo, se presenta el modelo teórico. El apartado tercero se centra en la base de datos utilizada. En el apartado cuarto, se comenta la metodología econométrica y se discuten los principales resultados empíricos. El artículo finaliza con un apartado de conclusiones.

2. El modelo teórico

El modelo toma como unidad de análisis el hogar, el cual se enfrenta a un problema de maximización dinámica de su utilidad. Siguiendo la hipótesis de renta permanente con expectativas racionales propuesta por Hall (1978), el hogar intenta maximizar su utilidad intertemporal incorporando toda la información disponible sobre su renta a lo largo de su ciclo de vida. De este modo, el hogar asigna su consumo sobre una base intertemporal, tal que suaviza su utilidad marginal entre períodos:

$$U'_{it} = E_t \left[U'_{it+1} \left(\frac{1+r_{it}}{1+\delta_i} \right) \right] + \mu_{it} \quad [1]$$

donde U'_{it} es la utilidad marginal del hogar i en el período t , E_t es el operador esperanza condicionado al conjunto de información conocida en el momento t , δ_i es la tasa de descuento intertemporal del hogar, r_{it} es el tipo de interés real neto de impuestos y μ_{it} es un multiplicador de Lagrange asociado a la restricción de no negatividad de la riqueza (Zeldes, 1989).

La función de utilidad aplicada, que es del tipo con aversión relativa constante, toma una forma multiplicativa que incluye el gasto del hogar, C_{it} y un vector de preferencias del hogar, θ_{it} :

$$U(C_{it}, \theta_{it}) = \frac{1}{1-\alpha} C_{it} \frac{1}{1-\beta} \exp(\theta_{it}) \quad [2]$$

La especificación de θ_{it} se compone de una parte observable (que varía entre los hogares y en el tiempo), expresada como un vector de variables demográficas (la edad del sustentador principal, $edad_{it}$, la edad al cuadrado, $edad_{it}^2$, y el número de miembros del hogar, $FAMS_{it}$), y de una parte no observable, formada por un efecto individual invariable en el tiempo, β_i , y un término de error sobre los gustos de los hogares que varía en el tiempo y entre los hogares, ψ_{it} , que suponemos no está correlacionado con β_i :

$$\theta_{it} = b_0 edad_{it} + b_1 edad_{it}^2 + b_2 FAMS_{it} + \beta_i + \psi_{it} \quad [3]$$

Siguiendo los trabajos de Lusardi (1996) y Jappelli y Pistaferri (2000), suponemos que la tasa de descuento intertemporal es igual al tipo de interés, $\delta_i = r_{it}$. Si tomamos logaritmos de los dos miembros de la expresión resultante de sustituir la función de utilidad [2] y las preferencias del hogar [3] en la condición de primer orden [1] y

usamos la expansión de Taylor de segundo orden, entonces se obtiene la expresión siguiente de la Ecuación de Euler, una vez se aplican las expectativas de racionalidad:

$$\Delta \ln C_{it+1} = d_{1i} + d_2 \text{edad}_{it} + d_3 \Delta FAMS_{it+1} + \phi_{it+1} \quad [4]$$

donde

$$d_{1i} = \frac{1}{\alpha} \left(b_0 + \frac{1}{2} \sigma_{\varepsilon_{it+1}}^2 \right)$$

$$\phi_{it+1} = \frac{1}{\alpha} \left[\Delta \Psi_{it+1} - \ln(1 + \varepsilon_{it+1}) - \frac{1}{2} \sigma_{\varepsilon_{it+1}}^2 + \ln(1 + \mu'_{it}) \right]$$

Δ es el operador de primeras diferencias, α el coeficiente de aversión relativa al riesgo y $\sigma_{\varepsilon_{it+1}}^2$ la varianza del crecimiento del consumo. El término ε_{it+1} incorpora los errores de expectativas, toma media cero y está incorrelacionado con cualquier información disponible en el momento t .⁶

La ecuación de Euler en [4] plantea la senda de asignación intertemporal del consumo. Dicha ecuación incorpora variables relativas a las preferencias del hogar (edad y número de miembros), que actúan al modo de control de las variaciones de consumo. En el contexto de expectativas racionales, cualquier otra información conocida *ex-ante* y para la que el hogar puede corregir su patrón de consumo tan pronto se conoce, no debería resultar significativa en las estimaciones de la ecuación de Euler (Deaton, 1992). En el caso de un shock negativo provocado por la pérdida del empleo y que no puede ser compensado por la riqueza acumulada del hogar, entonces el hogar no podría alisar su consumo (Dynarski y Gruber, 1997). En la ecuación [4], este efecto vendría recogido por la restricción de no negatividad de la riqueza, μ'_{it} . En este trabajo, los shocks laborales se aproximan por las transiciones al desempleo de los miembros del hogar, por lo que la senda intertemporal del consumo a estimar es la siguiente:

$$\Delta \ln C_{it+1} = d_{1i} + d_2 \text{edad}_{it} + d_3 \Delta FAMS_{it+1} + d_4 \Delta \text{Desempleo}_{it+1} + \phi'_{it+1} \quad [5]$$

donde

⁶ Siguiendo a Runkle (1991), se supone que d_{1i} es idéntico para todos los hogares.

$$\phi'_{it+1} = \frac{1}{\alpha} \left[\Delta \psi_{it+1} - \ln(1 + \varepsilon_{it+1}) - \frac{1}{2} \sigma_{\varepsilon_{it+1}}^2 \right]$$

Como se ha comentado antes, el objeto de este trabajo es analizar la reacción intertemporal de los hogares ante situaciones de desempleo. Así pues, en la medida que los hogares fuesen capaces de proteger su consumo ante un shock de desempleo, el parámetro d_4 no debería resultar estadísticamente significativo.

3. Base de datos

La base de datos utilizada en este trabajo es la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF) elaborada por el INE desde 1997. La ECPF es un panel rotatorio, representativo de la población española y que recoge información desagregada del gasto e ingresos de las familias españolas, así como socio-demográfica y laboral de sus miembros (INE, 1997). Desde el punto de vista temporal, la ECPF es una encuesta de periodicidad trimestral, donde se sigue a los hogares hasta un máximo de ocho trimestres consecutivos, momento en el que son remplazados. En este trabajo se utilizó la información disponible para el período 1999 a 2005.⁷

Dado que uno de los objetivos del trabajo es el estudio del efecto de la duración del desempleo sobre las decisiones de consumo, la muestra se restringió a aquellos hogares que respondían la encuesta durante ocho trimestres. Adicionalmente, la muestra se acotó a los hogares con el sustentador principal con edad comprendida entre 25 y 59 años, laboralmente activo y que no trabajaba por cuenta propia. De este modo, la muestra finalmente utilizada disponía de 3.076 hogares y 24.608 observaciones. El cuadro 1 muestra un descriptivo de las principales variables utilizadas en el trabajo con la muestra final de la ECPF.

⁷ En el año 2006 la ECPF fue sustituida por la Encuesta de Presupuestos Familiares, que es una encuesta de carácter anual y con sólo dos observaciones temporales por hogar.

Cuadro 1. Estadísticos descriptivos de las variables de la ECPF

Variable	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Nº de miembros	3,55	1,20	1	12
Nº de miembros menores de 15 años	0,73	0,86	0	6
Nº de miembros de 15 o más años	2,83	1,14	1	9
Edad *	44,63	8,34	25	59
Mujer*	0,14	0,35	0	1
Hasta estudios de primaria*	0,31	0,46	0	1
Estudios de secundaria primera etapa*	0,25	0,43	0	1
Estudios de secundaria segunda etapa*	0,19	0,39	0	1
Estudios universitarios*	0,23	0,42	0	1
Vivienda en alquiler	0,09	0,28	0	1
Vivienda en propiedad con hipoteca pendiente	0,51	0,49	0	1
Pareja	0,90	0,29	0	1
Gasto total (logaritmos)	7,35	0,73	4,34	10,74
Gasto no duraderos (logaritmos)	7,13	0,62	4,34	9,52

Nota: (*) información correspondiente al cabeza de familia.

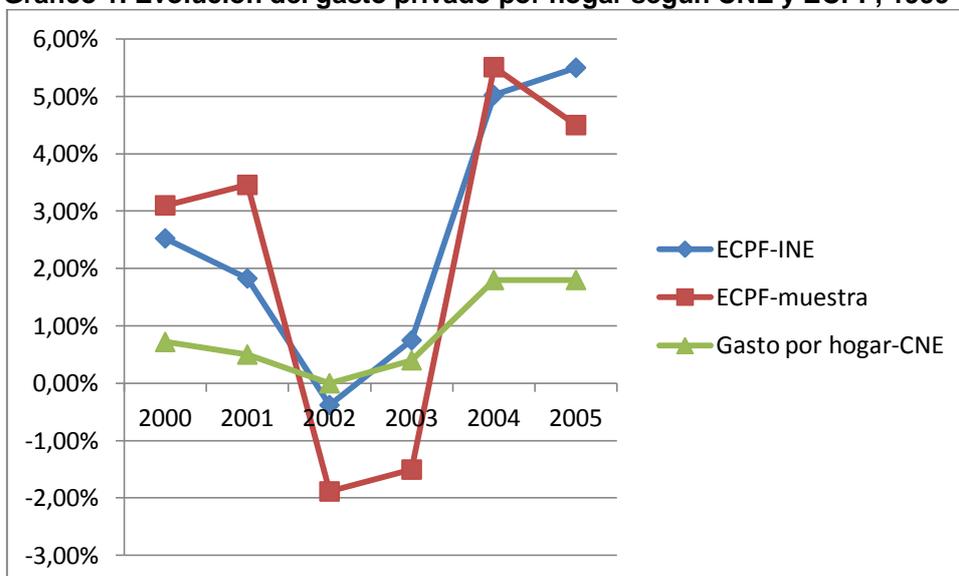
En la confección metodológica de la ECPF, los hogares no tienen que contestar siempre todas las partidas de gasto (INE, 1997). En concreto, para aquellas partidas de gasto más frecuente, esto es, las compras de frecuencia semanal⁸, los hogares alternan dos trimestres consecutivos respondiendo esta información y dos trimestres en que descansan. Para aquellas categorías de gasto de periodicidad de compra superior a la semana, todos los hogares debían contestar esta información durante todos los trimestres.⁹ Por ello, se decidió analizar las partidas de gasto en que los hogares contestaban siempre. Dentro del conjunto de este gasto, en adelante el gasto total, en el trabajo también se analiza separadamente el gasto en bienes y servicios no duraderos, el cual computa un 70,6% de ese gasto total para el conjunto del período analizado.

⁸ Las categorías de periodicidad de compra semanal corresponden esencialmente a bienes y servicios no duraderos. En concreto y siguiendo la clasificación de la COICP/HBS, son: los alimentos y bebidas no alcohólicas (grupo 01), las bebidas alcohólicas, tabacos y narcóticos (grupo 02), los artículos no duraderos para el hogar (clase 0561), carburantes y lubricantes (subclase 07221), pequeños servicios relativos a los vehículos personales (rúbrica 07214118), autobús y taxi urbano no escolar (rúbrica 0732116), servicios postales (subclase 0811), telégrafos y teléfonos públicos (rúbricas 0813112 y 0813127), artículos relativos a animales domésticos (rúbrica 0933126), cines, teatros y conciertos (clase 09421), museos, jardines botánicos y similares (clase 09422), juegos de azar (clase 0943), prensa, librería y papelería (clase 095), comidas y cenas en restaurantes (rúbrica 1111118), cafés, bares y similares (subclase 11112), dinero de bolsillo a menores residentes en el hogar (clase 127) y remesas a miembros del hogar no residentes en la vivienda (clase 128).

⁹ El análisis para los hogares y trimestres de la ECPF en que se contesta el gasto para todas las categorías, indica que el gasto en partidas de frecuencia de compra semanal representa un 33% del gasto total en términos nominales, no observándose una tendencia marcada en su peso a lo largo del período analizado.

El gráfico 1 presenta las tasas de crecimiento interanual medio de nuestra medida de gasto total para la muestra de hogares de la ECPF utilizada durante el periodo estudiado, 1999-2005, comparándola con otras dos series: el gasto privado por hogar de la Contabilidad Nacional (CNE),¹⁰ y la serie calculada con toda la muestra original de la ECPF para las mismas partidas que componen nuestra categoría de gasto total, ECPF-INE. En cuanto a la CNE, la serie de gasto privado por hogar muestra cómo los hogares españoles siguieron una senda muy moderada hasta los dos últimos años, con un crecimiento interanual medio del 0,87%.¹¹ Por su parte, la serie con toda la muestra original de la ECPF señala la misma senda que los datos de la CNE, si bien apunta a una evolución más expansiva del gasto de los hogares de la ECPF. Finalmente, el gasto total con nuestra muestra (ECPF-muestra) sigue el patrón marcado por el global de hogares de la ECPF.

Gráfico 1. Evolución del gasto privado por hogar según CNE y ECPF, 1999-2005



Respecto a la información laboral, el cuadro 2 muestra la evolución del desempleo para los hogares de nuestra muestra de la ECPF. El porcentaje de hogares con algún miembro parado en algún trimestre era del 15,51% para el conjunto del período y fue creciendo paulatinamente a lo largo del mismo, desde el 13,69% en 1999 hasta el 17,11% en 2005. La descomposición del desempleo en función de la relación de los miembros del hogar con el cabeza de familia indica que el crecimiento de los hogares con algún parado no es asignable a un aumento del desempleo del cabeza de familia,

¹⁰ La información utilizada referente al número total de hogares es la suministrada por el INE en la propia ECPF.

¹¹ La serie original sin descontar el crecimiento de los hogares muestra un crecimiento medio del gasto privado muy superior: 3,55%.

sino al resto de miembros, especialmente al cónyuge, cuyo grupo prácticamente dobló el porcentaje de desempleados, desde el 5,55% en 1999 al 9,12% en 2005.

Cuadro 2. Hogares con miembros parados en la ECPF, 1999-2005.

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Hogares con algún miembro desocupado	13,69%	14,20%	15,15%	15,08%	15,50%	16,35%	17,11%
Sust. principal parado	4,41%	4,36%	4,91%	4,85%	4,06%	5,26%	4,10%
Sust. secundario (cónyuge) parado	5,55%	5,59%	6,44%	6,35%	6,83%	7,33%	9,12%
Algún miembro parado otro que sust. principal o cónyuge	5,49%	5,41%	5,28%	5,54%	6,30%	5,79%	6,49%

Otra información relevante relacionada con la situación de paro es la relativa a su duración y al cobro de prestaciones por desempleo. En el cuadro 3 se muestra la distribución de la duración máxima del desempleo del cabeza de familia y el cónyuge (cuando existe). Como puede observarse, en más del 80% de casos estos individuos no experimentan nunca transiciones al desempleo, y cuando lo hacen, suelen ser de una duración inferior a los siete meses.

Cuadro 3. Distribución de los hogares de la ECPF en función de la duración máxima del desempleo del cabeza de familia y el cónyuge

Meses en desempleo	Sustentador principal			Sustentador secundario (cónyuge)*		
	Nº hogares	Frecuencia	Frecuencia acumulada	Nº hogares	Frecuencia	Frecuencia acumulada
0	2.661	86,5%	86,5%	2.134	80,2%	80,2%
1 a 3 meses	164	5,3%	91,8%	173	6,5%	86,7%
4 a 6 meses	83	2,7%	94,5%	92	3,4%	90,2%
7 a 9 meses	58	1,9%	96,4%	62	2,3%	92,5%
10 a 12 meses	23	0,7%	97,2%	47	1,7%	94,3%
Más de 12 meses	102	3,3%	100,0%	152	5,7%	100,0%

Nota: (*) en 456 hogares no hay cónyuge.

En cuanto al cobro de prestaciones (contributivas y/o asistenciales) de desempleo, mientras que un 15,51% de los hogares de la muestra tienen algún miembro parado, el porcentaje de hogares que reciben prestaciones por desempleo en algún trimestre es del 6,97%. Desagregando la información por trimestres, en aquellas observaciones en que los hogares responden tener algún miembro desempleado, en un 36,31% de casos los hogares declaran cobrar prestaciones por desempleo. Como se ha comentado antes, la ECPF no ofrece información desagregada de qué miembros cobran prestaciones, sino sólo si el hogar las percibe. En cualquier caso, la evidencia

descriptiva sugiere que el grado de cobertura difiere ampliamente entre los miembros del hogar. Así, entre los hogares con algún parado, si entre estos figura el cabeza de familia, en un 72,09% de hogares se declara cobrar prestaciones. Si entre este colectivo figura el cónyuge, el grado de cobertura se reduce hasta el 33,01%. Por su parte, si entre los parados hay algún otro miembro distinto de los dos anteriores, entonces el grado de cobertura se sitúa en el 22,09%.

4. Resultados

Este apartado se estructura en dos partes. En la primera, se presenta la estrategia econométrica y la especificación del modelo aplicado, mientras que en la segunda se comentan los principales resultados obtenidos.

4.1. Estrategia econométrica y especificación del modelo

La ecuación [5], de asignación intertemporal del consumo que incluye las transiciones al desempleo, se estimó aplicando el Método Generalizado de Momentos (GMM) bietápico, explotando las condiciones de ortogonalidad impuestas por la hipótesis de expectativas racionales (esto es, $E[X_{it}/\pi_{is}] = 0 \quad \forall t > s$, donde π_{is} es el conjunto de información conocida en el momento s , que es la incluida en la batería de instrumentos).

En concreto, se utiliza el estimador *system-GMM* de Blundell y Bond (1998). Este estimador se puede considerar una extensión del propuesto por Arellano y Bond (1991), donde estos últimos explotan las condiciones de momentos en un modelo en diferencias aplicable a aquellos casos en que se dispone de pocas observaciones temporales con relación al número de hogares. Blundell y Bond (1998) plantean mejorar las propiedades del estimador GMM de Arellano y Bond (1991) mediante el uso de condiciones de momentos con variables en diferencias como instrumentos en una ecuación en niveles, la cual se añadiría a las condiciones de momentos de las

variables en niveles retardadas en la ecuación en primeras diferencias del estimador de Arellano y Bond (1991).

De este modo, pues, el estimador aplicado combina en un sistema nuestra ecuación de consumo en diferencias con una ecuación de consumo en niveles. Los instrumentos de la regresión en diferencias lo formarían las variables en niveles, oportunamente retardadas, mientras que en la regresión en niveles los instrumentos estarían compuestos por variables en diferencias, igualmente retardadas.¹²

En cuanto a la especificación de la ecuación [5] de nuestro modelo, como se ha comentado anteriormente, el parámetro central objeto de contraste es el correspondiente al efecto de las transiciones al desempleo sobre el gasto de los hogares. La información laboral del hogar se especifica mediante la situación de desempleo de los diferentes miembros del hogar, su duración y si en el hogar algún miembro cobra prestaciones por desempleo. La ecuación [5] también incluye información de las preferencias de los hogares, para la que en este trabajo se han considerado las variables habituales en la literatura (edad del cabeza de familia y variables demográficas relacionadas con el tamaño del hogar-número de miembros con hasta 15 años y mayores-),¹³ y variables ficticias para controlar los shocks anuales agregados. Al igual que en Browning y Collado (2001), también se incluyeron variables trimestrales de la semana de entrevista de los hogares para controlar el patrón estacional del gasto.

En nuestro modelo de gasto en diferencias se supone que todas las variables, excepto las *dummies* temporales, son endógenas, por lo que se han instrumentalizado. El hecho de que los errores de medida del consumo provoquen una estructura MA(1) del término de perturbación aconsejó expresar los instrumentos en niveles y en diferencias, con al menos dos y tres retardos, respectivamente.^{14 15} Por otra parte,

¹² Para la estimación econométrica de nuestro modelo se utilizó el paquete estadístico STATA 11.

¹³ En estimaciones previas del modelo se incluyeron otras variables explicativas adicionales relacionadas con las preferencias, como el nivel de estudios del cabeza de familia o el régimen de propiedad de la vivienda principal. Dada su ausencia de significación estadística se decidió no incorporarlas al modelo finalmente estimado.

¹⁴ Las variables instrumentales en niveles fueron las siguientes: con dos retardos, el número de miembros desempleados en el hogar y si el sustentador principal estaba desempleado. Con tres retardos el gasto en no duraderos, el gasto en duraderos, el número de miembros con hasta 15 años y el número de miembros mayores de esa edad. Con cuatro retardos, se incluyó información del sustentador principal. En

como es usual en este tipo de estimaciones, se ha contrastado la existencia de autocorrelación de segundo orden y se han efectuado los correspondientes tests de Sargan de validez de la batería de instrumentos.

4.2. Resultados

Los resultados se presentan siguiendo una secuencia acorde con los objetivos del trabajo. Así, en primer lugar se contrasta hasta qué punto los hogares españoles son capaces de proteger su nivel de consumo previo ante la eventualidad del desempleo. Dentro del efecto global del desempleo, en el trabajo se analiza si las pérdidas del empleo de los diferentes miembros tienen un mismo peso en las decisiones de consumo de los hogares. En segundo lugar y condicionado a los resultados anteriores, se contrasta si, dentro del espacio temporal de dos años que permite la ECPF, se detectan diferencias en la intensidad del efecto de la pérdida del empleo a medida que pasa el tiempo. En ambos casos, se analiza si existe un efecto estadísticamente significativo en el comportamiento de gasto de los hogares en función de que la pérdida de ingresos que acompaña al tránsito al desempleo se vea compensada o no por la percepción de una prestación por desempleo.

En el cuadro 4 se muestran los resultados más generales de cómo las transiciones al desempleo afectan al patrón de consumo de los hogares, tanto para nuestra medida de gasto total como para la partida de gasto en no duraderos. En todos los casos, las variables correspondientes a la edad del sustentador principal y a las variaciones en el número de miembros en el hogar (tanto de aquellos con hasta 15 años como de aquellos otros mayores) no resultaron estadísticamente significativas. En cuanto a las variables temporales, tanto las trimestrales como las anuales resultaban, en cada caso, conjuntamente significativas al nivel del 1%. Por su parte, el test de Sargan no

concreto, variables dicotómicas de su nivel de estudios, su condición de funcionario, de ser asalariado con contrato indefinido y las categorías a un dígito de la clasificación nacional de ocupaciones (CNO-1994). También se incluyeron con cuatro retardos, las variables dicotómicas de si el hogar tiene dificultades para llegar a final de mes y del tamaño del municipio de residencia. Por su parte, los instrumentos en diferencias se especificaron con tres retardos y fueron los siguientes: si el régimen de propiedad de la vivienda principal está en alquiler o si es en propiedad con hipoteca pendiente, la edad y la edad al cuadrado del sustentador principal, y si es mujer.

¹⁵ En aras a mitigar que los errores de medida del gasto pudiesen condicionar los resultados, la muestra utilizada es el resultado de aplicar un filtro que eliminó los hogares con alguna variación intertrimestral del gasto per cápita en no duraderos superior al 300% o inferior al -80%.

rechaza la hipótesis nula de ausencia de correlación entre el término de error y nuestra batería de instrumentos. Igualmente, no se rechaza la ausencia de autocorrelación de segundo orden en el término de error. Estos resultados se repiten en el resto de estimaciones del trabajo, por lo que no se vuelven a comentar.

Respecto a las variables de desempleo, en las columnas 1 y 2 del cuadro 4 se muestran los resultados cuando la información laboral se especifica como el número de miembros del hogar que experimentan transiciones al desempleo. Los resultados indican que el incremento de una persona desempleada en el hogar tiene el efecto negativo esperado sobre el patrón intertemporal del consumo, si bien no es estadísticamente significativo para ninguna de las dos categorías de gasto.

Cuadro 4. Ecuaciones de Euler con transiciones al desempleo

	GT [1]	GND [2]	GT [3]	GND [4]	GT [5]	GND [6]
Constante	7,038 (0,000)	6,722 (0,000)	6,739 (0,000)	6,481 (0,000)	6,941 (0,000)	6,543 (0,000)
$Edad_t$	-0,003 (0,665)	0,001 (0,886)	-0,0007 (0,932)	0,002 (0,731)	-0,006 (0,353)	0,0002 (0,968)
$\Delta Hijos_{t+1}$	-0,240 (0,658)	0,047 (0,920)	0,148 (0,784)	0,506 (0,290)	0,149 (0,764)	0,408 (0,362)
$\Delta Adultos_{t+1}$	-0,316 (0,261)	-0,134 (0,571)	-0,155 (0,591)	-0,004 (0,985)	-0,342 (0,216)	-0,278 (0,261)
ΔN° desempleados $_{t+1}$	-0,055 (0,644)	-0,034 (0,750)	-	-	-	-
$\Delta Desemp. cabeza familia_{t+1}$	-	-	-0,562 (0,021)	-0,616 (0,004)	-0,535 (0,034)	-0,680 (0,004)
$\Delta Desemp. cónyuge_{t+1}$	-	-	0,272 (0,365)	0,193 (0,470)	0,374 (0,162)	0,202 (0,425)
$\Delta Desemp. otros miembros_{t+1}$	-	-	-0,131 (0,484)	-0,094 (0,578)	-0,095 (0,600)	-0,019 (0,911)
$\Delta Cobrar prestación paro_{t+1}$	-	-	-	-	-0,020 (0,920)	0,133 (0,466)
Variables temporales anuales	29,67 (0,000)	25,65 (0,000)	31,03 (0,000)	26,44 (0,000)	22,86 (0,000)	18,52 (0,002)
Variables temporales trimestrales	122,26 (0,000)	127,73 (0,000)	45,97 (0,000)	45,97 (0,000)	59,32 (0,001)	74,58 (0,000)
Test de Wald	1524,12 (0,000)	466,79 (0,000)	392,57 (0,000)	392,57 (0,000)	140,58 (0,000)	139,95 (0,000)
Test de Sargan	98,34 (0,584)	103,63 (0,436)	110,38 (0,340)	110,38 (0,340)	119,076 (0,239)	121,517 (0,194)
Test de autocorrelación AR(2)	-1,205	-1,188	-1,319	-1,251	-1,320	-1,469

Nota: *p-values* entre paréntesis.

Las columnas 3 y 4 repiten las estimaciones, en este caso, no obstante, identificando qué miembros pierden el empleo. En concreto, se incluyen como variables laborales, dos variables relativas a si el sustentador principal y el cónyuge (si existía) transitaron al desempleo, respectivamente, y una variable continua que recoge las variaciones en el número de personas desempleadas entre el resto de miembros del hogar distintos a

los cónyuges. La consideración de qué individuos experimentan transiciones al desempleo muestra resultados distintos. En efecto, la pérdida del empleo por parte del cabeza de familia presenta un efecto significativo sobre el patrón de gasto de los hogares, tomando un valor de -0.526 para el gasto total y de -0.616 para el gasto en no duraderos. Dado que estos valores representan variaciones intertrimestrales, su elevación a nivel anual indicaría una caída de la tasa de crecimiento del consumo del 2,2% y el 2,5%, respectivamente. En cambio, la pérdida del empleo en los otros dos grupos de individuos no altera el patrón de consumo previo al desempleo. Esto es, los resultados sugieren que los hogares españoles no son capaces de proteger completamente su consumo previo ante un shock de desempleo. Sin embargo, las únicas pérdidas de empleo con capacidad para alterar el patrón de consumo son las correspondientes al sustentador principal.

Las columnas 5 y 6 del cuadro 4 muestran las estimaciones que incorporan tanto la transición al desempleo de los distintos miembros del hogar como la variable de cobro de prestaciones. El coeficiente de esta última variable recogería si se detectan diferencias en la caída del consumo en función de que en el hogar se perciban transferencias de rentas en compensación por el desempleo. Para ninguna de las dos categorías de gasto se obtiene un efecto estadísticamente significativo de la percepción de prestaciones sobre el consumo de los hogares.¹⁶ De este modo, pues, y con las cautelas propias impuestas por las limitaciones de nuestra base de datos, los resultados no permiten concluir que la protección del nivel de consumo previo al desempleo de los hogares españoles dependa del cobro de prestaciones.

El segundo bloque de resultados es el relativo al efecto del desempleo en función de su duración. Para ello se hace necesario poder seguir al mismo tipo de individuos en todos los hogares. De este modo, los individuos analizados son el cabeza de familia y su cónyuge (si existía), ya que para el resto de miembros la tipología que se podía establecer dificultaba la interpretación de los resultados.

¹⁶ Igualmente, la introducción de interacciones entre las transiciones al desempleo (del cabeza de familia, el cónyuge y el resto de miembros del hogar) y la variable de prestaciones por desempleo en el hogar no mostraba en ningún caso un efecto estadísticamente significativo. Por su parte, la estimación del modelo de gasto restringida a los hogares de nuestra muestra con al menos una transición al desempleo durante el período de estudio tampoco mostraba un efecto estadísticamente significativo de las prestaciones sobre las decisiones intertemporales de gasto.

Cuadro 5. Ecuaciones de Euler y duración del desempleo

	GT [1]	GND [2]	GT [3]	GND [4]
Constante	6,706 (0,000)	6,469 (0,000)	6,822 (0,000)	6,433 (0,000)
<i>Edad_t</i>	-0,0004 (0,958)	0,0026 (0,721)	-0,0059 (0,589)	0,0008 (0,990)
Δ Hijos _{t+1}	0,122 (0,800)	0,542 (0,227)	0,280 (0,589)	0,623 (0,173)
Δ Adultos _{t+1}	-0,464 (0,098)	-0,197 (0,416)	-0,647 (0,020)	-0,378 (0,116)
<i>Cabeza familia desempleado hasta 6 meses_{t+1}</i>	-1,095 (0,000)	-0,977 (0,000)	-1,052 (0,003)	-1,026 (0,001)
<i>Cabeza familia desempleado 7 a 12 meses_{t+1}</i>	-0,670 (0,000)	-0,652 (0,000)	-0,605 (0,011)	-0,655 (0,002)
<i>Cabeza familia desempleado más de 12 meses_{t+1}</i>	-0,502 (0,000)	-0,419 (0,001)	-0,529 (0,025)	-0,448 (0,039)
<i>Cónyuge desempleado hasta 6 meses_{t+1}</i>	0,130 (0,661)	0,089 (0,723)	0,090 (0,761)	0,139 (0,577)
<i>Cónyuge desempleado 7 a 12 meses_{t+1}</i>	-0,104 (0,451)	-0,128 (0,326)	-0,151 (0,330)	-0,156 (0,278)
<i>Cónyuge desempleado más de 12 meses_{t+1}</i>	-0,087 (0,509)	-0,090 (0,469)	-0,128 (0,392)	-0,097 (0,477)
Prestación paro _{t+1}	-	-	-0,024 (0,942)	0,005 (0,985)
VARIABLES TEMPORALES ANUALES	36,92 (0,000)	32,81 (0,000)	34,57 (0,000)	29,64 (0,000)
VARIABLES TEMPORALES TRIMESTRALES	49,06 (0,020)	74,31 (0,000)	53,18 (0,025)	83,85 (0,000)
Test de Wald	182,08 (0,000)	177,94 (0,000)	171,10 (0,000)	235,80 (0,000)
Test de Sargan	123,09 (0,136)	121,13 (0,165)	114,89 (0,380)	114,16 (0,392)
Test de autocorrelación (AR2)	-1,056	-0,558	-0,400	-0,437

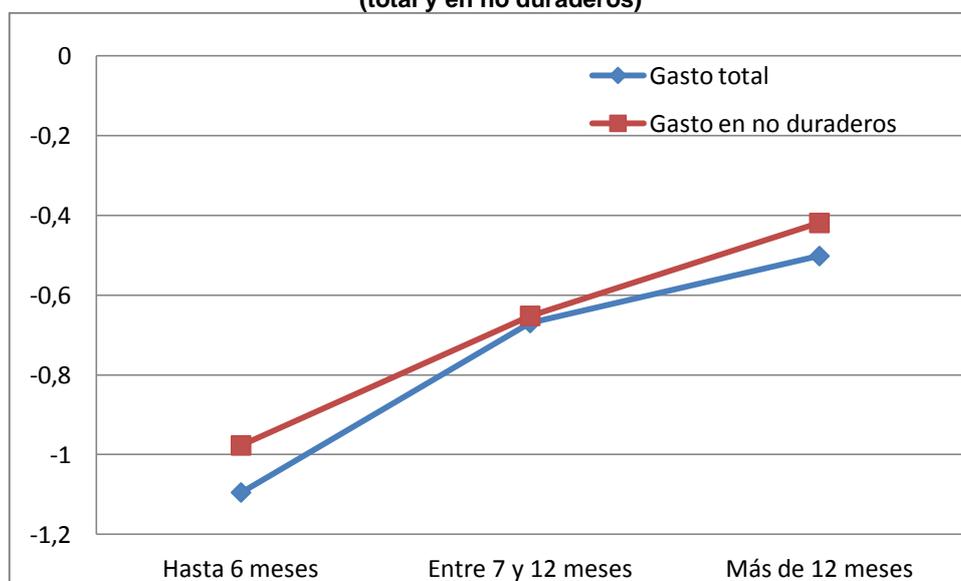
Nota: *p-values* entre paréntesis. Los hogares con el cabeza de familia empleado y, si existe, con el cónyuge empleado constituyen los dos grupos de referencia relativos a la duración del desempleo.

El cuadro 5 presenta los resultados de las estimaciones de gasto que incorporan como variables laborales la duración del desempleo del cabeza de familia y la del cónyuge. La información de la duración del desempleo se ha agrupado en cuatro situaciones: (a) el individuo no está desempleado en el trimestre de entrevista, (b) en el trimestre de entrevista se está desempleado y se llevan acumulados menos de 7 meses de paro, (c) el desempleado acumula entre 7 y 12 meses de paro, y (d) el desempleado acumula más de 12 de meses parado en el trimestre de entrevista. Cada una de las situaciones se ha especificado mediante una variable ficticia.

De los resultados del cuadro 5 pueden destacarse varias cuestiones: (1) en coherencia con los resultados del cuadro 4, la duración del desempleo sólo es significativa en el caso del cabeza de familia, apuntando este resultado, nuevamente, la necesidad de concretar la situación de desempleo dentro del hogar. Sólo la pérdida del empleo, y su duración, del cabeza de familia tiene un impacto negativo sobre la capacidad de mantener el nivel de bienestar material del hogar. En el caso del cónyuge, no se puede

rechazar la ausencia de significación conjunta de las variables de duración del desempleo. (2) Para el cabeza de familia, se observa cómo la pérdida del empleo supone una caída del consumo que se mantiene durante todo el período disponible. Esto es, el efecto negativo del shock de desempleo sobre el consumo se extiende durante varios semestres, en línea con el resultado de Stephens (2001) para los hogares norteamericanos. En cualquier caso, los valores estimados sugieren que el impacto negativo de la duración del desempleo sobre el consumo no es constante. Como se muestra en el gráfico 2, si la situación de desempleo es inferior a siete meses se produce una reducción del consumo, en comparación con los hogares con el cabeza de familia empleado, de -1,095 y -0,977 para el gasto total y en no duraderos, respectivamente. Si la situación de desempleo dura entre 7 y 12 meses, entonces el efecto negativo se reduce: -0,670 y -0,652. Finalmente, si el desempleo supera los doce meses entonces el consumo decrece, siempre en comparación al grupo de referencia, en -0,502 y -0,419, respectivamente.¹⁷ Así pues, el efecto del desempleo disminuye en el tiempo, reduciéndose a la mitad para situaciones de desempleo que superan el año de duración. (3) El cobro de prestaciones por desempleo tampoco resulta significativo en las estimaciones de la duración del desempleo (véanse las columnas 3 y 4). Este resultado vuelve a apuntar que no se observa un efecto diferencial en el patrón intertemporal de consumo de los hogares de la ECPF con desempleados por el hecho de cobrar prestaciones por desempleo.

Gráfico 2. Efecto de la duración del desempleo sobre el crecimiento del consumo (total y en no duraderos)



Nota: Los valores se calculan respecto a los hogares con el cabeza de familia empleado.

¹⁷ Los test de igualdad entre los coeficientes de la duración del desempleo de hasta 6 meses y entre 7 y 12 meses, por un lado, y entre 7 y 12 meses y para duraciones superiores al año, por el otro, fueron rechazados al nivel del 1% en todos los casos.

5. Conclusiones

Uno de los elementos más distintivos de la economía española es su alta tasa de paro, entre las más elevadas de los países de la OCDE. Muestra de ello es que en 2008, al inicio de la crisis económica, un 13,3% de los hogares españoles tenían algún miembro desempleado, un valor que subió hasta el 22,8% en 2011.

A pesar de la relevancia que las situaciones de desempleo puede tener en la toma de decisiones económicas de los hogares, la evidencia empírica microeconómica, tanto internacional como con datos españoles, es limitada, especialmente en el análisis de sus efectos sobre las decisiones de gasto. En buena medida ello se explica por la escasez de bases de datos apropiadas.

En este trabajo se presenta evidencia de hasta qué punto los hogares españoles son capaces de proteger su consumo cuando sus miembros experimentan transiciones al desempleo. Para ello se han utilizado datos de panel de consumo, comparando la senda de consumo de hogares con y sin transiciones al desempleo. En este sentido, en el trabajo se ha contrastado si el efecto del desempleo depende de la posición del individuo parado respecto al sustentador principal, de su persistencia en el tiempo y de si se cobran prestaciones por desempleo. La toma en consideración de todos estos elementos puede ayudar a la comprensión de cómo el incremento del desempleo en los últimos años podría estar afectando al bienestar de los hogares españoles.

Los resultados obtenidos están en línea con la literatura internacional, en donde se apunta que los hogares con el cabeza de familia que pierde el empleo reducen su nivel de consumo previo al shock laboral entre un 4% y un 10%. En nuestro caso, los resultados apuntan a una caída del gasto ligeramente superior al 2% en términos anuales para los hogares de la ECPF. En cualquier caso, el valor obtenido en este trabajo debe interpretarse como un valor mínimo, en tanto no se ha podido controlar por los gastos asociados a la asistencia al trabajo (i.e., se ha supuesto separabilidad entre ocio y trabajo). Igualmente, cabe tener en cuenta que nuestra base de datos no

permite conocer si la pérdida del empleo era una información conocida por los individuos con antelación. En la medida que una parte de las transiciones al desempleo pudiesen ser esperadas, es posible que los hogares ya hubiesen ajustado, al menos en parte, su patrón de consumo, hecho que sesgaría a la baja nuestros resultados.

A diferencia de la literatura previa, en el trabajo también se ha incluido información laboral del cónyuge y del resto de miembros del hogar en edad laboral. Al contrario que en el caso del cabeza de familia, nuestras estimaciones no permiten rechazar la ausencia de un efecto significativo de la pérdida del empleo de estos individuos sobre el patrón de gasto intertemporal. En la medida que una parte sustancial del nivel de desempleo español, superior al 60%, pero también de su variabilidad a lo largo del ciclo económico, está explicada por la situación de la pareja del cabeza de familia y de los hijos, el hecho de que sus transiciones laborales no afecten a los patrones intertemporales constituye un elemento relevante para aquellos trabajos que estiman el impacto global del desempleo y que merece una mayor investigación futura. Una explicación de la diferente significación del desempleo entre el cabeza de familia y el resto de miembros podría estar relacionada con el menor peso de los contratos temporales para el cabeza de familia (24,4% en 2005) que para el resto de miembros (40,2%), especialmente los hijos, que tenían una tasa de temporalidad del 50,8%. Así, la contratación temporal supondría una mayor probabilidad de pérdida del empleo y que los ingresos se considerasen, en mayor grado, como transitorios, hecho que podría explicar el menor impacto del desempleo entre estos miembros sobre el consumo del hogar. Desgraciadamente, esta información no estaba disponible en la ECPF.

Por otra parte, en el trabajo también se ha analizado cómo la duración del desempleo afecta al patrón de consumo. A diferencia de Bentolila e Ichino (2008), en nuestro caso sí se obtiene un efecto significativo a niveles estándar de la duración del desempleo. En consonancia con los resultados antes apuntados, se observa un efecto significativo y negativo de la duración de desempleo del cabeza de familia, pero no de la del cónyuge. En línea con Stephens (2001), el shock negativo de la pérdida del empleo del cabeza de familia se mantiene durante varios semestres. En cualquier caso, un resultado interesante es que ese impacto negativo se reduce con el tiempo: el ritmo de caída del consumo cuando el desempleo supera el año es la mitad que para

situaciones de desempleo de hasta seis meses. Así pues, los resultados de la ECPF sugieren que la pérdida del empleo del cabeza de familia supone un shock en el patrón de consumo, y donde su ajuste a un nuevo nivel de consumo se prolonga al menos durante los dos años disponibles de información de la base de datos utilizada.

Como se ha comentado, nuestros resultados difieren de Bentolila e Ichino (2008), el único trabajo directamente comparable, quienes no obtienen un efecto estadísticamente significativo de las variaciones en la duración del desempleo del cabeza de familia con datos de hogares españoles. Cabe tener en cuenta, no obstante, que estos autores analizan datos de la ECPF correspondientes a otro período, 1989-1996, y, sobre todo, a una categoría de consumo diferente, como son los alimentos. Diversos autores (Shea, 1994; Ziliak, 1998; Browning y Crossley, 2001) han apuntado que los hogares tienden a proteger preferentemente el consumo más básico, como los alimentos, en detrimento del resto de categorías. Desgraciadamente, la ausencia de información de panel de esta categoría de gasto en la ECPF-1997 imposibilita la comparación de resultados entre ambos trabajos.

Un último aspecto analizado ha sido el del impacto de las prestaciones por desempleo como compensadoras de ingresos. Las estimaciones econométricas no permiten rechazar la ausencia de un efecto estadísticamente significativo. De este modo, los resultados sugieren que el cobro de prestaciones por desempleo no es capaz de modificar la caída del consumo que acompaña la transición al desempleo, incluso en el caso de desempleo de los cabezas de familia. En cualquier caso, las limitaciones de la información disponible de esta variable en la ECPF obligan a una interpretación cautelosa de los resultados.

En definitiva, en este trabajo se ha abordado hasta qué punto el crecimiento del desempleo en España puede estar alterando el nivel de bienestar de sus hogares. Los resultados obtenidos, en el contexto de las limitaciones propias de la base de datos utilizada, apuntan que existe una pérdida de bienestar no despreciable en el corto plazo.

Bibliografía

- Anderson, T.W. y Hsiao, C. (1982): «Estimation of dynamic models with error components», *Journal of the American Statistical Association*, 76, pp. 598-606.
- Arellano, M. y Bond, S. (1991): «Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations», *Review of Economic Studies*, 58, pp. 277-297.
- Arellano, M. y Bover, O. (1995): «Another look at the instrumental variable estimation of error-components models», *Journal of Econometrics*, 68, pp. 29-51.
- Bentolila, S. e Ichino, A. (2008): «Unemployment and consumption near and far away from the Mediterranean», *Journal of Population Economics*, 21 (2), pp. 255-280.
- Blundell, R. y Bond, S. (1998): «Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models», *Journal of Econometrics*, 87, pp. 115-143.
- Browning, M. y Collado, M.D. (2001): «The response of expenditure to anticipated income changes», *American Economic Review*, 91 (3), pp. 681-692.
- Browning, M. y Crossley, T.F. (2001): «Unemployment Insurance Levels and Consumption Changes», *Journal of Public Economics*, 80(1), pp. 1-23.
- Browning, M. y Crossley, T.F. (2008): «The long-run cost of job loss as measured by consumption changes», *Journal of Econometrics*, 145, pp. 109-120.
- Browning, M. y Crossley, T.F. (2009): «Shocks, stocks and socks: smoothing consumption over a temporary income loss», *Journal of the European Economic Association*, 7(6), pp. 1169-1192.
- Casado, J.M., Fernández, C. y Jimeno, J.F. (2010): «La incidencia del desempleo en los hogares», *Boletín Económico del Banco de España* (febrero 2010), pp. 74-80.
- Castillo, S., Dolado, J. y Jimeno, J. (2000): «The fall in consumption from being unemployed in Spain and Portugal», en Blanchard, O. y Gaspar, V. (eds.): "The Portuguese labour market from an international perspective". MIT, Cambridge.
- Deaton (1992): «*Understanding Consumption*». Oxford: Oxford University Press.
- Dynarski, M. y Sheffrin, S.M. (1987): «Consumption and unemployment», *The Quarterly Journal of Economics*, 102 (2); pp. 411-428.

- Dynarski, M. y Gruber, J. (1997): «Can families smooth variable earnings?», *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, pp. 229-305.
- Gruber, J. (1997): «The Consumption Smoothing Benefits of Unemployment Insurance», *American Economic Review*, 87(1), 192–205.
- Hall, R.E. (1978): «Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: Theory and evidence», *Journal of Political Economy*, 86 (6), pp. 971-987.
- INE (1997): «Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (Renovada en el 2º trimestre de 1997). Metodología». Madrid.
- Jappelli, T. y Pistaferri, L. (2000): «Using subjective income expectations to test for excess sensitivity of consumption to predicted income growth», *European Economic Review*, 44, pp. 337-358.
- Lusardi, A. (1996): «Permanent income, current income, and consumption: Evidence from two data panel sets», *Journal of Business and Economic Statistics*, 75, pp. 48-56.
- Runkle, D.E. (1991): «Liquidity constraints and the permanent income hypothesis», *Journal of Monetary Economics*, 27, pp. 73-98.
- Shea, J. (1994): «Should We Test the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis with Food Consumption Data?», *Economics Letters*, 45, 63-68.
- Stephens Jr., M. (2001): «The Long-Run Consumption Effects of Earnings Shocks», *The Review of Economics and Statistics*, 83 (1), pp. 28-36.
- Stephens Jr., M. (2004): «Job Loss Expectations, Realizations, and household Consumption Behavior», *The Review of Economics and Statistics*, 86 (1), pp. 253-269.
- Zeldes, S. P. (1989): «Consumption and Liquidity Constraints: an Empirical Investigation», *Journal of Political Economy*, 97, 305-46.
- Ziliak, J. P. (1998): «Does the Choice of Consumption Matter? An Application to the Permanent-Income Hypothesis», *Journal of Monetary Economics*, 41, 201-216.