

EL EXCESO DE SENSIBILIDAD DEL CONSUMO AL CICLO ECONÓMICO. UN ANÁLISIS MICROECONÓMICO*

LLORENÇ POU GARCÍAS
JOAQUÍN ALEGRE MARTÍN
Universitat de les Illes Balears

JOSEP OLIVER ALONSO
Universitat Autònoma de Barcelona

En este trabajo se contrasta un modelo de renta permanente y expectativas racionales con datos de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares del período 1986-1996. Dentro de los argumentos de la función de utilidad, en el modelo propuesto no se impone separabilidad entre las categorías de consumo (alimentos, resto de no duraderos y duraderos). De los resultados se concluye que los hogares españoles utilizan la información futura esperada en su asignación intertemporal del consumo de no duraderos, si bien la ausencia de exceso de sensibilidad del consumo a los ingresos no es independiente del ciclo económico. Además, se rechaza la hipótesis de separabilidad entre categorías de consumo, la cual influye en la aceptación del modelo.

Palabras clave: consumo, hipótesis renta permanente, datos de panel, separabilidad del consumo, Elasticidad de Sustitución Intertemporal (ESI).

Clasificación JEL: D12, D91, E21.

Desde la publicación del trabajo de Hall (1978), el enfoque comúnmente seguido para analizar la asignación intertemporal del consumo es la hipótesis de renta permanente con expectativas racionales (HRP~ER). Ésta supone que los hogares incorporan inmediata y eficientemente toda la información disponible concerniente a sus recursos futuros (i.e. renta permanente). De este modo, ninguna variable retardada (información conocida) de-

(*) Dirección para correspondencia: Llorenç Pou, Campus Universitat de les Illes Balears -Edificio Jovellanos, C/ Crta. Valldemossa km 7,5 s/n CP: 07122. Palma de Mallorca-Islas Baleares. e-mail: llorens.pou@uib.es. Los autores desean expresar su agradecimiento a los comentarios y sugerencias del profesor José Luis Raymond. Llorenç Pou y Joaquín Alegre agradecen la ayuda financiera del Ministerio de Ciencia y Tecnología a través del proyecto SEC2002-01512.

bería disponer de capacidad predictiva sobre la variación actual del consumo, porque su efecto ya habría sido incorporado al conocerse. En caso contrario, se afirma que existe un exceso de sensibilidad del consumo a los ingresos. Las implicaciones de política económica que se derivan de la HRP~ER son diametralmente opuestas a las obtenidas en un modelo keynesiano simple. En efecto, si las decisiones de consumo se toman con base en la renta permanente, que, por definición, es un concepto más extenso que el de los ingresos corrientes, entonces las políticas de transformación transitoria de las rentas son menos eficientes que en un contexto keynesiano. En este caso, las actuaciones deberían ser de carácter permanente y desconocidas de antemano por los hogares.

La evidencia empírica disponible en la literatura internacional al contrastar la HRP~ER no es concluyente, rechazándose en la mayoría de trabajos con datos agregados, pero en un número menor con datos microeconómicos [véase Deaton (1992), Browning y Lusardi (1996) y Attanasio (1999)]. Las críticas sufridas por los trabajos que utilizan datos agregados, básicamente relacionadas con las implicaciones del supuesto del agente representativo y la falta de variabilidad de algunas variables al agregar desde el nivel micro [véase Deaton (1992) y Attanasio y Weber (1995)], han volcado los esfuerzos en el análisis microeconómico. En este último, y a pesar de las evidentes ventajas explicativas que permite el mayor nivel de información de los datos micro, sigue sin existir un consenso amplio sobre la validez de la HRP~ER. Así, los resultados obtenidos son sensibles a la categoría de consumo analizada [véase Lage (1991), Ziliak (1998) y Soulesles (1999, 2002)], a la capacidad predictiva de la información pasada, normalmente los ingresos [véase Altonji y Siow (1987), Shea (1995) y Lusardi (1996)], o al conjunto de variables explicativas incluidas, en especial las variables demográficas y del mercado laboral [véase Attanasio y Browning (1995) y Attanasio y Weber (1995)].

Desde mediados de los ochenta, la economía española ha experimentado un conjunto de cambios especialmente relevantes para el comportamiento del consumidor: envejecimiento de la población, liberalización de los mercados de capitales, flexibilización del mercado laboral, el debate sobre el papel del sector público o el aumento de la volatilidad del empleo, entre otros. Estos cambios afectan a los recursos presentes de los hogares, pero también a sus recursos futuros. Aunque el objetivo de este trabajo no es analizar ninguno de estos aspectos de manera particular, el alcance de los mismos sobre el consumo dependerá de si en su toma de decisiones los hogares incorporan la evolución esperada de sus recursos futuros, que es la cuestión planteada en este artículo. A esta cuestión respondieron en 1989 Jappelli y Pagano que, con datos agregados para el período 1961-84, postularon que el comportamiento del consumidor español se correspondía con el de una economía escasamente desarrollada, en la que el consumo privado estaba altamente determinado por la evolución de los ingresos corrientes.

Los trabajos con datos de panel microeconómicos para la economía española son escasos. Básicamente se ha utilizado la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF), rechazándose la HRP~ER cuando la variable dependiente es el consumo de no duraderos sin alimentos [véase López-Salido (1993)], pero no para el consumo de alimentos [véase López-Salido (1993) y Collado

(1998)]¹. Recientemente, Albarrán (2000) ha obtenido evidencia de la existencia de un comportamiento precautorio en el total de no duraderos para el período 1985-96, mientras que Browning y Collado (2001) no detectan un patrón de distribución del consumo a lo largo del año diferente entre aquellos hogares que reciben pagas extraordinarias y aquellos otros con un sistema retributivo lineal. En la mayoría de trabajos se supone que las preferencias de los consumidores sólo pueden modificarse por cambios en las variables sociodemográficas y laborales, siendo la excepción los que no imponen separabilidad entre las categorías de consumo. En concreto, en López-Salido (1993) se incluyen el gasto en alimentos (o en el resto de no duraderos) y en duraderos en la función de utilidad, mientras que en Collado (1998) se distingue el gasto en alimentos y en algunas subcategorías del resto de no duraderos.

Este trabajo plantea un modelo dinámico de consumo con ingresos estocásticos. En cuanto a la categoría de consumo, si distinguimos dentro del consumo de los no duraderos entre alimentos y resto de no duraderos, nuestro análisis se centra en los segundos. Se sigue este esquema dada la posibilidad de que la capacidad de asignación intertemporal difiera entre el consumo de alimentos (constituido por bienes básicos, más difícilmente transferibles en el tiempo [véase Meghir y Weber (1996)]) y el resto de los no duraderos (que incluye bienes semiduraderos y de elasticidad-renta superior a la unidad, como el ocio)², tal como demuestran Browning y Crossley (2000) en un trabajo teórico y plantea la evidencia empírica española con paneles puros [véase López-Salido (1993) y Collado (1998)] y algunos trabajos internacionales recientes [véase Ziliak (1998) y Soulesles (1999, 2002)]. En ese caso, la agregación de ambas categorías de consumo podría disminuir la potencia del test de la HRP~ER. La función de utilidad propuesta no supone separabilidad entre ninguna de las categorías de consumo (alimentos, resto de no duraderos y duraderos). Con ello se pretende evitar que la significación de la información conocida de los ingresos obedezca a un problema de omisión de variables de consumo como explicativas. Como se comenta más adelante, esta triple distinción resulta crucial en la interpretación de los resultados obtenidos.

En cuanto a la base de datos, la ECPF, se ha tenido especial cuidado en el control del gasto estacional determinista (que no es homogéneo entre los hogares), en la elección de los instrumentos de los ingresos (que incluye variables de estabilidad laboral y *dummies* del momento de anotación de las pagas extraordinarias) y en la variable tipo de interés (en cuya construcción se ha pretendido incluir el máximo de información posible de los hogares). Las dos primeras cuestiones han resultado esenciales para el contraste del exceso de sensibilidad del consumo a los ingresos, mientras que la última pretendía dotar de más variabili-

(1) La evidencia con pseudo-paneles tampoco es concluyente, no pudiéndose rechazar la HRP~ER para los alimentos ni todo el consumo de no duraderos en García (1995) y Cutanda (1995), pero sí para el consumo total en Cutanda (1995) y para un agregado de no duraderos en Cutanda (2002, 2003), respectivamente.

(2) Ante un aumento de la incertidumbre, los hogares protegen el consumo de alimentos en detrimento del resto de no duraderos [véase Shea (1994)]. Como es lógico, la otra categoría que debería presentar mayores dificultades para alisar su utilidad marginal es la de duraderos.

dad a la serie del tipo de interés con la que contratar una posible incidencia de la política monetaria. El período analizado cubre la segunda mitad de los ochenta y la primera mitad de los noventa, 1986.IV~1996.IV, por lo que se ha podido contrastar si los resultados están condicionados por la fase del ciclo económico.

Los resultados obtenidos indican que los hogares españoles utilizan la información futura en su asignación intertemporal del consumo, si bien el rechazo del exceso de sensibilidad del consumo a los ingresos no es independiente del ciclo económico. Por otra parte, se rechaza la hipótesis de separabilidad entre las categorías de consumo, la cual influye en la ausencia de rechazo de la HRP~ER.

La estructura del trabajo es la siguiente. En la sección primera se desarrolla el modelo teórico. La descripción y el tratamiento de la base de datos se comentan en la sección segunda, mientras que la sección tercera se destina a los aspectos econométricos. En la sección cuarta se muestran los resultados, dedicándose la última sección a la exposición de las principales conclusiones.

1. EL MODELO DE OPTIMIZACIÓN INTERTEMPORAL

El modelo toma como unidad de análisis el hogar, el cual se enfrenta a un problema de maximización dinámica de la utilidad esperada en tiempo discreto [1a], sujeto a una restricción presupuestaria intertemporal [1b], a una restricción de no negatividad de la riqueza en cada período [1c] con la que se pretende recoger el posible efecto de las restricciones de liquidez [véase Zeldes (1989b) y Hayashi (1997)], y en el que se supone que existe una relación de proporcionalidad entre el stock y el flujo de servicios de duraderos [1d],

Max.

$$E_t \sum_{i=1}^T \frac{1}{(1 + \delta_i)^{i-1}} U(CAL_{it}, CND_{it}, S_{it}; \theta_{it}) \quad [1a]$$

s.a.

$$A_{it} = (1 + r_{it-1})A_{it-1} + Y_{it} - CAL_{it} - CND_{it} - D_{it} \quad [1b]$$

$$A_{it} \geq 0 \quad [1c]$$

$$S_{it} = (1 - \rho)S_{it-1} + D_{it} \quad [1d]$$

donde $t=1, \dots, T$ son los períodos de decisión del hogar i . E_t es el operador esperanza condicionada al conjunto de información conocida en el momento t . δ_i es la tasa de descuento intertemporal del hogar. CAL_{it} , CND_{it} y S_{it} representan el consumo de alimentos, del resto de no duraderos (en adelante los no duraderos) y el stock de bienes duraderos, respectivamente. θ_{it} es una perturbación estocástica de las preferencias, Y_{it} los ingresos y A_{it} el stock de riqueza neta no humana. r_{it-1} corresponde al tipo de interés real neto de impuestos entre $t-1$ y t del activo de referencia. Finalmente, ρ es la tasa de depreciación del stock de duraderos, que se supone constante, y D_{it} el gasto en duraderos. Todas las variables están medidas en términos reales.

Las CPO resultantes de optimizar [1] son:

$$\frac{\partial U}{\partial CND_{it}} = \lambda_{it} \quad [2a]$$

$$\frac{\partial U}{\partial CAL_{it}} = \lambda_{it} \quad [2b]$$

$$\frac{\partial U}{\partial S_{it}} = \lambda_{it} - E_t \left[\lambda_{it+1} \left(\frac{1-\rho}{1+\delta_i} \right) \right] \quad [2c]$$

$$\lambda_{it} = E_t \left[\lambda_{it+1} \left(\frac{1+r_{it}}{1+\delta_i} \right) \right] + \mu_{it} \quad [2d]$$

$$\lambda_{it} [A_{it} - (1+r_{it})A_{it-1} - Y_{it} - CAL_{it} - CND_{it} - D_{it}] = 0; \quad \lambda_{it} \geq 0 \quad [2e]$$

$$\mu_{it} [A_{it}] = 0; \quad \mu_{it} \geq 0 \quad [2f]$$

donde λ_{it} es la utilidad marginal de la riqueza y μ_{it} el precio sombra de las restricciones de liquidez. Nótese en [2d] que si μ_{it} está operativa, el consumidor no dispone de recursos financieros para igualar su utilidad marginal entre períodos, por lo que su nivel de consumo en t es menor que el óptimo.

La combinación de las ecuaciones de [2] permite obtener las condiciones necesarias de equilibrio. En concreto, la conjunción de la ecuación [2a] con [2b] y [2c], respectivamente, plantea las condiciones de equilibrio intratemporal que debe cumplir el consumo de no duraderos,

$$\frac{\partial U}{\partial CND_{it}} = \frac{\partial U}{\partial CAL_{it}} \quad [3a]$$

$$\frac{\partial U}{\partial S_{it}} = \frac{\partial U}{\partial CND_{it}} - E_t \left[\frac{\partial U}{\partial CND_{it+1}} \frac{1-\rho}{1+\delta_i} \right] \quad [3b]$$

mientras que la condición de equilibrio intertemporal de los no duraderos se especifica como,

$$\frac{\partial U}{\partial CND_{it}} = E_t \left[\frac{\partial U}{\partial CND_{it+1}} \frac{1+r_{it}}{1+\delta_i} \right] + \mu_{it} \quad [4]$$

Las ecuaciones [3] indican que la asignación intratemporal entre las categorías de consumo debe igualar la utilidad marginal por unidad monetaria³. Por su parte, si en [4] se cumple que $\mu_{it}=0$, entonces no existen restricciones de liquidez y los hogares pueden alisar su utilidad marginal entre dos períodos consecutivos.

(3) En el caso de [3b] debe notarse que los bienes duraderos ofrecen servicios en el presente y en el futuro.

Si se combinan [3b] y [4], después de diversas operaciones se obtiene una nueva expresión del equilibrio intertemporal de no duraderos [véase Chah, Ramey y Starr (1995)], que ahora depende de la condición intratemporal entre duraderos y no duraderos, y que es la condición que debería ser contrastada empíricamente:

$$E_t \left[\frac{\partial U}{\partial \text{CND}_{it+1}} \frac{1+r_{it}}{1+\delta_i} \right] - \frac{\partial U}{\partial \text{CND}_{it}} = \frac{1+r_{it}}{(1-\rho)} \text{CU} \left[\frac{\partial U}{\partial \text{CND}_{it}} - \frac{1}{\text{CU}} \frac{\partial U}{\partial S_{it}} \right] \quad [5]$$

donde $\text{CU} = 1 - \frac{(1-\rho)}{1+r_{it}}$ representa el coste de uso de los bienes duraderos.

Si existen restricciones de liquidez, la expresión entre corchetes del miembro de la derecha de [5] deja de ser cero y las divergencias intratemporales entre no duraderos y duraderos dispondrán de capacidad predictiva sobre la asignación intertemporal del consumo de no duraderos, las cuales suelen ser omitidas en la mayoría de trabajos empíricos, normalmente por no disponerse de esta información en las bases de datos.

En Pou (2001) se demuestra que, con independencia de la función de utilidad introducida en [5], la expresión resultante es siempre una función del nivel de stock de bienes duraderos. Desgraciadamente, esta información no está disponible en la ECPF, por lo que la ecuación [5] no puede contrastarse empíricamente, aunque sí se puede aproximar la variación del stock de duraderos, como se comenta más adelante. De este modo, la condición de equilibrio intertemporal de los no duraderos finalmente contrastada es la habitual en la literatura, [4], donde la posible fuente de restricciones de liquidez queda indeterminada, si bien de la ecuación [5] sabemos que puede depender del stock de duraderos.

La función de utilidad, que es del tipo con aversión relativa al riesgo constante para incorporar el efecto de la incertidumbre a través de la convexidad de la utilidad marginal [véase Kimball (1990)], se establece como una forma multiplicativa entre las categorías de consumo y el vector θ_{it} de preferencias⁴,

$$U(\text{CND}_{it}, \text{CAL}_{it}, S_{it}; \theta_{it}) = \frac{1}{1-\alpha} \text{CND}_{it}^{1-\alpha} \frac{1}{1-\Phi} \text{CAL}_{it}^{1-\Phi} \frac{1}{1-\Psi} S_{it}^{1-\Psi} \exp(\theta_{it}) \quad [6]$$

La especificación θ_{it} se compone de una parte estocástica 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, NM_{it}) y de oferta de trabajo (número de perceptores de ingresos, NP_{it} , y situación de paro del sustentador principal, PP_{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, ϖ_{it} , que suponemos no está correlacionado con β_i .

(4) El contraste de la ecuación [4], al incluir una función de utilidad que no impone separabilidad entre las categorías de consumo, está en la línea de López-Salido (1993) y Collado (1998).

$$\theta_{it} = b_0 edad_{it} + b_1 edad_{it}^2 + b_2 NM_{it} + b_3 NP_{it} + b_4 PP_{it} + \beta_i + \bar{\omega}_{it} \quad [7]$$

Si se intercambian los miembros derecho e izquierdo de [4], se dividen ambos miembros por $\partial U/\partial CND_{it}$, normalizamos el término μ_{it} a través de la igualdad $\mu_{it} = \mu'_{it} E_t[(\partial U/\partial CND_{it+1}) \cdot ((1+r_{it})/(1+\delta_i))]$ propuesta por Zeldes (1989b), y aplicamos expectativas racionales, la asignación intertemporal de los no duraderos viene dada por,

$$\left[\frac{\frac{\partial U}{\partial CND_{it+1}} \frac{1+r_{it}}{1+\delta_i}}{\frac{\partial U}{\partial CND_{it}}} \right] (1 + \mu'_{it}) = 1 + \varepsilon_{it+1} \quad [8]$$

donde el término ε_{it+1} recoge los errores de previsión (del tipo de interés y de la tasa marginal de sustitución) y cumple que es un error de esperanza cero que no está correlacionado con ninguna variable incluida en el conjunto de información del consumidor conocida en t , $E[\varepsilon_{it+1}/\Omega_{it}] = 0$.

Si sustituimos la función de utilidad [6] en la condición de primer orden [8] obtenemos,

$$\left[\frac{CND_{it+1}}{CND_{it}} \right]^{-\alpha} \left[\frac{CAL_{it+1}}{CAL_{it}} \right]^{1-\phi} \left[\frac{S_{it+1}}{S_{it}} \right]^{1-\Psi} \left(\frac{1+r_{it}}{1+\delta_i} \right) (1 + \mu'_{it}) \exp[\theta_{it+1} - \theta_{it}] = 1 + \varepsilon_{it+1} \quad [9]$$

que al aplicar logaritmos y reordenar, permite reescribir la expresión intertemporal del consumo de no duraderos de la forma⁵,

$$\begin{aligned} \Delta \ln CND_{it+1} = & \frac{1}{\alpha} [\theta_{it+1} - \theta_{it}] + \frac{1}{\alpha} \ln \left(\frac{1}{1+\delta_i} \right) + \frac{(1-\phi)}{\alpha} \Delta \ln CAL_{it+1} + \frac{(1-\Psi)}{\alpha} \Delta \ln S_{it+1} + \\ & + \frac{1}{\alpha} r_{it} - \frac{1}{\alpha} \ln(1 + \varepsilon_{it+1}) + \frac{1}{\alpha} \ln(1 + \mu'_{it}) \end{aligned} \quad [10]$$

Tal como se especifica en Zeldes (1989b), el término $[\theta_{it+1} - \theta_{it}]$, que en nuestro caso está ampliado a variables laborales para condicionar la utilidad del consumo a las decisiones del hogar referentes al mercado laboral [véase Browning y Meghir (1991)], se puede reescribir como:

$$\begin{aligned} [\theta_{it+1} - \theta_{it}] = & b_0 + b_1 (edad_{it+1}^2 - edad_{it}^2) + b_2 \Delta NM_{it+1} + b_3 \Delta NP_{it+1} + b_4 \Delta PP_{it+1} + \Delta \bar{\omega}_{it+1} = \\ = & b_0 + b_1 edad_{it} + b_2 \Delta NM_{it+1} + b_3 \Delta NP_{it+1} + b_4 \Delta PP_{it+1} + \Delta \bar{\omega}_{it+1} \end{aligned}$$

donde se supone que los cambios en las preferencias, $\Delta \bar{\omega}_{it+1}$, son estacionarios con media incondicional cero.

(5) Siguiendo la aproximación para valores pequeños $\ln(1+x) \approx x$, el tipo de interés puede aproximarse como r_{it} .

Aunque en la ECPF no se dispone de información del stock de duraderos, se ha efectuado una aproximación a su variación a partir de la información del gasto en duraderos y de la relación de proporcionalidad existente entre el stock y el flujo de los servicios de duraderos, $S_{it+1} = (1-\rho)S_{it} + D_{it+1}$. Si pasamos D_{it+1} al miembro de la izquierda, dividimos ambos miembros por S_{it+1} , tomamos logaritmos y reordenamos se obtiene la expresión, $\Delta \text{Ln} S_{it+1} = \text{Ln}(1-\rho) - \text{Ln}(1 - [D_{it+1}/S_{it+1}])$. Siguiendo a López-Salido (1993), la expresión $-\text{Ln}(1 - [D_{it+1}/S_{it+1}])$ puede aproximarse mediante una variable cualitativa que toma valor uno cuando el hogar muestra un gasto positivo en bienes duraderos y cero en caso contrario⁶. Aunque con limitaciones, esta propuesta permite establecer un puente entre el modelo teórico y la disponibilidad de datos.

Si sustituimos $[\theta_{it+1} - \theta_{it}]$ y la expresión de la variación del stock de duraderos en [10], y se aplica una expansión de Taylor de segundo orden del término de error, $\text{Ln}(1 + \varepsilon_{it+1})$, para que éste tenga media cero [véase Zeldes (1989b)], la ecuación de Euler del consumo de no duraderos resultante es:

$$\Delta \text{Ln} \text{CND}_{it+1} = k_{0i} + k_1 \text{edad}_{it} + k_2 \Delta \text{NM}_{it+1} + k_3 \Delta \text{NP}_{it+1} + k_4 \Delta \text{PP}_{it+1} + k_5 \Delta \text{Ln} \text{CAL}_{it+1} + k_6 (-1) \text{Ln} \left[1 - \frac{D_{it+1}}{S_{it+1}} \right] + \gamma_{it} + k_7 \Delta \text{Ln} Y_{it+1} + H_{it+1} \tag{11}$$

con

$$k_{0i} = \frac{1}{\alpha} \left(b_0 + \text{Ln} \left(\frac{1}{1 + \delta_i} \right) + (1 - \Psi) \text{Ln}(1 - \rho) + \frac{1}{2} \sigma_{\varepsilon_{it+1}}^2 \right);$$

$$k_1 = \frac{b_1}{\alpha}; \quad k_2 = \frac{b_2}{\alpha}; \quad k_3 = \frac{b_3}{\alpha}; \quad k_4 = \frac{b_4}{\alpha};$$

$$k_5 = \frac{1 - \Phi}{\alpha}; \quad k_6 = \frac{1 - \psi}{\alpha}; \quad \gamma = \frac{1}{\alpha}; \quad H_{it+1} = \frac{1}{\alpha} \left[\Delta \bar{\sigma}_{it+1} - \text{Ln}(1 + \varepsilon_{it+1}) - \frac{1}{2} \sigma_{\varepsilon_{it+1}}^2 \right]$$

La hipótesis central que se contrasta en este trabajo es si los hogares asignan intertemporalmente sus recursos. Con este fin, en la ecuación [11], que es la contrastada en la parte empírica, se han incluido los ingresos (en este caso la variación esperada de los ingresos, $\Delta \text{Ln} Y_{it+1}$). Si los ingresos, en niveles o en variaciones, resultan estadísticamente significativos, $k_7 \neq 0$, entonces se rechaza la HRP~ER basada en la asignación intertemporal a partir de la información futura esperada. En cuanto a la fuente que provocaría el exceso de sensibilidad del consumo a los ingresos, si los hogares estuviesen sujetos a restricciones de liquidez, los ingresos esperados serían significativos y recogerían el efecto de $\text{Ln}(1 + \mu'_{it})$, que por definición es inobservable. Por otra parte, nótese que el término de perturbación incluye el ahorro precautorio a través del término $\sigma_{\varepsilon_{it+1}}^2$, de forma que

(6) Si no hay gasto en duraderos, D_{it+1} es cero (que es el logaritmo de 1). Si D_{it+1} es positivo y menor que el stock de duraderos S_{it+1} , entonces el logaritmo de un número entre cero y uno es negativo, pero es positivo al estar la expresión D_{it+1}/S_{it+1} multiplicada por -1 , resultando aproximado por el valor uno de la *dummy*.

un aumento de la incertidumbre provocaría una mayor tasa de variación del consumo (se traslada consumo presente al futuro), la cual sería más grande, cuanto mayor fuese la elasticidad de sustitución intertemporal⁷, γ . De este modo, si el motivo precaución estuviese operativo, éste también podría ser recogido por los ingresos [véase Zeldes (1989a)]. De lo anterior se deduce que la significación de los ingresos puede tener diferentes fuentes (restricciones de liquidez, motivo precaución, hábitos de consumo o comportamiento miope, básicamente), por lo que la detección de un exceso de sensibilidad del consumo a los ingresos deja indeterminada la causa que lo provoca. Sin embargo, la división según fases del ciclo económico permite valorar, aunque sea indirectamente, la incidencia del comportamiento miope, que no debería depender del ciclo económico.

Las otras dos hipótesis que se contrastan son la existencia de separabilidad del consumo de no duraderos con los alimentos y los bienes duraderos, $k_5 = 0$ y $k_6 = 0$, respectivamente, y la insensibilidad del crecimiento del consumo a variaciones del tipo de interés, $\gamma = 0$.

Un último aspecto a destacar se refiere al efecto del gasto en bienes duraderos sobre el posible exceso de sensibilidad del consumo de no duraderos a los ingresos. En los trabajos que no suponen separabilidad entre el consumo de no duraderos (con independencia del nivel de agregación de bienes dentro de esta categoría) y los bienes duraderos, sólo se incluyen estos últimos como variable explicativa de gasto [véase López-Salido (1993), Brugiavini y Weber (1994) y Chah, Ramey y Starr (1995)]. En estos casos resulta imposible distinguir si la pérdida de significación de los ingresos obedece a la existencia de restricciones de liquidez (que ahora podrían ser recogidas por los duraderos) o a la no separabilidad entre duraderos y no duraderos [véase Attanasio (1994)]. En nuestro caso, la estimación adicional de las ecuaciones de Euler de no duraderos incluyendo como variable explicativa de gasto sólo a los alimentos, permite distinguir ambos casos. En efecto, al estar los alimentos menos sujetos a restricciones de liquidez [véase Deaton (1992), López-Salido (1993), Meghir y Weber (1996) y Collado (1998)], si su inclusión provoca una pérdida de significación de los ingresos entonces ésta es asignable a la no separabilidad entre las categorías de consumo.

2. DESCRIPCIÓN Y TRATAMIENTO DE LOS DATOS

La base de datos utilizada es la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares para el período 1986.IV~1996.IV. La ECPF, elaborada por el INE, se establece como un panel trimestral rotatorio representativo de la población española, que se renueva en un 12,5% cada trimestre, por lo que los hogares contestan un máximo de ocho encuestas (trimestres). Los hogares a entrevistar en cada trimestre se distribuyen homogéneamente a lo largo del mismo, entrevistándose cada uno de ellos durante una semana. La ECPF ofrece información de los ingresos, del gasto y de variables sociodemográficas y laborales de las familias [véase INE (1992)].

(7) γ depende de la aversión relativa al riesgo, α , que se supone constante e igual para todos los hogares.

Los elementos distintivos de la ECPF, y que la presentan como una encuesta especialmente interesante para el contraste de la HRP~ER, son los siguientes. En primer lugar, sigue a los mismos hogares ocho trimestres consecutivos, cuando otras encuestas trimestrales de gasto sólo siguen a los hogares durante un año, como en el caso del CEX americano. En segundo término, dispone de información de todo el gasto de los hogares. Finalmente, los ingresos monetarios presentan un alto grado de variabilidad intertrimestral (del orden de entre el 15 y el 30% en términos reales), generado en buena parte por la existencia de pagas extraordinarias [véase Browning y Collado (2001) y Pou y Alegre (2002)]. Que esa variabilidad sea en parte predecible resulta crucial en un contexto de expectativas racionales y redundante en una capacidad explicativa de los instrumentos de los ingresos superior a la habitualmente obtenida con otras bases de datos [véase Browning y Lusardi (1996) y Lusardi (1996)].

Del conjunto de hogares entrevistados en la ECPF en el período objeto de estudio, 30.130 hogares, se escogieron aquellos cuyo sustentador principal tenía entre 25 y 80 años, y que contestaron la encuesta durante los ocho trimestres. Además, siguiendo los trabajos de Attanasio y Browning (1995), Lusardi (1996) y DeJuan y Seater (1999), se excluyeron los hogares cuyo sustentador principal es empresario, dado que para este grupo de hogares resulta más difícil distinguir entre los ingresos y el consumo⁸. Aunque los trabajos anteriores con datos de la ECPF sí incluyen a los empresarios, el contraste de la HRP~ER requiere disponer de una potente capacidad explicativa de los ingresos, lo cual llevó a no incluir este tipo de hogares. Sobre la muestra resultante, 7.746 hogares, se aplicaron diversos filtros para evitar que errores de medida extremos pudiesen condicionar los resultados, quedando una muestra final de 6.675 hogares. En el anexo I, en el que se detallan los filtros efectuados, se muestra cómo la exclusión de los hogares de empresarios y de aquellos no empresarios con variaciones muy acusadas de ingresos y/o gasto en no duraderos (que se asignan a errores de medida extremos) permite aumentar sustancialmente la R^2 ajustada de los ingresos y el gasto en no duraderos. Ello es especialmente importante en un contexto, como el adoptado en este trabajo, en el que la no consideración de los errores de medida extremos sesga los resultados hacia la aceptación de la HRP~ER vía una menor capacidad predictiva de los instrumentos de los ingresos [véase Shea (1995)].

En cuanto a las variables utilizadas, los ingresos corresponden a los monetarios después de impuestos en términos reales de 1985. Las 215 subcategorías de gasto disponibles en la ECPF se agruparon en las categorías de alimentos (dentro y fuera del hogar), no duraderos (que incluye los semiduraderos, vestidos y calzado, pero no el gasto en educación que se considera una inversión) y duraderos, acorde con la propia clasificación establecida en la ECPF por el INE (1992). Cada una de las tres categorías se deflactó mediante un índice de precios de Stone específico para cada hogar, a partir del índice de precios nacional de cada subcategoría de gasto elaborado por el INE, que se ponderó según su peso en el gasto total en esa categoría. Mientras los ingresos y el gasto en alimentos y en no duraderos se expresan en lo-

(8) Véase Pou y Alegre (2002) para una exposición del seguimiento de los hogares de la ECPF y de la representatividad de los ingresos y gastos anotados en la encuesta con los de la CNE.

garitmos, el gasto en duraderos se especifica como una variable dicotómica, que toma valor uno si se efectúa un gasto superior a 60,10 euros reales de 1985, que corresponde al valor del 25% superior a la mediana, y cero en caso contrario⁹. Las variables correspondientes a edad, número de miembros y número de perceptores se establecen como variables continuas. Por su parte, las transiciones laborales al desempleo del sustentador principal se controlan a partir de una variable dicotómica, que toma valor uno si está parado en la semana de entrevista y cero en caso contrario. En el anexo II se muestra un cuadro descriptivo de las variables utilizadas.

Respecto a los tipos de interés, el tipo de interés real neto de impuestos, R_{it} , puede descomponerse en el tipo de interés nominal antes de impuestos, i_{it} , el tipo impositivo, τ_{it} , y la tasa de inflación, π_{it} , según la expresión: $R_{it} = i_{it}(1-\tau_{it})-\pi_{it}$. El repaso de la literatura con datos de la ECPF sobre el signo (y significación estadística) del coeficiente de los tipos de interés no es concluyente, existiendo tanto trabajos con un signo positivo [véase López-Salido (1995), Albarrán (2000), Cutanda (2002, 2003) y Carrasco, Labeaga y López-Salido (2002)], como con un signo negativo [véase López-Salido (1993), Cutanda (1995), Collado (1998), Browning y Collado (1999) y Labeaga, Preston y Sanchis-Llopis (2001)]¹⁰. Un elemento común de todos estos trabajos es la utilización de un tipo de interés nominal neto de impuestos igual para todos los hogares entrevistados en el mismo trimestre. La individualización de los tipos de interés suele conseguirse a través de la tasa de inflación, que se calcula para cada hogar mediante un índice de Stone. En este trabajo se ha utilizado la información de la ECPF para la asignación del tipo de interés nominal antes de impuestos y del tipo impositivo, que diferirían entre los hogares. Con ello se pretende dotar de mayor variabilidad al tipo de interés para contrastar si el signo y el valor del coeficiente del tipo de interés son sensibles a dicha información.

Para la elaboración de los tipos de interés nominales antes de impuestos se utilizaron originariamente dos series, disponibles en el Boletín Estadístico del Banco de España, de las Cajas de Ahorro, que en muchos casos eran las entidades dominantes de este tipo de activos y pasivos. La primera serie utilizó el promedio de los tipos de interés nominales de las operaciones activas entre uno y tres años y de las operaciones pasivas entre uno y dos años. La segunda se basó en el tipo de interés del mercado hipotecario. Si el hogar declaraba efectuar pagos en concepto de créditos hipotecarios se utilizó esta segunda serie y en caso contrario la primera. En cuanto al tipo impositivo, los ingresos anotados en la ECPF son netos de impuestos, por lo que la obtención del tipo impositivo anual de cada hogar requirió simular la declaración fiscal de los hogares [véase Pou (2001)]¹¹. Finalmente,

(9) Los resultados no se vieron afectados al utilizar otros valores mínimos del gasto en duraderos.

(10) Más allá de la necesidad de que la ESI sea positiva para garantizar la concavidad de la función de utilidad, el signo de la ESI no es una cuestión cerrada a nivel teórico. Véase Deaton (1992, cap. 2) para una discusión de las indefiniciones existentes respecto al signo esperable en las ecuaciones de Euler de consumo con microdatos.

(11) La simulación de la declaración fiscal de los hogares consistió en la estimación de su base imponible esperable a partir de los ingresos netos y de la información sociodemográfica y económica disponible en la ECPF. La hipótesis central adoptada en la simulación era que todos los ingresos eran generados por el sustentador principal.

se incluyó la tasa de inflación *ex-post* de cada hogar en la categoría de no duraderos, calculada a partir del índice de precios de Stone antes comentado. Después de todas estas operaciones, la serie final del tipo de interés disponía de una mayor variabilidad, tanto intertemporal como intratemporal¹².

Una última cuestión a considerar tiene que ver con el control de la variabilidad del consumo de no duraderos y de los ingresos, que resulta especialmente crucial en un contexto de expectativas racionales. Respecto al gasto trimestral, parte del mismo es el resultado de condicionantes climáticos o producto de factores culturales y sociales. En este sentido, parte de la variabilidad del gasto es de carácter estacional (gastos de calefacción, gastos escolares, vacaciones, etc), por lo que suele afectar a toda la población¹³ [véase Paxson (1993)] y es altamente predecible [véase Miron (1986)]. En este último caso, la aplicabilidad de expectativas racionales descansa sobre el supuesto de un control adecuado de ese gasto estacional [véase Miron (1986)]. La opción tomada en la literatura, dado que es un efecto común a toda la población, consiste en introducir variables ficticias en la ecuación de Euler para cada uno de los periodos en cuestión.

En la literatura con datos de la ECPF es usual la introducción de variables ficticias trimestrales, lo cual equivale a imponer que el parámetro del gasto estacional es el mismo para todos los hogares del trimestre. Sin embargo, puesto que los hogares de la ECPF no se entrevistan en la misma semana, sino repartidos homogéneamente a lo largo del trimestre¹⁴, y deben anotar el gasto en no duraderos de las cuatro últimas semanas (incluyendo la de la entrevista), entonces los gastos anotados se circunscriben a conjuntos de semanas distintos y, por lo tanto, existe la posibilidad de que el componente estacional también difiera entre los hogares, especialmente entre aquellos entrevistados a principios y final del trimestre. En la ECPF el gasto en no duraderos no sólo difiere entre trimestres para un mismo hogar, sino también entre hogares dentro de un mismo trimestre según la semana en que se entrevistan, existiendo dos niveles de gasto dentro del trimestre, según que los hogares sean entrevistados en las cuatro primeras semanas del trimestre o en las restantes [véase Pou y Alegré (2002)]. En consecuencia, en este trabajo se

(12) Al comparar la serie de tipos de interés sintética neta de impuestos propuesta en Cuenca (1994), que es la mayoritariamente utilizada en la literatura con datos de la ECPF, y la obtenida a partir de la mediana de nuestra muestra se obtuvo una correlación de 0,888. Esto es, la principal diferencia entre ambas series reside en su variabilidad de corte transversal.

(13) Otra causa que podría provocar un componente estacional del gasto son las restricciones de liquidez [véase Paxson (1993)]. En este último caso el componente estacional del gasto se centraría en aquellos hogares con más dificultades para acceder a crédito externo [véase Zeldes (1989b) y Jappelli (1990)]. Para el caso español, Browning y Collado (2001) demuestran que el patrón estacional del gasto no difiere entre aquellos hogares que reciben pagas extras y aquellos otros con un sistema retributivo constante a lo largo del año. Igualmente, la segmentación de nuestra muestra en base al nivel de renta, según que los hogares se situasen por encima o debajo de la mediana de ingresos, no mostraba un patrón estacional del gasto distinto. De este modo, al ser los hogares ricos menos susceptibles de estar sujetos a restricciones de liquidez y presentar el mismo patrón estacional que los hogares con menos recursos, los resultados sugieren que el componente estacional podría asignarse a preferencias estacionales.

(14) El INE divide el trimestre en ocho grupos de una semana y media cada una. Cada hogar se entrevista en uno de esos ocho grupos.

supone la existencia de dos patrones de gasto dentro del trimestre, delimitados por el hecho de que los hogares sean entrevistados durante el primer mes o en los dos restantes, introduciéndose en el modelo empírico una *dummy* estacional para cada uno de estos dos períodos. Nótese que en el supuesto de que no existiesen diferencias en el gasto estacional dentro del trimestre, entonces los resultados entre esta propuesta y la seguida en la literatura con datos de la ECPF no deberían diferir.

En cuanto a los ingresos monetarios, parte de ellos ha sido objeto de un proceso de reasignación. En efecto, en la ECPF se anotan los ingresos percibidos en los tres meses naturales anteriores al del inicio de la encuesta. Ello implica que la paga extraordinaria de diciembre no puede anotarse hasta el trimestre siguiente. En el caso de aquellos hogares entrevistados al final de cada trimestre, el criterio de anotación de los ingresos produce un importante alejamiento entre el momento de cobro real y el de anotación de esa paga extra¹⁵, y que coincide con un momento de gasto bajo, lo que se traduce en una correlación negativa entre las variaciones del gasto y de los ingresos. Para intentar reducir este efecto distorsionador, a los ingresos monetarios de los hogares entrevistados al final del primer trimestre se les ha aplicado un conjunto de reasignaciones, propuestas en Pou y Alegre (2002), dirigidas a acercar el momento de anotación de la paga extra en la ECPF al de cobro real¹⁶. En Pou (2001) se muestra cómo el hecho de no contemplar la distorsión creada por el criterio de anotación de los ingresos, que genera un signo de la correlación entre las variaciones del gasto en no duraderos y los ingresos diferente para los hogares entrevistados al principio y final del trimestre, sesga los resultados hacia la aceptación de la HRP~ER.

3. ASPECTOS ECONOMETRICOS

La elección de estimadores adecuados con paneles puros para la ecuación [11] ha llevado al uso del estimador del Método Generalizado de Momentos (MGM) bietápico. En concreto, se utiliza la propuesta de Arellano y Bond (1998), que es una generalización del método de Anderson-Hsiao (1982), aplicable en aquellos casos en que se dispone de pocas observaciones temporales con relación al número de hogares y que es robusta a la heterocedasticidad. Los estimadores se obtienen aplicando las condiciones de ortogonalidad impuestas por la hipótesis de expectativas racionales del modelo¹⁷,

(15) Es importante tener en cuenta que al especificarse los ingresos en diferencias, la alteración en el signo de variación de los ingresos del primer trimestre se transmite al resto de trimestres.

(16) Esencialmente, para los hogares entrevistados al final del trimestre y que no experimentaron cambios en el número de perceptores de ingresos, se han trasladado sus ingresos laborales y de pensiones del primer trimestre al cuarto trimestre del año anterior. Los ingresos del primer trimestre inicialmente incluyen la paga extra, mientras que los del cuarto no. Al intercambiar los ingresos, la paga extra de diciembre ahora sí figura en el cuarto trimestre. Aunque el conjunto de reasignaciones potencialmente aplicables era mayor, se decidió minimizar la intervención en la base de datos [véase Pou y Alegre (2002)].

(17) Versiones preliminares del trabajo utilizaron el estimador del “system GMM”. Sin embargo, la disposición de una batería de instrumentos en niveles con una alta capacidad predictiva llevó, finalmente, a aplicar un estimador MGM estándar (véase Blundell, Bond y Windmeijer (2000)).

$$E[X_{it}, \varepsilon_{ij}] = 0 \quad \forall j \geq t$$

siendo X_{it} un vector de variables explicativas fechadas en el período t y ε_{ij} el término de error. Como es usual en este tipo de estimaciones, se ha contrastado la inexistencia de autocorrelación de segundo orden y se han efectuado los correspondientes tests de Sargan.

En aras a evitar los problemas de ineficiencia e inconsistencia asociados a los datos microeconómicos, se ha controlado por la existencia de efectos individuales persistentes en el tiempo, la presencia de errores de medida importantes del consumo (controlada por el número de retardos de los instrumentos y el establecimiento de filtros en los datos) y los posibles efectos de los shocks agregados sobre el crecimiento del consumo. Para este último caso se han introducido *dummies* anuales bajo la hipótesis de que el shock es homogéneo entre todos los hogares [véase Mariger y Shaw (1993)]. En la sección siguiente se muestran los resultados al estimar las ecuaciones de Euler con y sin *dummies* anuales, y se contrasta la propia existencia de shocks agregados al aplicar la propuesta de Runkle (1991) (véase el anexo IV).

En la ecuación [11], k_{0i} incluye la tasa de descuento intertemporal del hogar. Siguiendo a Runkle (1991) supondremos que la tasa de descuento intertemporal es igual para todos los hogares. Este autor propone como test de efectos individuales persistentes en el tiempo la inclusión de las variaciones retardadas del gasto en no duraderos entre las variables explicativas (véase el anexo IV)¹⁸. Los resultados se complementan con la estimación de [11] en diferencias, que es un procedimiento robusto a la presencia de dichos efectos individuales.

Se ha supuesto que todas las variables, excepto las estacionales, son endógenas, por lo que se han aproximado con variables instrumentales. El hecho de que los errores de medida del consumo provoquen una estructura MA(1) del término de perturbación aconsejó expresar los instrumentos con al menos dos retardos [véase Runkle (1991)].

Como se ha mencionado en la introducción, uno de los mayores problemas en la estimación de las ecuaciones de Euler de consumo viene representado por la capacidad predictiva de los instrumentos de los ingresos [véase Shea (1995), Bound, Jaeger y Baker (1995) y Lusardi (1996)]. Por ello, se probaron diferentes baterías de instrumentos (véase el anexo III): los propios ingresos (Z1); Z1, variables demográficas, el tipo de interés y variables de gasto (Z2), que es la opción mayoritaria con datos de la ECPF; Z2 y variables laborales (Z3), y, finalmente, Z3 y *dummies* de estabilidad laboral y del momento de anotación de las pagas extraordinarias (Z4).

Del cuadro 1 se infiere que el conjunto de instrumentos que incluye *dummies* de estabilidad laboral y del momento de anotación de las pagas extraordinarias, Z4, que no han sido consideradas en la literatura previa, dispone de una capacidad

(18) Una alternativa es su inclusión en la batería de instrumentos. Si existen efectos individuales persistentes en el tiempo, las variaciones retardadas del gasto en no duraderos no serían instrumentos válidos. Los resultados no diferían entre las dos opciones.

Cuadro 1. \bar{R}^2 DE $\Delta \text{Ln}Y_{t+1}$ PARA LAS DIFERENTES BATERÍAS DE INSTRUMENTOS
 $[\Delta \text{Ln}Y_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-j} + \varepsilon_{t+1} \text{ con } j \geq 1]$ (MCO)

Z1	Z2	Z3	Z4
0,111	0,114	0,123	0,179

Nota: la muestra es la utilizada en la contrastación econométrica de [11] y corresponde a todos los hogares que superaron los filtros de la sección II.

Fuente: Elaboración propia.

explicativa superior al resto de baterías y a la apuntada con otras bases de datos, que se sitúan sobre el 2% [véase Browning y Lusardi (1996) y Attanasio (1999)], y, por tanto, permite evitar que la ausencia de una relación significativa de los ingresos pueda argumentarse bajo la perspectiva de unos instrumentos con una escasa capacidad predictiva. De este modo, Z4 es la batería de instrumentos utilizada en la contrastación econométrica.

4. RESULTADOS

Los resultados se presentan divididos en dos subapartados: en el primero se contrasta el modelo para todo el período 1986-1996, mientras que en el segundo se analiza su sensibilidad al ciclo económico.

Los coeficientes de las variables de control que se muestran en los cuadros 2 y 3 se refieren al caso en que los ingresos se especifican como $\Delta \text{Ln}Y_{t+1}$ y $\Delta^2 \text{Ln}Y_{t+1}$, respectivamente. Para el resto de estimaciones que incluyen otras especificaciones de los ingresos tan sólo se ofrece el valor del parámetro de los ingresos y su estadístico *t-Student*, porque su estimación tan sólo perseguía determinar el posible exceso de sensibilidad del consumo a diferentes especificaciones de los ingresos y los valores del resto de variables no cambiaban sustancialmente. Por razones de espacio, tanto para las variables de control del consumo estacional, como en aquellas estimaciones que incluyen *dummies* anuales, sólo se presentan los respectivos tests de Wald de significación conjunta.

4.1. Resultados para todo el período: 1986.IV-1996.IV

El cuadro 2 corresponde al contraste de [11] en niveles. La columna 1 del cuadro 2 contiene los resultados cuando no se incluyen los ingresos. En ella se observa cómo mientras que las variables de gasto y del tipo de interés (que se comentan más adelante) son estadísticamente significativas al nivel del 5%, en cambio ninguna de las variables sociodemográficas y laborales resulta significativa. De hecho, dicha ausencia de significación es un resultado bastante generalizado en todas las estimaciones, provocado por su escasa variabilidad en la muestra. Puesto que su exclusión no afectaba a los resultados se decidió mantenerlas en aras a la comparabilidad con otros trabajos.

En la columna 2, correspondiente al modelo completo que incluye los ingresos, las variaciones de los ingresos sin ningún retardo, $\Delta \text{Ln}Y_{t+1}$, no disponen de ca-

pacidad explicativa sobre las variaciones del consumo de no duraderos ni al nivel de significación estadística del 10%. Se obtienen los mismos resultados cuando se utilizan las otras dos especificaciones de los ingresos¹⁹. En el mismo sentido, la imposibilidad de rechazar las restricciones de sobreidentificación del test de Sargan tampoco permite rechazar la HRP~ER²⁰. En la columna 3 se reproducen las mismas estimaciones pero incorporando ahora *dummies* anuales para recoger los efectos agregados, no pudiéndose tampoco rechazar la ausencia de exceso de sensibilidad del consumo a los ingresos. Por tanto, no se puede descartar la asignación intertemporal de recursos de los hogares con base en la información futura esperada.

La comparación de los resultados del test de exceso de sensibilidad de las columnas 2 y 3, por un lado, y las columnas 4 a 6, por el otro, plantea la importancia de no imponer separabilidad entre las categorías de consumo. Cuando no se incluyen ni los alimentos ni los bienes duraderos (columna 4), las variaciones de los ingresos sin retardo pasan a ser significativas al nivel del 7% y las restricciones de sobreidentificación se rechazan al 6%. Sin embargo, cuando no se impone separabilidad entre bienes no duraderos y duraderos (columna 5) o entre no duraderos y alimentos (columna 6), ninguna de las especificaciones de los ingresos es significativa siquiera al 10%, demostrándose que parte de la significación de los ingresos en la columna 4 obedece a un problema de omisión de las variables de gasto. Una cuestión interesante es que la pérdida de significación de los ingresos se mantiene cuando sólo se incluye el gasto en duraderos (columna 5), y cuando únicamente se introducen las variaciones del consumo de alimentos (columna 6). Lo anterior permite descartar que la pérdida de significación de los ingresos en la columna 5 se deba a una posible existencia de restricciones de liquidez, cuyo efecto podría haber sido recogido por el gasto en bienes duraderos, en favor de la incidencia de la no separabilidad del consumo. En cualquier caso, en la línea de Attanasio y Weber (1995) los resultados anteriores muestran que la hipótesis de no separabilidad del consumo condiciona el test de exceso de sensibilidad, por lo que parte del rechazo de la HRP~ER en la literatura internacional podría deberse a la omisión de las variables de gasto como explicativas.

Una última cuestión relacionada con la significación de la información conocida de los ingresos tiene que ver con el control del consumo estacional determinista. En la columna 7 se replican las estimaciones para todo el modelo de la columna 2, pero utilizando ahora una única variable estacional del gasto por

(19) La ausencia de exceso de sensibilidad no se vio modificada cuando se utilizaron los ingresos monetarios antes de impuestos, cuando se incluyeron los ingresos no monetarios ni al utilizarse las otras baterías de instrumentos (Z1, Z2 ó Z3). Por otra parte, aunque la utilización de los desfases de las variables de gasto y de los tipos de interés como instrumentos es una práctica habitual en la literatura, un evaluador propuso que al haber un componente inobservable variable en el tiempo dentro del término de error, entonces las variables de gasto y de tipo de interés desfasadas podrían no ser instrumentos válidos. Al aplicar un test de diferencias de Sargan, similar al efectuado para los *shocks* agregados, no se pudo rechazar la ausencia de correlación entre estas variables desfasadas y el término de error.

(20) Tampoco se rechazaba la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación de segundo orden del término de perturbación (M2). Los tests de shocks agregados o de efectos individuales persistentes no permitieron en ningún caso aceptar su existencia (véase el anexo IV). Las mismas conclusiones son extensivas al resto de estimaciones del cuadro 2.

trimestre (los resultados no se ven alterados si se incluyen *dummies* anuales). La significación estadística de $\Delta \ln Y_{t+1}$ al 1% sugiere que el control del gasto estacional es una cuestión fundamental y previa a la propia especificación del modelo. En este sentido, si se deja de lado el efecto de la separabilidad entre las categorías de consumo, buena parte del rechazo de la HRP~ER detectado en trabajos anteriores con datos de la ECPF se debe a la imposición de un efecto estacional homogéneo del gasto para todos los hogares.

Respecto a las variables de gasto en el modelo completo de las columnas 2 y 3, tanto el gasto en alimentos como en bienes duraderos son significativos al 5%, rechazándose así las hipótesis de separabilidad entre las categorías de consumo. El signo de la relación causal es positivo para los alimentos (complementariedad con los no duraderos) y negativo para los bienes duraderos (sustituibilidad)²¹.

Por lo que se refiere a la elasticidad de sustitución intertemporal (ESI) destaca, en primer lugar, que el coeficiente del tipo de interés es siempre significativo al 1%, con independencia de la inclusión o no de otras variables explicativas, incluidas las *dummies* anuales que recogen los efectos agregados (columna 3) o de los ingresos (columna 1). El signo negativo de los tipos de interés también se obtiene en algunos de los trabajos de la ECPF con paneles puros, si bien en varios de estos trabajos la estimación del parámetro es imprecisa²². En cuanto al propio valor de la ESI en términos absolutos, en Pou (2001) se muestra que el menor valor obtenido en este trabajo respecto a otros anteriores con paneles puros de la ECPF se explicaría por la incorporación de mayor información de los hogares. Cuando se utilizaba un mismo tipo de interés nominal neto de impuestos para todos los hogares los valores eran sensiblemente superiores.

Los resultados anteriores se han obtenido a partir de la estimación de la ecuación [11] en niveles, habiéndose contrastado la inexistencia de efectos individuales persistentes en el tiempo. En el cuadro 3 se muestran los resultados al estimar la ecuación [11] en diferencias²³. Para economizar espacio sólo se ofrecen los valores del test de exceso de sensibilidad y de la significación del tipo de interés. Las columnas (1) y (2) muestran los resultados para el período 1986-1996, para los que se obtienen las mismas conclusiones que al estimar la ecuación [11] en niveles: no se detecta exceso de sensibilidad del consumo a los ingresos (ni se rechazan las restricciones de sobreidentificación del test de Sargan). El tipo de interés también es significativo, pero toma un signo positivo.

(21) Collado (1998) y Attanasio y Weber (1995) también obtienen una correlación positiva entre alimentos y subcategorías (el resto) de no duraderos, respectivamente, mientras que Brugiavini y Weber (1994) detectan una correlación negativa entre el conjunto de no duraderos y duraderos.

(22) La significación estadística con signo negativo de los tipos de interés no se vio modificada cuando éstos no se endogeneizaron ni cuando se utilizaron instrumentos alternativos, como el tipo de interés nominal neto de impuestos y la tasa de inflación, ni incluso cuando se estimaron de manera separada los tipos de interés nominales netos de impuestos y la tasa de inflación de los no duraderos. Igualmente, la información fiscal de los hogares contenida en el tipo de interés o la utilización de tipos de interés alternativos no alteraba su significación, aunque sí el valor del coeficiente.

(23) La aplicación de diferencias en la ecuación [11] supone la eliminación del componente individual constante en el tiempo, δ_i , obteniéndose la nueva expresión: $\Delta \ln CND_{it+1} - \Delta \ln CND_{it} = \Delta^2 \ln CND_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 \Delta^2 X_{it+1} + \beta_2 \Delta r_{it} + \beta_3 \Delta^2 \ln Y_{it+1} + \Delta H_{it+1}$. El término de error presenta una estructura MA(2), lo cual ha llevado a utilizar los instrumentos del anexo III con cuatro retardos.

Cuadro 2: RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN [11] EN NIVELES $[\Delta \text{LnCND}_{T+1}]$

	1986.IV-96.IV			1992.III-94.II			1994.III-96.IV						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
Constante	0.212 (5.90)	0.199 (5.70)	0.213 (3.28)	0.157 (8.85)	0.233 (7.40)	0.139 (7.33)	0.062 (1.89)	0.239 (4.28)	0.209 (2.74)	0.264 (4.51)	0.236 (3.41)	0.087 (1.49)	0.081 (1.37)
Dummies trimestrales	380.55 (7) [0.00]	273.58 (7) [0.00]	276.41 (7) [0.00]	315.22 (7) [0.00]	313.76 (7) [0.00]	258.85 (7) [0.00]	102.62 (3) [0.00]	246.10 (7) [0.00]	244.34 (7) [0.00]	50.87 (7) [0.00]	46.05 (7) [0.00]	24.14 (7) [0.00]	23.52 (7) [0.00]
Edad _t	-0.00001 (-0.31)	0.00006 (0.30)	0.00005 (0.25)	0.0003 (1.81)	0.0000 (0.08)	0.0002 (1.49)	0.0001 (0.91)	-0.00008 (-0.29)	-0.0000 (-0.28)	-0.0002 (-0.66)	-0.0002 (-0.70)	0.0005 (1.25)	0.0004 (1.16)
Δ miembros _{t+1}	0.011 (0.88)	0.014 (1.15)	0.014 (1.05)	0.029 (2.66)	0.010 (0.82)	0.028 (2.55)	0.017 (1.38)	-0.0007 (-0.04)	-0.001 (-0.06)	0.011 (0.47)	0.025 (1.08)	0.044 (1.76)	0.045 (1.78)
Δ perceptores _{t+1}	0.002 (0.03)	-0.042 (-0.66)	-0.059 (-0.91)	0.0006 (0.009)	-0.015 (-0.25)	-0.039 (-0.60)	-0.116 (-1.95)	0.144 (1.82)	0.156 (1.94)	-0.049 (-0.47)	-0.028 (-0.26)	0.0023 (0.20)	0.006 (0.06)
ΔU principal _{t+1}	-0.012 (-0.12)	-0.056 (-0.55)	-0.150 (-1.36)	-0.097 (-1.00)	-0.063 (-0.62)	-0.078 (-0.77)	-0.063 (-0.62)	-0.191 (-1.30)	-0.207 (-1.40)	0.407 (2.42)	0.407 (2.36)	-0.346 (-1.99)	-0.328 (-1.91)
ΔLnCA_{t+1}	0.328 (1.94)	0.344 (2.24)	0.309 (2.00)	-	-	0.453 (3.08)	0.294 (2.01)	0.317 (1.84)	0.316 (1.81)	0.307 (1.94)	0.361 (2.28)	0.187 (1.37)	0.201 (1.53)
Duraderos _{t+1}	-0.054 (-2.47)	-0.042 (-1.96)	-0.051 (-2.24)	-	-0.057 (-2.89)	-	-0.034 (-1.61)	-0.023 (-0.75)	-0.022 (-0.69)	-0.101 (-2.74)	-0.079 (-2.07)	-0.040 (-1.11)	0.038 (1.05)
R_t	-1.40 (-3.50)	-1.48 (-3.90)	-1.74 (-3.91)	-1.03 (-3.41)	-1.67 (-4.49)	-1.02 (-3.26)	-1.60 (-4.33)	-1.42 (-2.23)	-1.37 (-2.03)	-1.80 (-2.62)	-1.39 (-1.85)	-1.86 (-2.13)	-1.62 (-1.90)
$\Delta \text{Ln}Y_{t+1}$	-	0.146 (1.22)	0.126 (1.05)	0.214 (1.83)	0.167 (1.42)	0.171 (1.41)	0.443 (5.61)	-0.076 (-0.54)	-0.095 (-0.67)	0.096 (0.59)	0.071 (0.44)	-0.007 (-0.004)	0.017 (0.09)
$\Delta \text{Ln}Y_t$	-	0.014 (0.12)	0.080 (0.69)	0.033 (0.28)	-0.015 (-0.12)	0.084 (0.73)	-0.065 (-0.79)	0.194 (1.55)	0.183 (1.48)	-0.506 (-2.92)	-0.455 (-2.68)	0.003 (0.005)	0.003 (0.06)
$\text{Ln}Y_t$	-	0.014 (1.11)	-0.007 (-0.75)	-0.013 (-1.66)	0.014 (1.13)	-0.007 (-0.87)	0.009 (0.75)	-0.012 (-0.69)	-0.012 (-0.65)	0.033 (1.61)	0.045 (2.01)	0.017 (0.86)	0.020 (0.99)
Wald	582.8 (14) [0.00]	589.5 (15) [0.00]	603.6 (24) [0.00]	609.25 (13) [0.00]	609.25 (13) [0.00]	556.23 (14) [0.00]	260.74 (11) [0.00]	359.62 (15) [0.00]	362.16 (20) [0.00]	141.96 (15) [0.00]	141.67 (18) [0.00]	107.74 (15) [0.00]	107.93 (16) [0.00]
Sargan	57.9 [0.26]	73.9 [0.32]	72.2 [0.25]	86.7 [0.6]	78.1 [0.18]	74.6 [0.32]	81.0 [0.15]	71.4 [0.39]	71.7 [0.32]	68.0 [0.51]	69.0 [0.40]	56.0 [0.86]	57.3 [0.84]
M1	-25.871	-27.034	-27.231	-37.186	-37.045	-24.686	-30.44	-22.81	-22.775	-17.117	-17.143	-16.930	-16.932
M2	-0.136	-0.177	-0.209	-0.342	-0.308	-0.166	0.549	-0.676	-0.686	-0.937	-1.057	0.492	0.847
Dummies anuales	NO	NO	SÍ	NO	NO	NO	NO	NO	SÍ	NO	SÍ	NO	SÍ
Test Wald sig. conj.			19.39 [0.02]						5.62 [0.34]		6.56 [0.08]		1.17 [0.27]

Nota: Los valores entre paréntesis corresponden al estadístico *t-Student*. Véase el anexo V para la interpretación de los valores del test de Wald, Sargan, M1 y M2, y de las filas de las *dummies* estacionales y anuales.
Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 3: RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN EN DIFERENCIAS [$\Delta^2 \text{LnCND}_{T+1}$]

	1986.IV~96.IV (1)	1986.IV~92.II (2)	1986.IV~92.II (3)	1986.IV~92.II (4)	1992.III~94.II (5)	1992.III~94.II (6)	1994.III~96.IV (7)	1994.III~96.IV (8)
ΔR_t	1,13 (1,71)	1,15 (1,72)	2,93 (2,41)	2,99 (2,46)	0,82 (0,73)	0,36 (0,31)	1,55 (0,75)	2,47 (1,25)
$\Delta^2 \text{LnY}_{t+1}$	0,516 (0,57)	0,499 (0,51)	0,153 (0,60)	0,152 (0,59)	-0,236 (-0,82)	-0,208 (-0,72)	0,345 (1,47)	0,406 (1,52)
$\Delta^2 \text{LnY}_t$	-0,061 (-0,57)	-0,018 (-0,58)	0,001 (0,003)	-0,010 (-0,03)	0,014 (2,03)	0,017 (2,04)	-0,143 (-0,40)	-0,107 (-0,30)
ΔLnY_t	-0,378 (-1,24)	-0,361 (-1,18)	-0,075 (-0,20)	-0,038 (-0,10)	0,623 (1,14)	0,514 (0,97)	-1,052 (-1,46)	-1,100 (-1,58)
ΔLnY_{t-1}	-0,357 (-1,20)	-0,327 (-1,11)	-0,075 (-0,20)	-0,020 (-0,05)	0,442 (1,00)	0,427 (0,96)	-0,720 (-1,45)	-0,867 (-1,28)
Wald	399,7 (15) [0,00]	445,2 (23) [0,00]	215,5 (15) [0,00]	242,92 (19) [0,00]	82,23 (15) [0,00]	83,00 (17) [0,00]	78,99 (15) [0,00]	82,40 (16) [0,00]
Sargan	30,5 [0,33]	28,22 [0,45]	22,3 [0,76]	22,62 [0,75]	22,2 [0,77]	23,08 [0,72]	34,1 [0,19]	32,30 [0,26]
Dummies anuales	NO	SÍ	NO	SÍ	NO	SÍ	NO	SÍ

Nota: Los valores entre paréntesis corresponden al estadístico *t-Student*.

Fuente: Elaboración propia.

4.2. Resultados para las tres fases del ciclo económico

En el subapartado anterior se ha mostrado que los hogares españoles asignaron intertemporalmente sus recursos. Sin embargo, podría suceder que los resultados obtenidos para todo el período enmascaren comportamientos dispares en función de la fase del ciclo económico, cuestión normalmente obviada en la literatura bajo la hipótesis de un comportamiento estable de los hogares en el tiempo. Por este motivo, se dividió el período muestral, 1986.IV~1996.IV, en tres etapas: una primera, que cubre la etapa expansiva de los ochenta y primeros noventa, 1986.IV~1992.II; una segunda etapa, que incluye aquellos hogares que contestaron las cuatro encuestas de 1993 (esto es, la etapa de crisis económica), y, finalmente, un último período formado por los hogares que contestaron la encuesta desde el inicio de la recuperación económica del tercer trimestre de 1994 hasta el cuarto de 1996²⁴.

Los resultados de las columnas 8 y 9 del cuadro 2, correspondientes a la estimación de [11] en niveles para la etapa expansiva de los ochenta, corroboran la evidencia detectada para todo el período: no se puede rechazar la HRP~ER con independencia de la variable de ingresos utilizada²⁵, así como tampoco las restricciones de sobreidentificación del modelo. En la medida que esta etapa se inscribe en un proceso de intensa liberalización financiera [véase Freixas (1996)] y de fuerte creación de ocupación, estos resultados eran, en cierto modo, esperables²⁶. A diferencia de lo expuesto para todo el período, la significación estadística de las variables de gasto es dispar, sólo siendo significativos los alimentos al 10% (con el signo positivo esperado). Un último aspecto es el tipo de interés, que sigue siendo significativo al 5% y cuyo parámetro toma valores muy similares a los detectados para toda la muestra.

Las columnas 10 y 11 del cuadro 2 contienen los resultados para la etapa recesiva de principios de los noventa, en la que sí se evidencian dificultades para alisar intertemporalmente la utilidad marginal del consumo de no duraderos. En efecto, al contrario que para la etapa expansiva precedente, las estimaciones de ambas columnas rechazan la hipótesis nula de ausencia de significación estadística de los ingresos. Nótese que la hipótesis nula contrastada es la HRP~ER basada en la información futura esperada, que no incluye información de orden superior, como por ejemplo su varianza. Por ello, en el caso de que exista un motivo precaución dominante es lógico que los ingresos sean significativos, como pudo ocurrir en un período de intensa destrucción de empleo como el experimentado por la economía española. En esta línea, la eliminación en la muestra de los hogares en que alguno de los dos sustentadores principales estuvo parado en algún trimestre no modificó la detección de exceso de sensibilidad del consumo a los ingresos, lo

(24) En aras a disponer de una muestra de hogares amplia, en este último período también se incluyeron todos los hogares que contestaron la encuesta durante siete trimestres y que superaron todos los filtros.

(25) Nuevamente, los resultados no difirieron cuando la variable de ingresos utilizada eran los ingresos monetarios antes de impuestos o se incluyeron los ingresos no monetarios. Estos comentarios también son extensibles a las dos etapas restantes.

(26) En Pou (2001) se demuestra que la ausencia de significación de los ingresos no es asignable en esta etapa a la introducción como explicativas de los alimentos y los duraderos.

que parece sugerir un comportamiento precautorio generalizado. Éste es un resultado importante puesto que, como se ha comentado anteriormente, la validez de las estimaciones para un periodo muy corto está condicionada por la existencia de comportamientos diferentes entre los hogares. Por lo que se refiere a las hipótesis de separabilidad del consumo, ambas hipótesis son rechazadas en la etapa recesiva de los noventa, manteniéndose las relaciones de complementariedad con los alimentos y de sustituibilidad con los duraderos. La existencia de una relación estadísticamente significativa tanto de las categorías de consumo como de los ingresos reflejaría, precisamente, que la recomposición de la asignación intertemporal fue tan importante que exigió no sólo tener en cuenta las tres categorías de consumo sino también los ingresos. Al igual que para el conjunto del período y para la etapa expansiva de los ochenta, los tipos de interés reales son siempre significativos al nivel del 5% y con signo negativo.

Por lo que se refiere a los resultados de la etapa de recuperación económica de los noventa, 1994.III~1996.IV, recogidos en las columnas 12 y 13 del cuadro 2, éstos son parejos, en términos de la capacidad explicativa de la variable ingresos, a los de la etapa expansiva de los ochenta. Así, no se puede rechazar ni la hipótesis nula de ausencia de significación de los ingresos con ninguna de sus tres especificaciones, ni de las condiciones de sobreidentificación en el test de Sargan. La reducción de la tasa de paro y el aumento de la participación laboral del sustentador secundario, que permitieron una disminución de la precaución de los hogares [véase Pou (2001)], podrían explicar que la información retardada vía ingresos dejase de tener capacidad explicativa sobre las variaciones del consumo. La ausencia de significación estadística de los ingresos, sin embargo, sí está condicionada en esta etapa por la imposición de separabilidad entre las categorías de consumo [véase Pou (2001)]. En cuanto a las correlaciones de los alimentos y bienes duraderos con los no duraderos, ambos mantienen sus signos, aunque en ninguno de los dos casos aparecen como significativas ni al 10%. Especialmente destacable es el caso de los bienes duraderos, los cuales, al igual que en la etapa expansiva de la segunda mitad de los ochenta, parecen desvincularse de las decisiones de gasto en no duraderos, sugiriendo que la aceptación/rechazo de la hipótesis de separabilidad podría depender de la fase del ciclo económico. Por último, el tipo de interés vuelve a ser significativo y con un valor (-1.86), que confirma la tendencia de crecimiento en el tiempo de la ESI detectada en las etapas anteriores.

Finalmente, las columnas (3) a (8) del cuadro 3 reproducen los resultados de los coeficientes de los ingresos y del tipo de interés de la ecuación [11] en diferencias para las tres etapas analizadas. Al igual que se ha comentado para el periodo completo, los resultados obtenidos al contrastar el exceso de sensibilidad del consumo a los ingresos coinciden con los obtenidos al estimar las ecuaciones de Euler en niveles. En cambio, la significación de los tipos de interés no se mantiene para todos los subperiodos.

5. CONCLUSIONES

En síntesis, este trabajo ofrece nueva evidencia acerca de la asignación intertemporal de recursos de los hogares españoles, del impacto que sobre el mismo

tienen las distintas fases del ciclo económico, de la importancia de la separabilidad en las distintas categorías de consumo y, finalmente, de la influencia de los tipos de interés.

Con la prudencia a la que obliga el hecho de que las observaciones de cada familia sólo existen para ocho trimestres consecutivos, los resultados alcanzados sugieren que las familias españolas utilizan la información futura disponible en su asignación intertemporal de recursos en períodos dilatados de tiempo. Sin embargo, se ha mostrado que este comportamiento no ha sido estable en el tiempo, sino que ha estado condicionado por la fase del ciclo económico. De esta forma, en las dos etapas de crecimiento económico se confirma esa capacidad de planificación basada en la información futura esperada, mientras que ésta no se encuentra en la etapa recesiva de la primera mitad de los noventa. Así, el análisis efectuado sugiere que la ausencia de exceso de sensibilidad del consumo de no duraderos a los ingresos para el conjunto del periodo 1986-96 se encuentra muy influida por la inclusión de la etapa expansiva de los ochenta y los años de crecimiento de la década de los noventa, diluyéndose entre ambas fases de crecimiento el efecto de la etapa recesiva, que, pese a ser muy intensa, fue más breve. ¿Cuáles podrían ser las razones del rechazo del exceso de sensibilidad del consumo a los ingresos en los primeros noventa? Siguiendo a Zeldes (1989a), que demuestra que el exceso de sensibilidad es la respuesta óptima (en términos de asignación intertemporal) a cambios en el nivel de incertidumbre de las rentas futuras para los hogares prudentes, este rechazo podría deberse a la existencia de un motivo precaución, el cual estaría ligado a la evolución del mercado laboral. Además, este mismo efecto sería el que permitiría explicar la ausencia de rechazo de la HRP~ER en las dos etapas expansivas. No obstante, la contrastación de esta hipótesis sugiere que se debería avanzar en la elaboración de un modelo más amplio, que incorporase el motivo precaución de manera explícita.

Una segunda conclusión relevante de esta investigación indica que la ausencia de separabilidad del consumo y de un efecto estacional homogéneo resultan cruciales para explicar la disparidad de resultados entre este trabajo y los anteriores disponibles para la economía española. En el mismo sentido, la disposición de una batería de instrumentos con una mayor capacidad predictiva de los ingresos permite descartar la aceptación de la HRP~ER por el uso de unos instrumentos débiles.

La evolución del exceso de sensibilidad del consumo a los ingresos no es, sin embargo, la única relación cíclica detectada. La significación estadística de la correlación negativa entre bienes no duraderos y duraderos depende, también, de la fase del ciclo económico, aspecto que arrojaría luz sobre la mayor elasticidad-*renta* de los bienes duraderos respecto de los no duraderos, ampliamente documentada en la literatura española. Por otra parte, el signo positivo del consumo de alimentos para todo el periodo y subperíodos indica que alimentos y no duraderos son complementarios.

Por lo que se refiere a los tipos de interés, éstos son siempre significativos al nivel del 5%, independientemente del momento del ciclo económico en el que se efectúe el análisis y del resto de variables incorporadas en las estimaciones. Desde este punto de vista, la política monetaria gozaría de un margen de influen-

cia sobre la demanda agregada que, a tenor del valor de la ESI, habría aumentado en el tiempo, en la línea detectada por Parker (2000) para los EE.UU. En cualquier caso, la obtención de un valor negativo de la ESI al estimar las ecuaciones de Euler en niveles y positivo al estimarlas en diferencias obliga a tomar los resultados con cautela. Trabajos futuros deberían analizar, en la línea de Cutanda, La-beaga y Sanchis-Llopis (2001), si el signo negativo obtenido es debido al nivel de agregación de los datos

En definitiva, desde el punto de vista de la política económica, con las reservas que implica el exceso de sensibilidad de la etapa recesiva y que se ha supuesto un comportamiento homogéneo de todos los hogares, los resultados obtenidos en este trabajo apoyarían la hipótesis de que la variable de referencia debería ser la renta permanente de los hogares y no tanto los ingresos corrientes.

ANEXO I. FILTROS EFECTUADOS

Se eliminaron los hogares que cumplían cualquiera de las siguientes condiciones:

- (a) Con ingresos correspondientes al 0,5% superior o inferior de la muestra.
- (b) Que en algún trimestre anotaron una variación intertrimestral de los ingresos por perceptor superior al +200% o inferior al -75%.
- (c) Que en algún trimestre la suma del gasto en alimentación y no duraderos fluctuó intertrimestralmente por encima del +300% o por debajo del -80%.
- (d) Que en algún trimestre el gasto en alimentos o no duraderos fue inferior a 6,01 euros.

\bar{R}^2 de los ingresos y el consumo de no duraderos para diferentes muestras de hogares (MCO)

	(1)	(2)	(3)
$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-2} + \alpha_2 Y_{t-3} + e_{it}$	0,550	0,656	0,816
$\Delta Y_t = \pi_0 + \pi_1 \Delta Y_{t-2} + \omega_{it}$	0,007	0,020	0,090
$CND_t = \beta_0 + \beta_1 CND_{t-2} + \beta_2 CND_{t-3} + u_{it}$	0,285	0,283	0,391

Nota: (1) corresponde a la muestra de todos los hogares de la ECPF que contestaron los ocho trimestres. (2) excluye de (1) los hogares cuyo sustentador principal era empresario, y (3) excluye de (2) los hogares que no pasaron todos los filtros.

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO II. COMPOSICIÓN Y TABLA DESCRIPTIVA DE LAS VARIABLES UTILIZADAS

	Media	Desviación estándar	Máximo	Mínimo	Mediana
Ingresos monetarios	1871,54	1124,21	8964,01	60,12	1626,29
Alimentos	785,15	478,60	6627,71	30,56	697,57
No duraderos	857,38	740,57	12249,40	12,49	637,59
Gasto duraderos (>60,1 €)	0,468	0,499	1	0	–
Tipo de interés real	0,0535	0,0143	0,1145	-0,0098	0,0547
Nº miembros	2,58	0,978	9,80	1	2,40
Nº perceptores	1,78	0,896	7	1	2
Sust. Principal inactivo	0,429	0,494	1	0	–
Sust. Principal activo	0,570	0,499	1	0	–
Sust. Principal parado	0,047	0,21	1	0	–
Sexo (mujer)	0,169	0,375	1	0	–
Edad	54,27	14,81	85	25	55
Nivel educativo					
Analfabeto o sin estudios	0,268	0,443	1	0	–
Primaria o secundaria	0,558	0,496	1	0	–
Bachillerato o equivalente	0,099	0,299	1	0	–
Universitario o equivalente	0,073	0,260	1	0	–
Grupo profesional (activos)					–
Obreros	0,216	0,411	1	0	–
Directivos	0,094	0,291	1	0	–
Resto	0,689	0,462	1	0	–
Persistencia laboral hogares					
(1)	0,415	0,492	1	0	–
(2)	0,197	0,397	1	0	–
(3)	0,273	0,445	1	0	–
(4)	0,113	0,317	1	0	–

Nota: Las unidades monetarias se expresan en euros reales de 1985. (1) Hogares en que el sustentador principal está retirado, (2) Hogares en que al menos uno de los dos sustentadores principales estuvo desempleado durante alguno de los trimestres, (3) Hogares en que hay un solo perceptor de ingresos y siempre trabaja y (4) Hogares en que los dos sustentadores principales siempre trabajan.

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO III. VARIABLES Y NÚMERO DE RETARDOS DE LA BATERÍA DE INSTRUMENTOS UTILIZADA EN EL CUADRO 2

Dos retardos (t-1): la edad, la edad al cuadrado, las interacciones de ambas con el nivel educativo y la relación con la actividad económica, y *dummies* de la persistencia laboral del hogar.

Tres retardos (t-2): el tipo de interés real neto de impuestos y la *dummy* de compra de bienes duraderos

Dos y tres retardos (t-1 y t-2): la suma del gasto en alimentos y no duraderos, el número de miembros del hogar menores de catorce años, el número total de miembros del hogar, una *dummy* de si el sustentador secundario estaba parado y el gasto en alimentos

Todos los retardos desde t-1: los ingresos monetarios, una *dummy* de situación de paro del sustentador principal y el número de perceptores de ingresos.

Para aquellas estimaciones que incluían $\Delta \ln Y_t$ como variable explicativa, todos los instrumentos se especificaron con tres retardos (t-2), a excepción de los ingresos, la situación de paro del sustentador principal y el número de perceptores de ingresos para los que se usaron todos los retardos desde t-1.

ANEXO IV. TESTS DE EFECTOS INDIVIDUALES PERSISTENTES EN EL TIEMPO Y DE SHOCKS AGREGADOS DEL CUADRO 2

IV.a. EFECTOS INDIVIDUALES PERSISTENTES EN EL TIEMPO								
	1986-96	1986-96	1986-92	1986-92	1992-94	1992-94	1994-96	1994-96
$\Delta \ln \text{CND}_{t-1}$	-0,009 (-1,03)	-0,010 (-1,07)	-0,006 (-0,51)	-0,006 (-0,52)	-0,021 (-1,13)	-0,021 (-1,15)	0,003 (0,21)	0,004 (0,21)
$\Delta \ln Y_{t+1}$	-0,009 (-1,00)	-	-0,076 (-0,55)	-	0,092 (0,57)	-	-0,010 (-0,05)	-
Sargan	[0,307]	[0,305]	[0,360]	[0,387]	0,502]	[0,525]	[0,762]	[0,775]
M1	-28,610	-28,536	-24,139	-24,103	-17,862	-17,765	15,772	-15,593
M2	0,850	0,920	-0,338	-0,377	0,104	0,078	2,243	2,228

Nota: Si la tasa de crecimiento del consumo de un hogar es alta debido a la existencia de un efecto individual persistente en el tiempo, esto es, de una tasa de descuento intertemporal superior a la media, entonces una tasa de crecimiento del consumo de ese hogar superior a la media varios periodos atrás implicará una tasa de crecimiento del consumo actual también superior a la media. En ese caso, las variaciones retardadas del consumo dispondrán de capacidad explicativa sobre las variaciones actuales. Por ello, un test de su existencia consiste en introducir $\Delta \ln \text{CND}_{t-1}$ en la ecuación [11] en niveles como variable explicativa (Runkle, 1991). En nuestro caso se muestran los resultados con y sin los ingresos. Fuente: Elaboración propia.

IV.b. PRESENCIA DE SHOCKS AGREGADOS				
	1986-96	1986-92	1992-94	1994-96
S_{CT}	86,66	73,98	72,02	59,81
S_{ST}	72,15	67,53	66,27	57,87
$J = S_{CT} - S_{ST}$	14,51 [0,105]	6,45 [0,264]	5,75 [0,124]	1,94 [0,163]

Nota: La detección de *shocks* agregados se contrasta a través de un test de diferencias de Sargan mediante la inclusión en la estimación de la ecuación [11] en niveles de *dummies* anuales en los instrumentos, pero no como explicativas. Si la diferencia del valor de las condiciones de sobreidentificación con y sin *dummies* anuales, S_{CT} y S_{ST} , respectivamente, es muy grande, entonces existen efectos agregados. J es el valor del test ($S_{CT} - S_{ST}$), que se distribuye como una chi-cuadrado y cuya hipótesis nula es la ausencia de shocks agregados. Fuente: Elaboración propia.

ANEXO V. HIPÓTESIS NULAS DE LOS TEST DE CONTROL DE LAS ESTIMACIONES

Los tests de Wald, autocorrelación de primer orden (M1) y de segundo orden (M2) tienen como hipótesis nulas la ausencia de significación conjunta de todas las variables del modelo, la ausencia de autocorrelación de primer y de segundo orden, respectivamente, distribuyéndose los tests de M1 y M2 como una normal estandarizada. El test de Sargan contrasta la validez de los instrumentos (ausencia de correlación con el término de perturbación). Los valores entre corchetes indican la probabilidad de poder aceptar la hipótesis nula de ausencia de significación de las *dummies* estacionales, de las *dummies* anuales y de la validez de los instrumentos. El valor entre paréntesis de las *dummies* trimestrales y del test de Wald indica el número de variables incluidas.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Albarrán, P. (2000): "Income Uncertainty and Precautionary Saving: Evidence from Household Rotating Panel Data". CEMFI, WP n° 008, July.
- Altonji, J. y A. Siow (1987): "Testing the Response of Consumption to Income Changes with (noisy) Panel Data", *Quarterly Journal of Economics*, 102, págs. 293-328.
- Anderson, T.W. y C. Hsiao (1982): "Estimation of Dynamic Models With Error Components", *Journal of the American Statistical Association*, 76, págs. 598-606.
- Arellano, M. y S. Bond (1998): "Dynamic Panel Data Estimation using DPD98 for Gauss". Mimeo.
- Attanasio, O.P. (1999): "Consumption". En *Handbook in Macroeconomics*. North-Holland. Taylor, J.B. y Woodford, M. (eds.), cap. 11.
- Attanasio, O.P. (1994): "The Intertemporal Allocation of Consumption: Theory and Evidence". NBER, WP n° 4811, July.
- Attanasio, O.P. y M. Browning (1995): "Consumption over the Life Cycle and over the Business Cycle", *American Economic Review*, 85, n° 5, págs. 1187-1237.
- Attanasio, O.P. y G. Weber (1995): "Is Consumption Growth Consistent with Intertemporal Optimization? Evidence from the Consumer Expenditure Survey", *Journal of Political Economy*, 103, n° 6, págs. 1.121-1.157.
- Blundell, R., S. Bond y F. Windmeijer (2000): "Estimation in Dynamic Panel data Models: Improving on the Performance of the Standard GMM Estimators". The Institute for Fiscal Studies, WP 00/12.
- Bound, J., D. Jaeger y R. Baker (1995): "Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation Between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable is Weak", *Journal of the American Statistical Association*, 90, págs. 443-450.
- Browning, M. y M.D. Collado (2001): "The Response of Expenditures to Anticipated Income Changes: Panel Data Estimates", *American Economic Review*, 91, n° 3, págs. 681-692.
- Browning, M. y T.F. Crossley (2000): "Luxuries are easier to postpone: a proof", *Journal of Political Economy*, 108, n° 5, págs. 1022-1026.
- Browning, M. y A. Lusardi (1996): "Household Saving: Micro Theories and Micro Facts", *Journal of Economic Literature*, 34, págs. 1.797-1.855.
- Browning, M. y C. Meghir (1991): "The Effects of male and Female Labour Supply on Commodity Demands", *Econometrica*, 59, págs. 925-952.

- Brugiavini, A. y G. Weber (1994): "Durables and Non-durables Consumption: Evidence from Italian Household data". En *Saving and the Accumulation of Wealth. Essays on Italian Household and Government Saving Behavior*. Cambridge University Press. Cambridge. Ando, A., Guiso, L. y Visco, I. (eds.), págs. 305-329.
- Carrasco, R., J.M. Labeaga y J.D. López-Salido (1993): "Consumption and habits: evidence from panel data", Working Paper 02-34, Economic Series 15, Universidad Carlos III.
- Chah, E. Y., V.A. Ramey y R.M. Starr (1995): "Liquidity Constraints and Intertemporal Consumer Optimization: Theory and Evidence from Durable Goods", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27, n° 1, págs. 272-287.
- Chamberlain, G. (1984): "Panel Data". En *Handbook of Econometrics*. North-Holland, Amsterdam. Griliches, Z. y Intriligator, M.D. (eds.), Vol. 2, págs. 1247-318.
- Collado, M.D. (1998): "Separability and Aggregate Shocks in the Life-Cycle Model of Consumption: evidence from Spain", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 60 n° 2, págs. 227-247.
- Cuenca, J.A. (1994): "Variables para el estudio del sector monetario. Agregados monetarios y crediticios y tipos de interés sintéticos", *Banco de España*, Documento de Trabajo 9416.
- Cutanda, A. (2003): "An empirical investigation of the effect of borrowing constraints on Spanish consumption", *Spanish Economic Review*, 5, págs. 63-84.
- Cutanda, A. (2002): "La Hipótesis de la Renta Permanente: Evidencia de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares", *Moneda y Crédito*, 215, págs. 145-165.
- Cutanda, A. (1995): "Consumo y exceso de sensibilidad a la renta: evidencia para el caso español a partir de un pseudo-panel de la ECPF". WP 95-16. Universitat de València.
- Cutanda, A., Labeaga, J.M. y J.A. Sanchis-Llopis (2001): "Aggregation biases in empirical Euler equations for consumption: evidence from Spanish data", Working Paper n° 01/2001, Departamento de Economía Aplicada II, Universitat de València.
- Deaton, A. (1992): *Understanding Consumption*. Oxford: Oxford University Press.
- Freixas, X. (1996): *Los límites de la competencia en la banca española*. Bilbao. Fundación BBV.
- García, A. (1995): "Comportamiento en el Consumo de las Familias Españolas: un análisis con datos de panel". Tesis Doctoral. Universidad de Extremadura.
- Hall, R.E. (1978): "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, 86, n° 6, págs. 971-987.
- Hayashi, F. (1997): "Tests for Liquidity Constraints: A Critical Survey and some new Observations". En *Understanding Saving: Evidence from the United States and Japan*. The MIT Press Cambridge, Massachusetts. Hayashi, F. (ed.).
- INE (1992): "Encuesta Continua de Presupuestos Familiares. Metodología". Madrid.
- Jappelli, T. y M. Pagano (1989): "Consumption and Capital Markets Imperfections: An International Comparison", *American Economic Review*, 79, n° 1, págs. 1.088-1.105.
- Jappelli, T. (1990): "Who Is Liquidity Constrained in the U.S. Economy?", *Quarterly Journal of Economics*, 105, n° 1, págs. 219-34.
- Kimball, M.S. (1990): "Precautionary Saving in the Small and in the Large", *Econometrica*, 58, n° 1, págs. 53-73.
- Labeaga, J.M., I. Preston y J.A. Sanchis-Llopis (2001): "Demand, childbirth and the costs of babies: evidence from Spanish panel data", Documento de Trabajo n° 8/01, Instituto de Estudios Fiscales.
- Lage, M. J. (1991): "Sensitivity of Tests of the PIH to Alternative Consumption Proxies", *Economics Letters*, 36, págs. 429-433.

- López-Salido, J.D. (1995): "Time non-separabilities in preferences: a household data analysis", Working Paper n° 9513, CEMFI.
- López-Salido, J.D. (1993): "Consumo y Ciclo Vital: Resultados para España con Datos de Panel", *Investigaciones Económicas*, XVII, n° 2, págs. 285-312.
- Lusardi, A. (1996): "Permanent Income, Current Income, and Consumption: Evidence From Two Data Panel Sets", *Journal of Business and Economic Statistics*, 14, n° 1, págs. 81-90.
- Mariger, R.P. y K. Shaw (1993): "Unanticipated Aggregate Disturbances and Tests of the Life-Cycle Model Using Panel Data", *The Review of Economics and Statistics*, 75, págs. 48-56.
- Meghir, C. y G. Weber (1996): "Intertemporal Non-Separability or Borrowing Restrictions? A Disaggregate Analysis Using U.S. Consumption Panel", *Econometrica*, 64, págs. 1151-1182.
- Parker, J. (2000): "Spendthrift in America? On Two Decades of Decline in U.S. Saving Rate", *NBER Macroeconomic Annual*, MIT Press, Bernanke, B. y Rotemberg, J. (eds.). págs. 317-370.
- Pou, LL. y J. Alegre (2002): "La Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (1985-1996): Descripción, Representatividad y Propuestas de Metodología para la Explotación de la Información de los Ingresos y el Gasto". FUNCAS, Documentos de Trabajo n° 172. Madrid.
- Pou, LL. (2001): "El exceso de sensibilidad del consumo al ciclo económico: una aproximación mediante la HCV/RP~ER para la economía española con datos microeconómicos de la ECPF (1986-96)". Tesis Doctoral. Universitat Autònoma de Barcelona.
- Runkle, D.E. (1991): "Liquidity Constraints and the Permanent Income Hypothesis", *Journal of Monetary Economics*, 27, págs. 73-98.
- Shea, J. (1995): "Union Contracts and the Life-Cycle /Permanent-Income Hypothesis", *American Economic Review*, 85, págs. 186-200.
- Shea, J. (1994): "Should We Test the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis with Food Consumption Data?", *Economics Letters*, 45, págs. 63-68.
- Soulesles, N.S. (2002): "Consumer response to the Reagan tax cuts", *Journal of Public Economics*, 85, págs. 99-120.
- Soulesles, N.S. (1999): "The Response of Household Consumption to Income Tax Refunds", *American Economic Review*, 89, n° 4, págs. 947-958.
- Zeldes, S. (1989a): "Optimal Consumption With Stochastic Income: Deviations From Certainty Equivalence", *Quarterly Journal of Economics*, 104, págs. 275-298.
- Zeldes, S.P. (1989b): "Consumption and Liquidity Constraints: an Empirical Investigation", *Journal of Political Economy*, 97, págs. 305-346.
- Ziliak, J.P. (1998): "Does the Choice of Consumption Matter? An Application to the Permanent-Income Hypothesis", *Journal of Monetary Economics*, 41, págs. 201-216.

Fecha de recepción del original: octubre, 2002

Versión final: noviembre, 2004

ABSTRACT

In this paper we test a rational expectations permanent income model with data drawn from the 1986-1996 Spanish Family Expenditure Survey. Among the arguments of the utility function, our model does not suppose separability among the components of total consumption (food, other nondurables and durables). The results show that Spanish households incorporate expected information into their intertemporal allocation of nondurable consumption. Nevertheless, the rejection of an excess of sensitivity of consumption to expected income is dependent upon the business cycle. Furthermore, the hypothesis of separability among the components of total consumption, which has a remarkable influence upon the acceptance of the model, is rejected.

Key words: consumption, permanent income hypothesis, panel data, consumption separability, Elasticity of Intertemporal Substitution (EIS).

JEL Classification: D12, D91, E21.