

CONSUMO Y CICLO VITAL: RESULTADOS PARA ESPAÑA CON DATOS DE PANEL

J. David LOPEZ-SALIDO *

CEMFI y Universidad Complutense

Este trabajo presenta un modelo de elección del nivel de consumo de hogares aversos al riesgo y potencialmente sujetos a restricciones de liquidez. Se estima la ecuación de Euler asociada a este problema con datos para España, durante el período 1985-89, de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares, considerando el efecto de variables características del hogar en el ciclo vital. Se obtienen estimaciones de la elasticidad de sustitución intertemporal y cierta evidencia de exceso de sensibilidad del consumo total y no duradero (sin incluir alimentación) a la variación de la renta disponible desfasada. Este último aspecto puede ser interpretado como un síntoma de la existencia de restricciones de liquidez. El análisis se extiende a diversas categorías de consumo.

1. Introducción

El estudio del consumo se ha basado en los últimos años en el contraste de la siguiente hipótesis derivada por Hall (1978): suponiendo un comportamiento óptimo a lo largo del tiempo para un hogar racional, la variación del consumo es impredecible usando variables contenidas en su conjunto de información. Dos han sido las conclusiones respecto a la contrastación de esta premisa de la Teoría del Ciclo Vital (TCV). De un lado, Flavin (1981) demostró que la variación del consumo corriente responde a la variación desfasada de la renta. El consumo resulta ser excesivamente sensible al componente predecible de la renta. Por otro lado, los trabajos de Deaton (1987) y Campbell y Deaton (1989) analizaron la relación entre las volatilidades del consumo y la renta. Si los *shocks* en la renta tienen un alto grado de persistencia (por ejemplo, la renta es un proceso integrado de orden uno) la volatilidad del consumo es inferior a la derivada del modelo, resultado conocido como exceso de suavidad del consumo. Por tanto, exceso de sensibilidad y exceso de suavidad constituyen

* Estoy en deuda con Samuel Bentolila, director de la tesina origen del artículo, por sus consejos y sucesivas revisiones. Agradezco los minuciosos comentarios de Manuel Arellano y Rafael Repullo. César Alonso, Víctor Aguirregabiria y Jorge Padilla, junto con los participantes en los seminarios del CEMFI, Banco de España y los Departamentos de Análisis Económico de las Universidades de Córdoba y Valencia enriquecieron una primera versión de este artículo. El trabajo ha contado con la colaboración en la obtención de los datos de Angel Estrada e Ignacio Hernando. Agradezco, por último, la revisión de dos evaluadores anónimos de esta revista. Todo error, que aún persista, es de mi exclusiva responsabilidad.

interrogantes que han tratado de ser explicados a través de diferentes hipótesis (véase Deaton (1992), Capítulo 5). Las más importantes líneas de investigación se basan en la existencia de restricciones de liquidez (Zeldes (1989), Deaton (1992)) para algunos hogares en la economía, y en el efecto del ahorro por motivo precaución ante contingencias futuras en renta y tipos de interés (Caballero (1990), Kimball (1990) y Weil (1990)).

Los objetivos de este artículo se centran en el contraste de las hipótesis habituales respecto al comportamiento estocástico del consumo bajo la TCV con expectativas racionales. Esto conducirá a la estimación de la elasticidad de sustitución intertemporal. Este es un parámetro clave para medir la respuesta a lo largo del tiempo del consumo a las variaciones de los tipos de interés. Se contrasta también el exceso de sensibilidad del consumo a la renta, indagando la posible existencia de hogares sujetos a restricciones de liquidez¹ como uno de sus factores explicativos. El estudio contempla asimismo la sensibilidad de los resultados para distintas categorías de gasto de consumo: alimentación, consumo no duradero no alimentario y consumo total. Junto a esto, se contrasta la separabilidad de la función de utilidad de los hogares entre consumo no duradero y duradero.

En este artículo se recogen, tratando de sintetizar y contrastar para España con un enfoque unificado, las recientes aportaciones teóricas introducidas por Zeldes (1989) respecto a la incorporación de las restricciones de liquidez en modelos de optimización dinámica, el tratamiento econométrico planteado por Runkle (1991) y, por último, la consideración de la no separabilidad de la función de utilidad contenida en Lusardi (1991) que aquí se extiende al ámbito de las restricciones de liquidez.

Disponer de datos sobre hogares es importante para contrastar esta teoría al menos por dos razones. De un lado, ante las críticas que ha sufrido la contrastación de ecuaciones de Euler con datos agregados en base al denominado «agente representativo» (véase Deaton (1992), capítulos 5 y 6). De otro, porque aprovechar datos referidos a hogares se acerca a la formulación original del modelo. Es decir, permite considerar la heterogeneidad inobservable entre hogares, así como estudiar las respuestas dinámicas entre consumo, renta disponible y tipos de interés reales. Por tanto, un aspecto de interés del artículo es que emplea una base de datos escasamente utilizada en España² y útil para este tipo de análisis: la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF).

Los resultados empíricos ponen de manifiesto la importancia de la relación entre el consumo y los tipos de interés y la dificultad para determinarla. Por otro lado, muestran cierta evidencia, aunque débil, de la existencia de exceso de sensibilidad del consumo a las variaciones de la renta disponible. Concre-

¹ Japelli y Pagano (1989) apuntan en su estudio a la existencia de restricciones de liquidez en la economía española, justificándolo en términos de un escaso grado de desarrollo de los mercados financieros. Esta constituye una motivación adicional para este artículo.

² Labeaga y López (1992) también emplean la ECPF con fines distintos.

tamente, se encuentran efectos significativos de desfases de renta sobre el consumo total y el consumo no duradero (excluyendo el grupo de alimentación). Sin embargo, el consumo de alimentación no presenta exceso de sensibilidad, en contraste con las estimaciones realizadas para Estados Unidos (véase Zeldes (1989)). Este resultado es común a los dos paneles de hogares utilizados para el contraste, que se refieren a dos períodos de interés en España: el inicio de la etapa expansiva del ciclo (1985-86) y la etapa de mayor crecimiento (1988-89). Este doble período permite analizar la estabilidad estructural de los parámetros del modelo. En la medida en que se acepte la hipótesis de exceso de sensibilidad, ésta puede ser interpretada como un síntoma de la existencia de hogares sujetos a restricciones de liquidez.

El texto se organiza de la siguiente manera: en el epígrafe segundo se presenta un modelo de optimización intertemporal que considera la presencia de hogares sujetos a restricciones de liquidez, dándose en la sección tercera contenido empírico al mismo. La extensión del modelo al caso de no separabilidad en la función de utilidad entre consumo de bienes duraderos y no duraderos se realiza en el apartado cuarto. La base de datos utilizada se presenta en el apartado quinto y los aspectos econométricos en el sexto. Por último, el apartado séptimo muestra los resultados de la estimación. El artículo concluye en el epígrafe 8.

2. Un modelo de optimización con restricciones de liquidez

En el modelo la unidad de decisión es el hogar, es decir, aquellas personas que comparten una vivienda familiar y consumen alimentos y otros bienes con cargo a un mismo presupuesto. Cada hogar se enfrenta, en el período inicial, a la maximización de su función de utilidad esperada sujeto no sólo a la habitual restricción presupuestaria intertemporal (expresión [2]), sino que el programa se modifica añadiéndole la restricción de liquidez (expresión [3]). Esto es, el hogar no puede mantener una posición deudora al final del período (comienzo del siguiente). Esta es la formalización exógena de la hipótesis de restricciones de liquidez, entendidas como restricciones de cantidad³. La posibilidad de tener acceso a un crédito no se vincula al uso de la renta laboral (Alessie *et al.* (1988) y Alessie *et al.* (1989)) o al *stock* de bienes duraderos como colaterales (Brugiavini y Weber (1992), y Alessie *et al.* (1992)). En este trabajo la elección de una modelización exógena es consecuencia directa de la insuficiencia de datos, puesto que no se dispone de información sobre los salarios de los miembros del hogar, ni del *stock* de bienes duraderos. Desde el punto de vista empírico, la incorporación de la restricción de liquidez origina una variable (el multiplicador) no observable, circunstancia que en los artícu-

³ En este modelo (siguiendo la formulación original de Zeldes (1989)) el límite inferior a la posición financiera del hogar es cero. No obstante se podría plantear la restricción [3] del texto como:

$$A_{t+k} \geq -S \quad [3']$$

de modo que, sin pérdida de generalidad, se puede resolver para $S = 0$.

los mencionados se soslaya endogeneizando el multiplicador al asociarlo a variables observables (salarios o *stock* de bienes duraderos).

Formalmente, el hogar se enfrenta al siguiente problema de optimización dinámico en tiempo discreto:

$$\text{Max } E_t \sum_{i=1}^T \left(\frac{1}{1 + \delta_i} \right)^i U(C_{it}; \theta_{it}) \quad [1]$$

s.a.:

$$A_{it} = A_{it-1} \left[\sum_{j=1}^M \omega_{it-1}^j (1 + r_{it-1}^j) \right] + Y_{it} - C_{it} \quad [2]$$

$$A_{it} \geq 0 \quad [3]$$

donde «*t*» se refiere al período e «*i*» al hogar:

$E_t(\cdot) = E(\cdot; \Omega_t)$ = Operador esperanza condicionada al conjunto de información Ω_t .

$U(\cdot)$ = Función de utilidad del hogar. Creciente y estrictamente cóncava en consumo ($U' > 0$, $U'' < 0$); y con utilidad marginal del consumo convexa: $U''' > 0$.

C_{it} = Consumo real del período.

θ_{it} = Perturbación estocástica en las preferencias.

δ_{it} = Tasa de preferencias intertemporal.

T = Horizonte vital.

A_{it} = Riqueza no humana real al final del período t .

r_{it}^j = Rentabilidad real neta de impuestos del activo j .

ω_{it}^j = Proporción de la riqueza invertida en el activo j al final del período t .

M = Número de activos de la economía.

Y_{it} = Renta del trabajo real disponible al comienzo del período t .

Las condiciones de primer orden (CPO) del problema anterior pueden expresarse de manera compacta a través de la conocida ecuación de Euler:

$$E_t \left(\frac{U'(C_{it+1}; \theta_{it+1})}{U'(C_{it}; \theta_{it})} \beta_i (1 + r_{it}) (1 + \lambda_{it}) \right) = 1 \quad [4]$$

donde λ_{it} se obtiene mediante una normalización del multiplicador asociado a la restricción de liquidez del problema del hogar¹ y β_i es el factor de des-

¹ Si se denomina λ_{it}^0 al multiplicador original del lagrangiano asociado al problema del hogar [1] - [3], se verifica la siguiente relación (véase Zeldes (1989) para más detalles):

$$\lambda_{it} = \lambda_{it}^0 \left\{ E_t \left(\frac{U'(C_{it+1}; \theta_{it+1})}{U'(C_{it}; \theta_{it})} \beta_i (1 + r_{it}) \right) \right\}^{-1}$$

cuento intertemporal que es igual a $(1 + \delta_i)^{-1}$. Asimismo, las CPO se expresan para un activo de referencia, al cual los hogares alcanzan posiciones acreedoras o deudoras en la economía. El tipo de interés real y neto de impuestos del activo es r_{it} . La ecuación [4] es una condición general de optimalidad intertemporal en las decisiones de consumo e inversión financiera del hogar. Esta condición relaciona el ratio de utilidades marginales en dos momentos del tiempo no sólo con el tipo de interés real y la tasa de descuento (δ), sino con el precio sombra de la restricción de liquidez (expresión [3]). Esta variable refleja el incremento marginal de la utilidad derivado de relajar la restricción de liquidez (es decir, la disponibilidad de fondos) en una unidad.

Tomando expectativas en [4] se obtiene:

$$\frac{U'(C_{it+1}; \theta_{it+1})}{U'(C_{it}; \theta_{it})} \beta_i (1 + r_{it}) (1 + \lambda_{it}) = 1 + \varepsilon'_{i,t+1} \quad [5]$$

con $E_t (\varepsilon'_{i,t+1}) = 0$.

Bajo expectativas racionales, el comportamiento del consumo sólo depende de las preferencias y los rendimientos. Este es el resultado más importante de la versión más simple de la TCV, la independencia del consumo de la renta pasada, variable que habrá sido considerada por los hogares en la formación de sus expectativas (racionales). Así, las preferencias y características del ciclo vital serán determinantes del comportamiento del consumo.

El presente desarrollo contempla como caso particular el de los hogares no restringidos, en los que λ_{it} es igual a cero. Si es positivo, la restricción [3] está saturada; es decir, la riqueza del hogar al final del período es nula. Si esta última fuera positiva, el hogar podría siempre, en el margen, destinar al consumo parte de su riqueza. Por ello, como en toda restricción de cantidad, λ_{it} afecta a la determinación de la senda óptima de consumo. Las conclusiones de la versión más sencilla de la teoría ya no tienen que cumplirse. El multiplicador estará relacionado con variables como la renta, la riqueza o variables de oferta de trabajo. Surge, pues, todo este conjunto de variables que afectarán a la distribución intertemporal del consumo de los hogares.

3. Especificación del modelo empírico

Para la obtención de un modelo empírico asociado a las CPO se especifica una función de utilidad con aversión relativa al riesgo constante (CRRA). Siguiendo a Zeldes (1989), se introduce un término multiplicativo que recogerá la incidencia de los factores del ciclo vital de los hogares en la determinación de su senda óptima de consumo:

$$U(C_{it}; \theta_{it}) = (1 - \alpha)^{-1} C_{it}^{1-\alpha} \exp(\theta_{it}) \quad [6]$$

Sustituyendo su primera derivada en la ecuación [5] se obtiene:

$$\left[\frac{C_{it+1}}{C_{it}} \right]^{-\alpha} \beta_i \exp[\theta_{it+1} - \theta_{it}] (1 + r_{it}) (1 + \lambda_{it}) = 1 + \varepsilon'_{it+1} \quad [7]$$

3.1. El efecto de las características del hogar

En la especificación del término θ_{it} , se distinguen dos componentes: un componente estocástico observable, vinculado a las características específicas del hogar relevantes en la decisión del consumo; y otro componente no observable, que puede ser descompuesto a su vez en dos, un efecto fijo de hogar —heterogeneidad inobservable entre hogares— y un *shock* de preferencias. Considerando estos aspectos se puede expresar θ_{it} como:

$$\theta_{it} = b_0 \text{EDAD}_{it} + b_1 \text{EDAD}_{it}^2 + b_2 Q_{it} + \xi_i + \mu_{it} \quad [8]$$

donde Q_{it} es un vector de variables que reflejan características específicas de cada hogar, tales como el número de unidades de consumo del hogar, el número de perceptores de ingresos monetarios, el tipo de hogar y variables de oferta de trabajo (situación laboral del sustentador principal o grupo de actividad al que pertenece⁵). Por otro lado, ξ_i es un efecto individual no observable asociado a cada hogar; y μ_{it} es un *shock* de preferencias que afecta a la estructura de la función de utilidad, variable a lo largo del tiempo y entre hogares, con estructura estocástica de ruido blanco.

Si se toman logaritmos en la expresión [7], se sustituye en ella la expresión [8] para el término θ_{it} y se usa una aproximación cuadrática al término $\text{Ln}(1 + \varepsilon'_{it+1})$ y lineal del término $\text{Ln}(1 + r_{it})$ se obtiene un modelo log-lineal cuya perturbación tiene media distinta de cero⁶. Si se suma y resta la mitad de la varianza del error de expectativas del hogar, se obtiene media cero para la perturbación v_{it+1} del modelo [9]⁷.

$$\begin{aligned} \Delta \text{Ln} C_{it+1} = & K_{it} + \gamma r_{it} + B_1 \text{EDAD}_{it} + B_2 \Delta Q_{it+1} \\ & + \gamma \text{Ln}(1 + \lambda_{it}) + v_{it+1} \end{aligned} \quad [9]$$

donde:

$$E(v_{it+1} / \Omega_{it}) = 0$$

$$v_{it+1} = \gamma \left[\Delta \mu_{it+1} - \varepsilon'_{it+1} - 1/2 \sigma_\varepsilon^2 + 1/2 \varepsilon_{it+1}^2 + \varphi_{it} \right] \quad [11]$$

$$K_{it} = \gamma \left[b_0 + b_1 + \text{Ln} \beta_i + 1/2 \sigma_\varepsilon^2 \right] \quad [12]$$

$$\sigma_\varepsilon^2 = E \left[\varepsilon_{it+1}^2 / \Omega_{it} \right] \quad [13]$$

⁵ Estas variables pueden estar reflejando la no separabilidad de las decisiones de consumo y ocio por parte del hogar.

⁶ Como consecuencia de la aproximación logarítmica de segundo orden del término $\text{Ln}(1 + \varepsilon'_{it+1})$ surge el término $(1/2) \varepsilon_{it+1}^2$ en el error de la ecuación [9].

⁷ En realidad, con este tratamiento se está suponiendo que $\text{Ln} C_{t+1}$ y el tipo de interés real r_t se distribuyen conjuntamente de manera normal. Bajo esta hipótesis la varianza del error de expectativas es una varianza condicional de una combinación lineal del $\text{Ln} C_{t+1}$ y de r_t (Hansen y Singleton (1982)).

φ_{it} es un término residual que se asocia con errores de aproximación y de medida y con el error de predicción vinculado al uso en la estimación de la inflación *ex-post*, en lugar de la inflación esperada, en la obtención de los tipos de interés reales. Además, φ , recoge el posible efecto de *shocks* agregados⁸.

El modelo a estimar, expresión [9], muestra aspectos de interés económico y econométrico que conviene mencionar. En primer lugar, permite recuperar la elasticidad de sustitución intertemporal, que es el parámetro que acompaña al tipo de interés real (γ). Así, γ mide la respuesta de la tasa de variación de consumo del hogar ante variaciones esperadas de los tipos de interés, *Ceteris paribus*, una elevada elasticidad de sustitución intertemporal (*v. gr.* una baja aversión relativa al riesgo) provocará que los hogares difieran su consumo, aumentando así la tasa de variación entre consumo presente y futuro. Es decir, el consumo presente se encarece en términos del consumo futuro.

En segundo lugar, el término constante (K_{it}) de la expresión [9] incluye el parámetro β_t , de modo que, a priori, puede variar entre hogares.

En tercer lugar, la especificación de una función de utilidad CRRA proporciona explicaciones más coherentes que otro tipo de especificaciones en lo relativo a la incorporación de la incertidumbre en el modelo. Con esta modelización surge un término de ahorro por motivo precaución. Como se aprecia en la ecuación [12], existe un término, $\gamma\sigma_e^2$, mayor cuanto más elevada es la elasticidad de sustitución intertemporal y cuanto mayor es la incertidumbre (medida por la varianza σ_e^2). Este término es la contribución del mencionado motivo precaución. Es decir, consiste en desplazar al futuro el consumo presente como consecuencia del efecto de la incertidumbre y de la aversión al riesgo del hogar. Lamentablemente no es posible estimar de forma separada y γ y σ_e^2 , lo que permitiría distinguir la contribución de cada factor al comportamiento del consumo⁹.

En cuarto lugar, el supuesto de expectativas racionales [10] determina las condiciones de ortogonalidad utilizables en la estimación mediante el Método Generalizado de los Momentos (MGM) (Arellano y Bond (1991)). En el modelo la perturbación es un término compuesto, cuya estructura resultará difícil identificar debido a que contiene factores asociados al error de medida (φ_{it}), incertidumbre (σ_e^2) y *shocks* de preferencias (μ_{it}). Tanto μ_{it} como φ_{it} garantizan la existencia de correlación de primer orden en el ruido.

Uno de los objetivos de este artículo consiste en analizar la existencia de restricciones de liquidez como explicación a los contrastes de exceso de sensibi-

⁸ Este término residual aunque se represente como φ_{it} puede tener variación individual φ_i , temporal φ_t o ambas φ_{it} (véase apartado 6 del artículo).

⁹ La relación entre consumo, incertidumbre y ahorro por motivo precaución se puede encontrar en Lam (1987) y Caballero (1990) —con una función exponencial— y recientemente en Kimball (1990), Weil (1990) y Deaton (1991, 1992). En este último se analiza los efectos conjuntos de restricciones de liquidez y el ahorro por motivo precaución en el contexto de la ecuación de Euler. En este sentido, López-Salido (1993b) desarrolla un modelo empírico para estimar el ahorro por motivo precaución en una función de consumo con datos de hogares.

lidad. Una forma de justificar éstos es asociarlos al término $\gamma Ln(1 + \lambda_{it})$ de la ecuación [9], para los hogares sujetos a restricciones¹⁰. Una interpretación del exceso de sensibilidad como un error de especificación asociado a la significación de *proxies* de $\gamma Ln(1 + \lambda_{it})$ tales como la variación de la renta se justifica en Bover y Muellbauer (1986)¹¹.

4. Extensión del modelo: no separabilidad de la función de utilidad

Si la función de utilidad del hogar no es separable en el consumo de los bienes duraderos y no duraderos, entonces en la ecuación de Euler asociada al problema de optimización intertemporal del hogar aparece el flujo de servicios que proporcionan los bienes duraderos entre t y $t + 1$ (Lusardi (1991)).

Sea K_{it} el *stock* de bienes duraderos del hogar i en el período t . Si el consumo (flujo de servicios) de bienes duraderos entre t y $t + 1$ es proporcional al *stock* en t (ρK_{it}) es posible formular una extensión de la función de utilidad CRRA como:

$$U(C_{it}; \rho K_{it}; \theta_{it}) = (1 - \alpha)^{-1} C_{it}^{1-\alpha} (1 - \Gamma)^{-1} \rho K_{it}^{1-\Gamma} \exp(\theta_{it}) \quad [14]$$

Sustituyendo la correspondiente utilidad marginal en la ecuación de Euler asociada al problema del hogar i bajo el supuesto de restricciones de liquidez [7] se obtiene:

$$\left[\frac{C_{it+1}}{C_{it}} \right]^{-\alpha} \left[\frac{K_{it+1}}{K_{it}} \right]^{1-\Gamma} \exp[\theta_{it+1} - \theta_{it}] \beta_i (1 + r_{it}) (1 + \lambda_{it}) = 1 + \varepsilon_{it+1}^* \quad [15]$$

Esta es la nueva CPO para el caso de la no separabilidad de la función de utilidad. Su estimación de forma no lineal resulta compleja. Por este motivo, si se vuelven a tomar logaritmos en [15], se usan las aproximaciones mencionadas en el apartado anterior, y se opera en la forma señalada en la sección anterior, se obtiene la siguiente generalización de la expresión [9]:

$$\Delta Ln C_{it+1} = K_{it} + \gamma r_{it} + B_1 EDAD_{it+1} + B_2 \Delta Q_{it+1} + \gamma Ln(1 + \lambda_{it}) + (1 - \Gamma/\alpha) \Delta Ln K_{it+1} + v_{it+1} \quad [16]$$

Así, si la función de utilidad no es separable, el cambio en el consumo de bienes no duraderos está relacionado con la tasa de variación del *stock* de bienes duraderos del hogar. Para estimar la ecuación [16] es necesario, por tanto, disponer de dicho *stock*, lo que no es posible con los datos españoles. No obstante, si se conoce el gasto en bienes duraderos de los hogares, de modo que es posible realizar una aproximación al objeto de explotar al máximo la información disponible. Para ello, debe considerarse una relación simple entre *stock* y flujo, de modo que el *stock* de duraderos en $t + 1$ sea una proporción del *stock* en el período t (siendo la tasa de depreciación Φ) más las nuevas compras

¹⁰ Si no existen restricciones de liquidez el multiplicador λ_{it} es nulo, y por tanto el término $\gamma Ln(1 + \lambda_{it})$ desaparece de la expresión [9].

¹¹ En López-Salido (1993a) se desarrollan modelos en base a esta hipótesis.

de bienes duraderos realizadas por el hogar en el período $t + 1$ (D_{it+1}). La relación se puede expresar como:

$$K_{it+1} = (1 - \Phi) K_{it} + D_{it+1} \quad [17]$$

si se dividen ambos miembros por K_{it+1} , se toman logaritmos y se opera de forma conveniente se obtiene la siguiente expresión para la variación del *stock* de bienes duraderos:

$$\Delta \text{Ln} K_{it+1} = \text{Ln} (1 - \Phi) - \text{Ln} \left(1 - \frac{D_{it+1}}{K_{it+1}} \right) \quad [18]$$

Sustituyendo [18] en [16] el modelo a estimar se transforma en:

$$\begin{aligned} \Delta \text{Ln} C_{it+1} = & K'_w + \gamma r_{it} + B_1 \text{EDAD}_{it+1} + B_2 \Delta Q_{it+1} \\ & + \gamma \text{Ln} (1 + \lambda_{it}) + (1 - \Gamma/\alpha) (-1) \text{Ln} \left[1 - \frac{D_{it+1}}{K_{it+1}} \right] + v_{it+1} \end{aligned} \quad [19]$$

siendo la nueva constante: $K'_w = K_w + (1 - \Gamma/\alpha) \text{Ln} (1 - \Phi)$.

Para la estimación de la ecuación [19], la variable $\text{Ln} \left[1 - \left(\frac{D}{K} \right)_{it+1} \right]$ se aproxima mediante una variable *dummy* que toma valor uno cuando el hogar en un determinado trimestre presenta un gasto positivo en bienes duraderos y cero en otro caso. Si no hay gasto en bienes duraderos, D_{it+1} es cero (que es el logaritmo de 1), quedando justificado el valor de la *dummy*. Si D_{it+1} es positivo y menor que el *stock* (K_{it+1}), el logaritmo de un número entre cero y uno es negativo, pero es positivo el valor de la variable en la ecuación [19] al estar multiplicada por -1 , resultando aproximada por el valor uno de la *dummy*. Esta variable se denomina en los cuadros que presentan las estimaciones en la sección 7 como DUMDUR.

5. Descripción y Tratamiento de los Datos

Para el contraste del modelo se utilizan dos paneles completos de hogares construidos a partir de la ya mencionada ECPF. El primero con 800 hogares para el período que va del primer trimestre del año 1985 hasta el segundo de 1986. El segundo aumenta la longitud temporal (del primer trimestre de 1988 hasta el cuarto de 1989) a costa de reducir el número de hogares a 183. Esta reducción se debe a que los hogares no permanecen en la muestra durante los 8 trimestres que les correspondería¹².

¹² En la ECPF los hogares deberían permanecer en la muestra ocho trimestres consecutivos, al cabo de los cuales salen de la misma para ser reemplazados por otros. Véase López-Salido (1992) para una cuantificación detallada de estas circunstancias. Por otro lado, los hogares disponibles sufren un proceso de filtrado respecto de algunas variables (gasto alimentación positivo, regularidad en la edad y sexo del cabeza de familia y respecto al comportamiento del ahorro) para obtener los paneles definitivos (López-Salido (1992)).

La elección de un doble período muestral obedece al doble objetivo ya citado en la introducción: en primer lugar, estudiar el comportamiento de las variables en dos momentos diferentes del ciclo económico en España; y, en segundo lugar, analizar la estabilidad estructural de las relaciones económicas estimadas.

En la estimación se considera el consumo agregado en tres grandes grupos de gastos: Alimentación, bebidas y tabaco; no duraderos y no alimentación y duraderos. La descripción de los datos aparece en el Apéndice. Esta clasificación responde a diferentes objetivos: de un lado, comparar los resultados para el gasto en alimentación, que es el analizado en la mayoría de los estudios para Estados Unidos, con los del resto de bienes no duraderos; y, de otro, contrastar la separabilidad intratemporal de la función de utilidad en términos de bienes de consumo duraderos y no duraderos.

A partir de los ingresos monetarios netos de impuestos de la ECPF se ha construido la renta disponible del hogar sumándole las transferencias y restándole algunos impuestos y tasas no consideradas previamente (véase el Apéndice y López-Salido (1992) para más detalles).

La ECPF muestra información sobre un conjunto de variables que permiten evaluar el comportamiento del consumo en el ciclo vital. Estas se pueden agrupar en tres grandes categorías. En primer lugar, las asociadas al tamaño, estructura y composición del hogar (variables de tipo de hogar y número de unidades de consumo del hogar). Un segundo grupo que capta el efecto del perfil de edades en el comportamiento del consumo. Por último, el tercer grupo se relaciona con variables de oferta de trabajo (entre ellas, la situación laboral, el grupo de actividad o el nivel de estudios del sustentador principal y el número de perceptores del hogar). Todas ellas aparecen descritas en el Apéndice.

La elección del tipo de interés gira en torno a dos aspectos: de un lado, el relativo a la elección del propio tipo de interés nominal; y, de otro, la obtención de un tipo de interés real y neto de impuestos específico de cada hogar aprovechando los datos de la propia ECPF.

Se consideran como los tipos de interés del modelo los tipos medios de las Letras del Tesoro a 12 meses para operaciones simples de contado con clientes. Para deflactarlo se define R_i^* como el tipo de interés nominal neto de impuestos entre t y $t + 1$ y π_{it} ¹³ la inflación *ex-post* entre t y $t + 1$ soportada por el hogar i . Así, el tipo de interés real entre t y $t + 1$ para el mismo es: $r_{it} = R_i^* - \pi_{it}$.

De esta forma, se traslada a la perturbación del modelo de regresión el error de predicción de la inflación ($\pi_{it} - \pi_{it}^e$), siendo π_{it}^e la inflación esperada por el hogar i entre t y $t + 1$.

¹³ Véase López-Salido (1992) para la construcción del Índice de Precios al Consumo (IPC) para cada hogar usando los datos de la propia ECPF.

Previamente, es necesario obtener los tipos de interés netos de impuestos. Se ha elegido un tipo impositivo marginal correspondiente a una renta media, descrita en Fernández y Saá (1989), que toma los valores 0,354 para 1985, 0,370 para los años 1986 y 1987, 0,36 para 1988 y 0,385 para 1989¹⁴. Así, se generan los tipos de interés netos de impuestos de cada período de tiempo como $R_t^* = R_t (1 - \tau_t)$, siendo τ_t el tipo impositivo aplicable entre t y $t + 1$ y R_t el tipo de interés nominal del período.

La estimación de la elasticidad de sustitución intertemporal (γ) exige disponer de tipos de interés con variación temporal e individual. La variabilidad por hogar dependerá de distintos factores. En primer lugar, de la posición financiera del hogar, para obtener tanto un tipo de interés nominal (R_{it}) como un tipo impositivo marginal (τ_{it}) específicos. En segundo lugar, de la tasa de inflación soportada por cada hogar (π_{it}) en función de su consumo. En este artículo, sólo se está considerando esta última fuente de variabilidad individual, al carecer de datos relativos a la posición financiera del hogar, por lo que R_t^* se supone constante para todos los hogares en un período determinado. Por otra parte, dada la forma en que se ha obtenido π_{it} , su variación puede estar recogiendo tanto cambios en las preferencias, como cambios en los niveles de precios soportados por los hogares. En vista de ello, las estimaciones de γ presentadas en la sección 7 se deben interpretar con la suficiente cautela.

6. Aspectos econométricos

Los modelos [9] y [19] responden a una especificación estadística de variables instrumentales. A efectos econométricos no existe diferencia entre ambas, de modo que al referirme a la ecuación [9], extendiendo los comentarios a la ecuación [19].

6.1. Estructura del residuo y estrategia para la estimación

La estimación del modelo se ha realizado por el MGM¹⁵, que en este caso se reduce a una estimación por variables instrumentales, con instrumentos obtenidos a partir las condiciones de ortogonalidad impuestas por la hipótesis de expectativas racionales en el modelo —ecuación [10]—. Para la validez de los instrumentos, y por tanto, para garantizar la consistencia es necesario tener en cuenta que el error de la ecuación [9] no es una perturbación clásica, sino que presentará algún tipo de estructura al existir, como se apuntó en la sección 3, algunos motivos que generan autocorrelación¹⁶. Así, ésta puede asociarse a la

¹⁴ Véase López-Salido (1992) para una descripción de otras posibilidades barajadas respecto a la obtención de los tipos impositivos marginales de los hogares.

¹⁵ Véase Arellano (1992), Arellano y Bond (1991) y Ogaki (1992) para una discusión general sobre esta técnica de estimación.

¹⁶ Respecto a esta circunstancia, conviene tener presente que aunque en las ecuaciones a estimar la variable dependiente está en primeras diferencias (tras log-linealizar las CPO), el ruido está en niveles (ecuación [11]).

existencia de diferencias en la tasa de descuento intertemporal entre los hogares, al error de medida en la variable dependiente, a la presencia de *shocks* agregados y al efecto de las primeras diferencias de los *shocks* de preferencias.

Si existieran diferencias en el factor de descuento (β_i) de los hogares, la constante [12] direriría entre los hogares de modo que la estimación descrita para la ecuación [9] no sería apropiada. De hecho se estaría estimando una única constante K_o cuando realmente se está en presencia de una K_{io} . Así, la diferencia entre ambas transforma la ecuación [11] en la siguiente expresión:

$$v_{it+1} = \varepsilon_{it+1} + \varphi_{it} \quad [20]$$

donde el término $\gamma\varphi_{it}$ de la expresión [11] es ahora $\varphi_{it} = K_{io} - K_{it}$; y por otro lado, $\varepsilon_{it+1} = \gamma \left[\Delta \mu_{it+1} - \varepsilon_{it+1}^* - 1/2 \sigma_\varepsilon^2 + 1/2 \varepsilon_{it+1}^* \right]$

Para contrastar este aspecto se sigue la propuesta de Runkle (1991). Esta consiste en introducir como regresor e instrumento la tasa de crecimiento del consumo desfasado dos períodos en la ecuación de Euler [9]. Si la tasa de crecimiento del consumo es especialmente alta en un hogar como consecuencia del efecto de su β_i , entonces una elevada tasa de crecimiento del consumo en el pasado implicará el mantenimiento de esta circunstancia en el presente. Por tanto, esta persistencia se mide en términos de la correlación entre $\Delta \text{Ln}C_{it+1}$ y $\Delta \text{Ln}C_{it-1}$. Por otro lado, la presencia de un efecto individual, no observable, generaría correlación positiva de primer orden en el modelo empírico.

La presencia de errores de medida en el consumo y el efecto de las primeras diferencias de los *shocks* de preferencias origina correlación de primer orden en el residuo de la expresión [9], puesto que el error es ahora de la forma:

$$v_{it+1} = \varepsilon_{it+1} + \Delta \xi_{it+1} \quad [21]$$

representando ahora $\gamma\varphi_{it}$ de la expresión [11], las primeras diferencias del error de medida en el consumo ξ_{it+1} . La estructura de correlación de la perturbación será:

$$E \left[v_{it} v_{js} \right] = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2 + 2\sigma_\xi^2 & \text{si } i = j; t = s \\ -\sigma_\xi^2 & \text{si } i = j; |t - s| = 1 \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases} \quad [22]$$

En este contexto los estimadores MGM son consistentes (Hansen (1982)). Asintóticamente los estimadores son eficientes al utilizar una matriz de ponderaciones que considera la correlación de primer orden existente en el residuo¹⁷. La habitual existencia de heterocedasticidad en este tipo de modelos es asimismo considerada al realizar contrastes robustos a esta hipótesis (White (1982)).

¹⁷ La existencia de error de medida en la renta (al introducirla como regresor en los contrastes de exceso de sensibilidad) no afecta a la consistencia del estimador del MGM (Hsiao (1986), pág. 62). Esto es aplicable a los tipos de interés considerados.

En la ecuación [9] los tipos de interés son los encargados de incorporar al modelo los efectos agregados. No obstante, la introducción de *dummies* temporales en el modelo puede ser utilizada para captar también la incidencia de efectos agregados, garantizando la consistencia de la estimación. En este artículo el uso de éstas podría también captar la posible estacionalidad, en el consumo y la renta, derivada del uso de datos trimestrales.

Además, se realiza el contraste propuesto en Runkle (1991) para analizar la presencia de shocks agregados. Este se basa en la comparación de los estadísticos de Sargan asociados con la estimación de [9] para un conjunto de «*q*» instrumentos válidos (S_{ST}); y este criterio cuando se introducen «*l*» *dummies* temporales como regresores e instrumentos (S_{CT}). Entonces el estadístico $[S_{ST} - S_{CT}]$ se distribuye asintóticamente como una χ^2 con «*l*» grados de libertad. Intuitivamente, si no hay *shocks* agregados, las citadas *dummies* serán regresores e instrumentos válidos. Por ello, si este estadístico es relativamente grande se estará en presencia de *shocks* agregados.

Los instrumentos seleccionados para las estimaciones en este artículo han sido: el sexo del sustituidor principal, su edad y edad al cuadrado además de estas variables multiplicadas por la educación y el grupo de actividad, y el logaritmo de la renta disponible, explotando todas las posibilidades de la condición de ortogonalidad a partir de $t-2$ (es decir dos desfases, al seguir los residuos un proceso de media móvil de orden uno, véase la sección siguiente). Por otro lado, como se ha mencionado anteriormente, en la estimación se han utilizado *dummies* temporales para considerar los efectos agregados (de ciclo económico) y/o la posible estacionalidad de los datos trimestrales.

7. Resultados

El tratamiento de los datos permite estudiar el comportamiento de la ecuación [9] (y [19] si se considera la no separabilidad de la función de utilidad) para tres tipos de consumo: el total, el de alimentación y el no duradero. Se partirá de la estimación de una ecuación básica para cada tipo de consumo y se irán añadiendo regresores a ésta. Estos no alteran la significatividad de los regresores de la especificación básica.

Seguidamente, se comienza discutiendo los resultados del panel 1 (1985-86) para cada tipo de consumo; para, con posterioridad, pasar a describir los del segundo panel (1988-89).

7.1. Panel 1: 1985-86

En el Cuadro 1 se muestra la estructura básica de la ecuación de Euler estimada para cada tipo de consumo en este panel. Las variables que consideran la variación del consumo en el ciclo vital muestran una gran similitud por tipos de consumo. El consumo total y el de bienes no duraderos aparecen explicados por dos grandes grupos de variables: uno, asociado a la edad (ciclo vital), que parece ser cuadrático (lo que puede entenderse como una generali-

zación de la expresión [9]); y otro, ligado a la estructura, tamaño y composición del hogar, a través de las variables T. HOGAR y NUCOM. La variable N. PERCEPT no parece afectar al comportamiento del consumo de bienes no duraderos; esta circunstancia puede asociarse al menor peso de éste en el consumo total. El consumo de alimentación parece responder a un patrón algo más próximo al consumo total; no obstante, su variación no se ve afectada por el perfil de edad del sustentador principal. Por último, en este primer periodo el comportamiento del consumo no está caracterizado por variables de oferta de trabajo, aunque bien es cierto, que la ECPF brinda escasas posibilidades de contraste a este respecto. Con todo, en este primer periodo, las *dummies* de situación laboral o de grupo de actividad no son significativas, por lo que sus resultados no se muestran.

CUADRO 1
Especificación básica del periodo I-1985 / II-1986 (panel 1)

Regresores	Total	Alimentación	No duradero
Constante	0.142 (2.052)	-0.098 (-2.615)	0.206 (2.379)
Edad	-0.004 (-2.700)		-0.005 (-2.660)
Edad 2	0.036 (2.264)		0.064 (2.158)
Δ Nucom	0.008 (2.077)	0.009 (2.802)	0.008 (1.552)
ΔT . Hogar 1	-0.550 (-2.461)	-0.412 (-3.174)	-0.604 (-2.149)
ΔT . Hogar 2	-0.045 (-0.689)	-0.059 (-0.750)	-0.030 (-0.355)
ΔN . Percept 0	-0.010 (-0.114)	-0.166 (-2.292)	
ΔN . Percept 2	0.058 (2.259)	0.064 (1.931)	
ΔN . Percept 3	0.097 (2.012)	0.054 (0.882)	
<i>R</i>	-0.0127 (-0.6444)	0.0288 (1.5769)	-0.0173 (-0.6834)
Test de Wald	41.760 (16.920)	45.220 (14.070)	30.310 (12.590)
M_1	-13.720	-11.990	-14.020
M_2	-0.370	-0.220	-1.020
Test de Sargan	27.790 (32.670)	21.880 (32.670)	28.980 (32.670)

Entre paréntesis aparece el estadístico *t* de Student y el valor crítico de la ji-cuadrado para los contrastes de significación conjunta de Wald, y de restricciones sobreidentificadoras (validez de instrumentos) de Sargan. El coeficiente de EDAD² está multiplicado por 1.000.

Una circunstancia que se repite a lo largo de los cuadros siguientes es la clara existencia de correlación de primer orden en contraposición a la inexistencia de correlación de segundo orden (al nivel de significación del 5%). M_1 y M_2

son contrastes de correlación de primer y segundo orden de los residuos del modelo estimado desarrollados por Arellano y Bond (1991). La distribución asintótica de los mismos (para N suficientemente grande) es una normal estándar. La significación conjunta (contraste de Wald) de los modelos y las restricciones de sobreidentificación (contraste de Sargan) se verifican al 5 %. Las propiedades de estos estadísticos son asintóticas en N (en estimaciones de panel) garantizándose su adecuada potencia en este tipo de contextos (véase Arellano y Bond (1991)).

CUADRO 2
Consideración de la tasa de descuento y el error de medida

Panel 1: I-85 / II-86

Regresor adicional	Total		Alimentación		No duradero	
ΔLC_{it}	0.024 (0.136)		-0.304 (-1.625)		0.275 (1.434)	
ΔLC_{it-1}		-0.004 (-0.169)		-0.054 (-0.332)		-0.024 (-1.008)
R	-0.013 (-0.688)	-0.019 (-0.783)	0.016 (0.806)	0.028 (1.189)	-0.033 (-1.211)	-0.026 (-0.864)
Test de Wald	43.770 (18.310)	19.570 (18.310)	56.380 (18.310)	27.330 (18.310)	36.580 (18.310)	22.240 (18.310)
M_1	-2.721	-12.470	-1.130	-5.020	-3.530	-12.520
M_2	-0.060	0.358	-1.850	0.170	0.788	-1.120
Test de Sargan	15.235	20.580	21.480	20.540	17.400	24.190

(*) Los valores críticos son los del Cuadro 1.

Como se mencionó en el epígrafe 6, seguidamente se incorporan como regresores la variación del consumo desfasado uno y dos periodos (Cuadro 2)¹⁸. A este respecto, como ocurre en Runkle (1991), para ningún tipo de consumo resulta ser significativa la variable ΔLC_{it-1} . Por tanto, no parece justificada la existencia de un β_i específico para cada hogar. El contraste de Wald se reduce a casi la mitad —situando al límite la significación conjunta del modelo—. Dado que la hipótesis distribucional del estadístico de Wald se basa en la existencia de una perturbación clásica, la caída en el valor de éste puede asociarse a la presencia de una elevada correlación de primer orden en el modelo.

El comportamiento del modelo al incorporar la variable endógena desfasada un período (ΔLC_{it}) resulta desigual. Claramente no es significativa en la ecuación del consumo total, siendo algo mejor su comportamiento al considerar el consumo de alimentación y no duradero. De cualquier forma, la correla-

¹⁸ En la presentación de los cuadros siguientes se muestran los coeficientes que afectan a los nuevos regresores añadidos a la especificación básica que muestran los cuadros 1 —para el primer panel— y 7 —para el segundo panel—. Los resultados de la estimación para las variables de dicha especificación básica no se ven apenas afectados al incorporar nuevas variables.

ción de primer orden, sin desaparecer, se corrige de forma sustancial. Parece existir un componente de error de medida en la generación de esta correlación (como interpretan, por ejemplo, Runkle (1991), Attanasio y Weber (1991a, b)), pero puede que no sea este el único factor que la esté generando (piénsese, por ejemplo, en la presencia de *shocks* de preferencias).

No hay evidencia de *shocks* agregados. Los estadísticos de Sargan en la estimación con *dummies* temporales ($S_{CT} = 27,793$) y sin éstas ($S_{ST} = 32,458$) resultan lo suficientemente significativos como para no rechazar la incorporación en la estimación de éstas.

Por último, como se ha señalado a lo largo del artículo, en este tipo de estimaciones es habitual contrastar el exceso de sensibilidad del consumo a la renta del hogar. Previamente, se contrastó la separabilidad intratemporal de la función de utilidad para tenerla en cuenta, si fuera necesario, al realizar los contrastes antes mencionados.

CUADRO 3
Separabilidad intratemporal de la función de utilidad

Panel 1: I-85 / II-86

Regresor adicional	Alimentación	No duradero
DUMDUR	0.065 (1.707)	0.046 (2.704)
R	0.049 (2.116)	-0.011 (-0.397)
Test de Wald	49.651 (15.510)	39.266 (15.510)
M_1	-11.858	-14.002
M_2	-0.278	-0.964
Test de Sargan	18.344 (32.670)	29.169 (32.670)

El Cuadro 3 muestra que el coeficiente de la *dummy* que considera la separabilidad (DUMDUR) es claramente significativo para el consumo no duradero. No parece que exista separabilidad en la función de utilidad de los hogares considerados en el panel. En el consumo de alimentación su incorporación posibilita obtener estimaciones de la elasticidad de sustitución intertemporal. Un aumento del tipo de interés real aumenta la tasa de variación del consumo, es decir, traslada consumo presente a consumo futuro.

En el Cuadro 4 se aprecia exceso de sensibilidad del consumo total a la renta. La tasa de variación del consumo está ligada a la tasa de variación de la renta de uno y dos períodos anteriores. Algunos autores, como Deaton (1992, capítulos 5 y 6), han señalado a esta circunstancia como un síntoma de restricciones de liquidez en los hogares, reconociendo que no existe una relación causa-efecto directa entre estas dos circunstancias (Bover y Muellbauer (1986)).

CUADRO 4
Exceso de sensibilidad en el consumo total
Panel 1: I-85 / II-86

Regresor Adicional				
LY_{it}	0.012 (1.526)			
LY_{it-1}		-0.0004 (-0.0529)		
ΔLY_{it}			0.046 (1.686)	
ΔLY_{it-1}				-0.036 (-1.919)
R	0.003 (0.001)	-0.0148 (-0.6893)	-0.022 (-1.117)	-0.016 (-0.685)
Test de Wald	42.598 (18.340)	43.316 (18.340)	46.212 (18.340)	22.963 (18.340)
M_1	-13.725	-12.650	-12.720	-11.730
M_2	-0.360	-0.590	-0.523	0.238
Test de Sargan	25.068	15.075	12.541	17.303

El consumo no duradero, al considerar la no separabilidad de la función de utilidad, muestra la misma evidencia respecto a la existencia de exceso de sensibilidad (Cuadro 6). Los contrastes realizados sin considerar la variable DUMDUR reflejaban una inexistencia de exceso de sensibilidad.

CUADRO 5
Exceso de sensibilidad en el consumo total
Panel 1: I-85 / II-86

Regresor Adicional				
DUMDUR	0.108 (1.010)	0.138 (1.402)	0.050 (1.153)	-0.017 (-0.379)
LY_{it}	-0.010 (-0.401)			
LY_{it-1}		-0.019 (-0.974)		
ΔLY_{it}			0.010 (0.261)	
ΔLY_{it-1}				-0.024 (-0.925)
R	0.049 (2.067)	0.018 (0.759)	0.018 (0.830)	0.026 (1.062)
Test de Wald	51.669 (16.920)	47.975 (16.920)	44.458 (16.920)	27.899 (16.920)
M_1	-11.773	-10.900	-10.967	-10.202
M_2	-0.260	-0.672	-0.647	-0.720
Test de Sargan	17.713 (30.140)	19.406 (30.140)	21.443 (30.140)	19.577 (30.140)

El Cuadro 5, que muestra los contrastes para el consumo de alimentación, no evidencia la existencia de exceso de sensibilidad. Runkle (1991) obtiene resultados similares y justifica así la verificación de la teoría. Quizás, como se ha mencionado, no sea este consumo el idóneo para contrastar la misma. Parece así, más adecuado para contrastar la TCV el consumo total o el de bienes no duraderos, considerando la posible no separabilidad de la función de utilidad de los hogares (en Collado (1993) se analizan este tipo de aspectos).

CUADRO 6
Exceso de sensibilidad en el consumo no duradero

Panel 1: I-85 / II-86

Regresor Adicional				
DUMDUR	0.046 (2.578)	0.044 (2.359)	0.041 (2.203)	0.046 (2.278)
LY_{it}	0.002 (0.155)			
LY_{it-1}		-0.009 (-1.157)		
ΔLY_{it}			0.085 (2.567)	
ΔLY_{it-1}				-0.038 (-1.611)
R	-0.009 (-0.344)	-0.026 (-0.934)	-0.032 (-1.191)	-0.036 (-1.153)
Test de Wald	39.354 (15.510)	44.389 (15.510)	49.248 (15.510)	33.680 (15.510)
M_1	-14.010	-13.268	-13.327	-11.445
M_2	-0.965	-1.365	-1.237	-1.521
Test de Sargan	29.049 (31.410)	18.661 (31.410)	13.828 (31.410)	21.598 (31.410)

A lo largo de los Cuadros 1 a 6 correspondientes al panel 1 se aprecia que las ecuaciones correspondientes al consumo total y de bienes no duraderos muestran unas estimaciones inestables e imprecisas de la elasticidad de sustitución intertemporal. Por otro lado, ésta presenta un valor negativo, circunstancia en principio contraria al supuesto habitual. La no significatividad e inestabilidad de este coeficiente ha sido ya puesta de manifiesto, por ejemplo, en Attanasio y Weber (1991a). Sin embargo, el comportamiento del parámetro correspondiente al tipo de interés (R) en el consumo de bienes de alimentación vuelve a diferenciarse del anterior. Aunque sigue mostrando síntomas de inestabilidad, su signo y significatividad en la ecuación se modifican. El Cuadro 1 mostraba un coeficiente de 2.8 para la elasticidad de sustitución intertemporal¹⁹ que es significativa al 10 %. Por otro lado, resulta interesante

¹⁹ El coeficiente del Cuadro 1 es 0.0288, puesto que los tipos de interés están introducidos en la regresión en tanto por ciento, cuando debieran estarlo en tanto por uno. Por ello, es necesario multiplicar por 100 el valor estimado.

reconocer que si se añaden nuevos regresores, tales como el logaritmo de la renta desfasada ($\ln Y_{it}$) — Cuadro 5— o se considera la separabilidad de la función de utilidad, el coeficiente es claramente significativo, siendo ahora en torno a 4.8.

7.2. Panel 2: 1988-89

Los resultados para el panel 2 (1988-89) presentan algunas diferencias respecto al primer panel (1985-86). Las variables que marcan la especificación inicial de la ecuación de Euler (efectos fijos observables) se han modificado, aunque no sustancialmente, en algún tipo de consumo. En el Cuadro 7 llama la atención la simplicidad de la especificación para el consumo total, que sólo resulta explicado por el número de unidades de consumo del hogar. El perfil de edades no resulta significativo en ningún tipo de consumo, y, por último, el consumo de alimentación y el de bienes no duraderos presentan similar especificación²⁰. La estructura, tamaño y composición familiar se mantienen

CUADRO 7
Especificación básica del período I-1988 / IV-1989 (panel 2)

Regresores	Total	Alimentación	No duradero
Constante	0.130 (3.057)	-0.092 (-1.943)	0.186 (3.477)
Edad			
Edad 2			
Δ Nucom	0.019 (2.397)	0.026 (3.312)	0.028 (2.592)
ΔT . Hogar 1		-0.578 (-2.996)	0.534 (3.594)
ΔT . Hogar 2		-0.534 (-2.537)	0.056 (0.411)
ΔS . Laboral 1		0.139 (2.564)	0.064 (1.013)
ΔS . Laboral 2		-0.186 (-3.244)	0.013 (0.137)
ΔS . Laboral 3		-0.340 (-2.947)	0.331 (1.697)
R	0.0476 (2.3649)	-0.041 (-1.793)	0.059 (2.362)
Test de Wald	14.089 (5.990)	77.246 (14.070)	87.749 (14.070)
M_1	-6.835	-7.403	-7.389
M_2	0.283	-1.710	1.357
Test de Sargan	35.139 (43.770)	41.782 (43.770)	37.379 (43.770)

²⁰ No obstante, la variable «Situación Laboral del Sustentador Principal» en el consumo de bienes no duraderos no presenta una significación tan clara como en el consumo de alimentación.

como factores explicativos²¹, habiéndose incorporado ahora como regresor una variable de oferta de trabajo: la situación de la actividad laboral del sustentador principal. Esta variable, alguna manera, desempeña el papel del número de perceptores respecto a la especificación del panel 1. Esta circunstancia puede apuntar, bien al efecto de *proxies* del multiplicador (Bover y Muellbauer (1986)), o bien la no separabilidad de la función de utilidad entre las decisiones de consumo y ocio (Bean (1986)).

Las conclusiones respecto a la no evidencia de un factor de descuento (β) específico para cada hogar, el efecto del error de medida en la correlación de primer orden y la necesidad de introducir *dummies* temporales²² en la estimación no se alteran respecto al primer período (véase Cuadro 8).

El Cuadro 9 presenta las estimaciones para el contraste de la separabilidad o no de la función de utilidad. A diferencia de lo ocurrido en el período 85-86 (panel 1), en éste existe evidencia de separabilidad (ni siquiera al 15 % se puede aceptar la no separabilidad en el consumo de alimentación).

Respecto a los contrastes de exceso de sensibilidad (Cuadros 10, 11 y 12), la situación no se altera respecto al primer panel²³. Aparece una respuesta, más

CUADRO 8
Consideración de la tasa de descuento y el error de medida
Panel 2: I-88 / IV-89

Regresor adicional	Total		Alimentación		No duradero	
ΔLC_{it}	0.054 (0.935)		-0.1913 (-2.0469)		0.2955 (2.4933)	
ΔLC_{it-1}		0.094 (1.226)		0.069 (0.549)		0.005 (0.146)
R	0.041 (1.924)	-0.0016 (-0.0713)	0.0012 (0.0433)	-0.0331 (-1.2955)	0.0708 (2.8829)	0.045 (1.785)
Test de Wald	9.784 (7.815)	4.926 (7.815)	23.416 (15.51)	19.726 (15.51)	64.244 (15.51)	78.550 (15.51)
M_1	-5.639	-5.185	-3.039	-4.559	-5.164	-6.604
M_2	0.632	-1.053	-2.916	-1.288	2.579	0.569
Test de Sargan	28.892	27.032	35.270	30.590	35.550	39.650

* Las estimaciones para el modelo con ΔLC_{it} al presentar una cierta evidencia de *MA* (2) en el residuo —error de medida— han sido realizadas con unos instrumentos adecuados a tal circunstancia ($t-2$) hacia atrás. Los grados de libertad del contraste de Sargan son 28 y el valor crítico de 41.340.

²¹ Esta circunstancia no se considera en Runkle (1991); y es claramente justificada en los recientes trabajos de Attanasio y Browning (1991) y Attanasio y Weber (1991a, b).

²² Los contrastes de Sargan S_{CT} y S_{ST} son respectivamente 38, 49 y 47, 70 para este segundo período.

²³ La existencia de restricciones al crecimiento del crédito en el segundo semestre de 1989 es un hecho a considerar en las estimaciones del exceso de sensibilidad para el segundo panel. En López-Salido (1992) se muestran contrastes de estabilidad de los parámetros de exceso de sensibilidad estimados, manteniéndose las conclusiones señaladas, que no parecen ser fruto de tal circunstancia, sino más bien justifican un error de especificación de la ecuación de Euler.

CUADRO 9
Separabilidad intratemporal de la función de utilidad

Panel 2: I-88 / IV-89

Regresor adicional	Alimentación	No duradero
DUMDUR	-0.044 (-1.449)	0.028 (1.114)
<i>R</i>	-0.041 (-1.766)	0.063 (2.480)
Test de Wald	55.582 (15.510)	58.777 (15.510)
M_1	-7.470	-7.406
M_2	-1.677	1.397
Test de Sargan	39.175 (43.770)	36.730 (43.770)

clara si cabe, de la variación del consumo presente a la tasa de variación de la renta pasada uno y dos períodos (esta última sólo para el consumo de bienes no duraderos). No obstante, el consumo de alimentación sigue sin presentar evidencia de esta circunstancia. La respuesta del consumo de bienes no duraderos a la variación de la renta del período anterior se refuerza cuando de la especificación se eliminan las variables de oferta de trabajo (situación laboral). El Cuadro 13 muestra las estimaciones. El tipo de interés resulta claramente significativo, y más estable. Estos resultados están en la línea de las conclusio-

CUADRO 10
Exceso de sensibilidad en el consumo total

Panel 2: I-88 / IV-89

Regresor Adicional				
LY_{it}	0.003 (0.405)			
LY_{it-1}		-0.00017 (-0.02444)		
ΔLY_{it}			0.081 (2.780)	
ΔLY_{it-1}				-0.010 (-0.406)
<i>R</i>	0.049 (2.454)	0.046 (2.146)	0.044 (2.137)	0.006 (0.294)
Test de Wald	15.559 (7.815)	9.075 (7.815)	16.124 (7.815)	4.244 (7.815)
M_1	-6.766	-6.173	-6.316	-5.430
M_2	0.294	0.154	0.093	0.098
Test de Sargan	36.065 (43.770)	30.059 (43.770)	29.847 (43.770)	27.249 (43.770)

CUADRO 11
Exceso de sensibilidad en el consumo de alimentación

Panel 2: I-88 / IV-89

Regresor Adicional				
LY_u	-0.012 (-1.293)			
LY_{u-1}		-0.0058 (-0.8389)		
ΔLY_u			-0.0222 (-0.5907)	
ΔLY_{u-1}				-0.098 (-0.302)
R	-0.0428 (-1.8547)	-0.0204 (-0.8389)	-0.0202 (-0.8329)	-0.0323 (-1.2684)
Test de Wald	60.803 (15.510)	31.790 (15.510)	23.613 (15.510)	19.535 (15.510)
M_1	-7.146	-7.085	-7.094	-6.276
M_2	-1.700	-1.363	-1.376	-1.731
Test de Sargan	41.030 (43.770)	38.935 (43.770)	38.742 (43.770)	30.945 (43.770)

CUADRO 12
Exceso de sensibilidad en el consumo no duradero

Panel 2: I-88 / IV-89

Regresor Adicional				
LY_u	0.0027 (0.0313)			
LY_{u-1}		0.0013 (0.1532)		
ΔLY_u			0.066 (1.689)	
ΔLY_{u-1}				-0.017 (-0.573)
R	0.0593 (2.3298)	0.0721 (2.8740)	0.0675 (2.7157)	0.0566 (2.1424)
Test de Wald	70.143 (15.510)	49.994 (15.510)	61.631 (15.510)	78.539 (15.510)
M_1	-7.389	-7.245	-7.249	-6.205
M_2	1.358	1.090	1.074	0.610
Test de Sargan	37.453	39.469	37.166	38.612

El valor crítico del *test* de Sargan es el indicado en el Cuadro 13.

CUADRO 13

Exceso de sensibilidad en el consumo no duradero sin considerar variables de oferta de trabajo

Regresor adicional		
ΔLY_{it}	0.082 (2.195)	
ΔLY_{it-1}		-0.0104 (-0.3507)
R	0.056 (2.462)	0.059 (2.2705)
Test de Wald	65.528 (11.070)	69.286 (11.070)
M_1	-7.230	-6.193
M_2	1.103	0.707
Test de Sargan	40.449 (46.980)	40.906 (46.980)

nes presentadas en Attanasio y Browning (1991). Es decir, la simplicidad en la especificación favorece la estimación de coeficiente de elasticidad de sustitución intertemporal y de la posible existencia de exceso de sensibilidad.

Al contrario de lo que sucede en el panel 1, el parámetro del tipo de interés (γ) en la estimación resulta muy significativo y estable en el consumo total y en el consumo de bienes no duraderos. La disponibilidad de una serie de tipos de interés auténtica (es decir, no construida) parece favorecer esta circunstancia. La elasticidad de sustitución intertemporal oscila entre 4 y 5 para el consumo total (Cuadros 7, 8 y 10); y entre 5 y algo más de 6 para el consumo no duradero (Cuadros 7, 8 y 12). La estimación de la elasticidad de sustitución intertemporal en base al consumo de alimentación resulta ser muy inestable, con signo negativo y escasa o inequívocamente no significativa.

8. Conclusiones

En este artículo se ha presentado un modelo de decisión del nivel de consumo en el que los hogares pueden estar sujetos a restricciones de liquidez (Zeldes (1989)). El artículo extiende este marco al considerar la no separabilidad de consumo duradero y no duradero en la función de utilidad (Lusardi (1991)). Se analiza el efecto de las características específicas de los hogares en la determinación de la tasa de variación del consumo, mediante el uso de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares española. La estimación y contrastación ha sido abordada con la metodología recientemente propuesta por Runkle (1991). Esta consiste en la estimación por el Método Generalizado de los Momentos, considerando la estructura de correlación de la perturbación tanto para decidir sobre los instrumentos a emplear, como para obtener la máxima eficiencia posible en la estimación (Arellano y Bond (1991)).

Las variables relativas al tamaño, estructura y composición del hogar, determinan el comportamiento del consumo a lo largo del ciclo vital, y resultan necesarias para analizar los efectos del tipo de interés sobre el consumo, en sus diferentes categorías.

La presencia de error de medida en la variable de consumo del hogar (sustituida por pago o gasto) es una fuente de correlación de primer orden en los residuos del modelo estimado. No obstante, y aún reconociendo tal motivo, en un contexto tan amplio como el permitido en el modelo presentado, puede que la presencia de esta correlación se deba al efecto de los *shocks* de preferencias en las decisiones de consumo de los hogares y/o a algún tipo de error de especificación de la ecuación.

En ningún período existe evidencia de variación entre hogares del factor de descuento intertemporal (β_i). De igual modo, no hay constancia de que la presencia de *shocks* agregados afecte a la consistencia de la estimación. El tipo de interés y el uso de *dummies* temporales garantizan la absorción de los aspectos agregados en la estimación (consideración de los factores de ciclo económico sobre el consumo).

El efecto del tipo de interés sobre el consumo resulta muy inestable y poco significativo en el primer período. Una explicación puede asociarse a la obtención de variabilidad individual únicamente a través de una tasa de inflación específica para cada hogar. Sólo el consumo de alimentación parece permitir captar la elasticidad de sustitución intertemporal (γ), situándose en torno a 5 y siendo necesario para ello reespecificar la ecuación de Euler considerando el efecto del consumo duradero (no separabilidad de la función de utilidad) y de la renta disponible del período anterior (exceso de sensibilidad). En el segundo período, a diferencia del anterior, la relación del tipo de interés y el consumo es más estable, significativa y robusta a diversas especificaciones. La elasticidad de sustitución estimada se sitúa entre 5 y algo más de 6. Es decir, un aumento de los tipos de interés, *caeteris paribus*, hace que los hogares modifiquen su patrón de consumo desplazando consumo presente al futuro.

En ambos períodos existe exceso de sensibilidad de la tasa de variación del consumo total y de bienes no duraderos a la tasa de variación de la renta disponible del período anterior. Por contra, a diferencia de los resultados obtenidos para Estados Unidos²⁴, la evidencia de exceso de sensibilidad desaparece al considerar el consumo en alimentación.

Este puede ser un síntoma (una condición necesaria, no suficiente) que apunte hacia la posible existencia de restricciones de liquidez para algunos hogares. El modelo presentado ha tratado de aislar esta hipótesis. No obstante, los resultados deben entenderse como punto de partida para futuras investigaciones.

²⁴ Véase, por ejemplo, Zeldes (1989).

Apéndice: Variables utilizadas en la estimación

Por gastos de consumo se entienden aquellos que efectúa el hogar como unidad familiar, no considerándose como tales los realizados por la empresa o explotación familiar si la hay. Aunque la variable relevante en el modelo es el consumo, la ECPF mide éste a través del valor de los bienes y servicios pagados durante los períodos de referencia. La ECPF muestra los gastos de consumo clasificados en 9 grupos diferentes que se corresponden básicamente con la clasificación considerada en la Contabilidad Nacional. Para construir la variable «Renta Disponible» de los hogares se ha seguido, igualmente, la Cuenta de Renta de la Contabilidad Nacional. Los detalles respecto a su construcción están disponibles para cualquier persona interesada.

Al definir las variables usadas en la especificación econométrica se van fijando las características del hogar de referencia, es decir, el formado por aquel conjunto de variables que no se consideran de forma expresa sino que se dejan libres en el ajuste econométrico, captándose su efecto en el término constante. Por otro lado, con este tipo de variables se puede controlar el comportamiento del consumo a lo largo del ciclo vital.

Variable: *Tipo de Hogar*

La encuesta nos proporciona la siguiente clasificación:

1. Persona sola de menos de 65 años.
2. Persona sola de 65 años y más.
3. Pareja sin niños.
4. Pareja con 1 niño.
5. Pareja con 2 niños.
6. Pareja con 3 niños y más.
7. Un adulto con niños.
8. Otro tipo de hogares.

Se considera «niño» aquella persona con menos de 14 años de edad. Por otro lado, en el grupo de «otros» se encuentran, en general, las parejas con hijos cuya edad supera los 14 años. Se generaron dos variables *dummies* que recogen la variabilidad de ésta:

T. HOGAR 1: Toma valor 1 si la respuesta del hogar es un 1 ó 2 y 0 en el resto.

T. HOGAR 2: Toma valor 1 si la respuesta del hogar es un 3 u 8 y 0 en el resto.

Los valores 4-5-6-7 van a la constante del modelo econométrico.

Variable: *Número de Perceptores con Ingresos Monetarios ordinarios*

Se considera la siguiente clasificación:

0. Hogar sin perceptor de ingresos monetarios ordinarios.
1. Hogar con 1 sólo perceptor.
2. Hogar con 2 perceptores.
3. Hogar con 3 perceptores.

4. Hogar con 4 perceptores.
5. Hogar con 5 perceptores.
6. Hogar con 6 perceptores ó más.

En los hogares sin perceptor ordinario se encuentran los parados que buscan empleo, los pensionistas y los jubilados básicamente.

Se han generado tres variables *dummies* para captar ésta:

- N. PERCEPT. 0: Toma 1 si la respuesta es 1 y un 0 en el resto.
 N. PERCEPT. 2: Toma 1 si la respuesta es 2 ó 3 y 0 en el resto.
 N. PERCEPT. 3: Toma 1 si la respuesta es 4, 5 ó 6 y 0 en el resto.

Variable: *Relación del Sustentador Principal con la Actividad Económica*

Se sigue para la elaboración de esta variable los criterios empleados por el INE. El sustentador principal se clasificará según su actividad durante la semana natural anterior al inicio de la entrevista en una sola de las siguientes rúbricas.

1. Está trabajando al menos 1/3 de la jornada normal.
2. Está trabajando menos de 1/3 de la jornada normal.
3. Parado, que busca empleo.
4. Retirado, jubilado, pensionista, etc.
5. Personas dedicadas exclusivamente a las labores del hogar.
6. Otros.

Las variables *dummies* generadas son las siguientes:

- S. LABORAL 1: Toma 1 si la situación es 3 y 0 en otro caso.
 S. LABORAL 2: Toma 1 si la respuesta es 4 y 0 en otro caso.
 S. LABORAL 3: Toma 1 si la respuesta es 5 y 6 y 0 en otro caso.

En el término constante se encuentran las respuestas 1 ó 2 de la anterior variable.

Variable: *Número de Unidades de Consumo (NUCOM)*

Esta es una variable usada para controlar el tamaño familiar, es una característica derivada por el INE. Se considera como número de unidades de consumo del hogar, según la «Escala de Oxford», la suma de los coeficientes siguientes:

- a) 1 para el sustentador principal
- b) 0,7 para el resto de adultos (14 y más años)
- c) 0,5 para cada menor de 14 años

Referencias

- Alessie, R.; Melemborg, B. y Weber, G. (1988): «Consumption, leisure and earnings-related liquidity constraints. A note», *Economics Letters* 27, pp. 101-104.
- Alessie, R.; Kapteyn, A. y Melemborg, B. (1989): «The effects of liquidity constraints on consumption», *European Economic Review* 33, pp. 547-555.
- Alessie, R.; Devereux, M. y Weber, G. (1992): «Intertemporal consumption, durables and liquidity constraints: a cohort analysis». Manuscrito.
- Arellano, M. (1992): «Introducción al análisis econométrico con datos de panel», Banco de España, Documento de Trabajo 9222.
- Arellano, M. y Bond, S. (1988): «Dynamic panel data estimation using DPD: a guide for users», Institute for Fiscal Studies, Working Paper 15.
- Arellano, M. (1991): «Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and application to employment equations», *Review of Economics Studies* 58, pp. 277-297.
- Attanasio, O. P. y Weber, G. (1991a): «Consumption growth, the interest rate and aggregation». Manuscrito Stanford University, de próxima aparición en *Review of Economic Studies*.
- Attanasio, O. P. (1991b): «Consumption growth and excess sensitivity to income: evidence from US micro data». Manuscrito.
- Attanasio, O. P. y Browning, M. (1991): «Consumption over the life cycle and over the business cycle». Manuscrito.
- Bean, C. (1986): «The estimation of surprise models and the surprise consumption function», *Review of Economics Studies* 53, pp. 497-516.
- Bover, O. y Muellbauer, J. (1986): «Liquidity constraints and aggregation in the consumption function under uncertainty», Institute of Economics and Statistics, Applied Economics Discussion Paper 12, University of Oxford.
- Brugiavini, A. y Weber, G. (1992): «Durable and nondurable consumption: evidence from Italian household data», Institute for Fiscal Studies Working Paper 92/13.
- Caballero, R. (1990): «Consumption puzzles and precautionary savings», *Journal of Monetary Economics* 25, pp. 113-136.
- Campbell, J. y Deaton, A. (1989): «Why is consumption so smooth?», *Review of Economic Studies* 56, pp. 357-374.
- Carroll, C. D. (1992): «The buffer-stock theory of saving: some macroeconomic evidence», *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 1992, pp. 61-156.
- Collado, M. D. (1993): «Separability and aggregate shocks in the life-cycle model of consumption: evidence from Spain», manuscrito CEMFI.
- Deaton, A. (1987): «Life-cycle models of consumption: is the evidence consistent with the theory?» en Truman F. Bewley (eds.), *Advances in Econometrics, Fifth World Congress Volumen 2*, Cambridge University Press, pp. 121-148.
- Deaton, A. (1992): *Understanding Consumption*, Clarendon Press, Oxford.
- Deaton, A. (1991): «Saving and liquidity constraints», *Econometrica* 59, pp. 1221-1248.
- Fernández, E. y Saá, J. (1989): «Evolución reciente de los tipos de interés netos de impuestos en los países industrializados. Comparación con España». *Boletín Económico Banco de España*, Diciembre, pp. 11-20.
- Flavin, M. (1981): «The adjustment of consumption to changing expectations about future income», *Journal of Political Economy* 89, pp. 974-1109.
- Hall, E. R. (1978): «Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence», *Journal of Political Economy* 86, pp. 971-987.
- Hansen, L. P. (1982): «Large sample properties of generalized method of moments estimators», *Econometrica* 50, pp. 1029-1054.
- Hansen, L. P. y Singleton, K. J. (1982): «Generalized instrumental variables estimation of non-linear rational expectations models», *Econometrica* 50, pp. 1269-1286.
- Hsiao, C. (1986): *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Japelli, T. y Pagano, M. (1989): «Consumption and capital market imperfections: an international comparison», *American Economic Review* 79, pp. 1088-1105.

- Kimball, M. (1990): «Precautionary saving and the marginal propensity to consume», National Bureau of Economic Research, Working Paper 3403.
- Labeaga, J. M. y López, A. (1992): «Simulation of tax reforms for Spain», Fundación Empresa Pública, Documento de Trabajo 92/14.
- Lam, P. (1987): «The consumption function under exponential utility», *Economics Letters* 25, pp. 207-211.
- López-Salido, J. D. (1992): «Ciclo vital, consumo y restricciones de liquidez: resultados para España con datos de panel», Documento de Trabajo 9214, CEMFI.
- López-Salido, J. D. (1993a): «Consumption behavior and signal extraction from individual income», manuscrito CEMFI, tesis doctoral en curso.
- López-Salido, J. D. (1993b): «Precautionary saving and household's income: some theoretical and microeconomic implications», manuscrito CEMFI, tesis doctoral en curso.
- Lusardi, A. (1991): «Permanent income, current income and consumption: evidence from panel data», manuscrito Princeton University.
- Ogaki, M. (1992): «Generalized Method of Moments: Econometric Applications», en *Handbook of Statistics, Vol. II: Econometrics* G. S. Maddala, C. R. Rao and H. D. Vinod (eds.), Amsterdam: North-Holland.
- Runkle, D. E. (1991): «Liquidity constraints and the permanent-income hypothesis», *Journal of Monetary Economics* 27, pp. 73-98.
- Weil, P. (1990): «Precautionary savings and the permanent income hypothesis», Harvard Institute of Economic Research, Discussion Paper 1509, Harvard University, de próxima aparición en *Review of Economic Studies*.
- White, H. (1982): «Instrumental Variables Regression with Independent Observations», *Econometrica* 50, pp. 483-499.
- Zeldes, S. P. (1989): «Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation», *Journal of Political Economy* 97, No. 21, pp. 305-346.

Abstract

In this paper I present a standard model of consumption choice for risk averse and potentially liquidity constrained households in an uncertain environment. The Euler equation for this problem is then estimated with Spanish data for the period 1985-89 from the Encuesta Continua de Presupuestos Familiares. I consider the effect of households' characteristics on their life-cycle consumption path. I obtain estimates of the intertemporal substitution elasticity, and some evidence of excess sensitivity of total and non-durable consumption (without including food consumption) to lagged disposable income growth. This latter aspect can be interpreted as indicating the presence of liquidity constraints. The basic analysis is extended to different types of consumption.

*Recepción del original, septiembre de 1992
Versión final, mayo de 1993*