

Estudios de Economía Aplicada  
Nº 11, 1999. Págs. 63-83

# Consumo privado y restricciones de liquidez: el caso español

GARCÍA GARCÍA, A.  
*Universidad de Extremadura*

Agradezco sinceramente la ayuda y las valiosas sugerencias de Eduard Berenguer y Julián Ramajo, tanto en la realización de mi tesis como en la elaboración de este artículo. También quiero agradecer los comentarios de un evaluador anónimo. La labor de Eladio Maqueda fue fundamental para el tratamiento de los datos de la ECPF. Igualmente quiero agradecer el apoyo económico de la Fundación Caja de Madrid y de la DGES, a través del proyecto PB96-0477.

## RESUMEN

En este trabajo se ofrecen estimaciones de la elasticidad de sustitución intertemporal del consumo privado para el caso español. Los contrastes del modelo del Ciclo Vital-Renta Permanente con expectativas racionales han ofrecido resultados contrarios a la teoría, sobre todo con datos agregados. En nuestro trabajo se utilizan cohortes que han sido construidas con los datos de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares para los años 1985-1992. Los contrastes habituales sobre la presencia de restricciones de liquidez no proporcionan los resultados esperados debido, entre otras cosas, al diseño de la muestra. Se encuentra, no obstante, que la variación en el endeudamiento familiar sí afecta a las pautas de consumo, lo cual puede ser un indicio de la presencia de restricciones de liquidez.

**Palabras clave:** Consumo, Ahorro, Ciclo vital, Renta permanente, Restricciones de liquidez, Cohortes.

## SUMMARY

In this paper, empirical evidence on elasticity of intertemporal substitution for Spanish household consumption is showed. Several recent studies have rejected the lifecycle-permanent income hypothesis using aggregate time series. The rejection of the theory has often been blamed on the restrictive assumptions adopted in order to test the hypothesis. This article tests the household behaviour using cohort data from the Spanish *Encuesta Continua de Presupuestos Familiares*. This source allows us to relax some of the most restrictive assumptions by using data with a certain degree of disaggregation. Evidence of consumer behaviour following the theory is found. Indirect evidence of liquidity constraints is also found.

UNESCO: 530401, 530717.

Artículo recibido en septiembre de 1998. Revisado en enero de 1999.

## 1. Introducción

La aparición, durante la segunda mitad de los años 50, de las teorías de la Renta Permanente y del Ciclo Vital permitió plantear el estudio del comportamiento del consumo privado en función de individuos mucho más complejos que el simple consumidor keynesiano. En lugar de obedecer a los dictados de la renta corriente, al individuo se le supone previsor y preocupado por establecer una senda de consumo estable a largo plazo. De estos planteamientos surgirá todo el desarrollo posterior de la teoría moderna del consumo, hasta que el trabajo de Hall (1978) marca un nuevo hito en la investigación sobre el tema al introducir el enfoque de *expectativas racionales* en la hipótesis del Ciclo Vital-Renta Permanente.

Desde sus orígenes, el desarrollo de estas teorías ha llevado aparejado la asunción de una serie de supuestos que, en algunos casos, han sido muy restrictivos. Uno de ellos proviene de la definición de la *renta permanente* en términos del valor esperado de los recursos vitales, lo cual obliga a considerar que los mercados de capitales son perfectos, permitiendo el endeudamiento de los consumidores con cargo a sus rentas futuras.

Con la introducción del enfoque de las expectativas racionales en la teoría del consumo, la existencia de *restricciones de liquidez* aparece como uno de los argumentos más utilizados para explicar la inconsistencia entre la teoría y los datos. Concretamente, esta circunstancia sirve para explicar el *exceso de sensibilidad* del consumo ante la renta, reflejada en la correlación observada entre valores de consumo y valores contemporáneos de la renta.

Este resultado fue estimado por primera vez en 1981 por Flavin y por Hayashi utilizando métodos alternativos. Desde entonces se han publicado muchos artículos acerca de las restricciones de liquidez, contrastando su existencia o estimando su importancia.

Nuestro trabajo analiza algunas cuestiones relacionadas con este tema. En el segundo apartado se desarrolla el modelo teórico que se ha hecho habitual para las modelizaciones del comportamiento del consumidor con datos desagregados. Este tipo de datos permite una mayor fidelidad a los planteamientos teóricos del modelo, que tienen un claro carácter microeconómico. También se plantea el contraste de *exceso de sensibilidad* que se incorpora habitualmente a dicha modelización. Las características de los datos y las variables utilizadas en las estimaciones se recogen en el tercer apartado, en el que igualmente se ofrecen los primeros resultados obtenidos. En el cuarto apartado se realiza una crítica al planteamiento tradicional del problema y se propone un método alternativo para contrastar la presencia de restricciones de liquidez, a la vez que se complementa el modelo y se ofrecen los resultados de las estimaciones. En el último apartado se recogen las principales conclusiones.

## 2. Planteamiento del modelo teórico

Es bien conocido el planteamiento de la cuestión como un problema de optimización dinámica en el que el consumidor maximiza en cada momento del tiempo ( $t$ ) una función de utilidad que se supone separable aditivamente en el tiempo<sup>1</sup>, es decir:

$$\max E_t \left[ \sum_{i=0}^T \left( \frac{1}{1+d} \right)^i U(C_i, \mathbf{f}_i) \right] \quad [1]$$

sujeto a la restricción presupuestaria intertemporal:

$$A_{t+1} = (1+r_t)(A_t + Y_t - C_t) \quad [2]$$

y a las restricciones de no negatividad del consumo ( $C_t \geq 0$ ) y de la riqueza no humana ( $A_t \geq 0$ ). Donde  $U(\cdot)$  es la función de utilidad de un período,  $\delta$  es la tasa de preferencia temporal,  $C_t$  es el consumo real,  $A_t$  es la riqueza no humana,  $r_t$  es el tipo de interés real después de impuestos,  $Y_t$  es la renta disponible real y  $\mathbf{f}$  representa los gustos de cada familia.

Desde el trabajo de Hall (1978) ha sido habitual utilizar las ecuaciones de Euler para caracterizar la senda óptima del consumo familiar. Esto es, se utilizan las condiciones de primer orden del anterior problema de maximización. Si suponemos que el mercado de capitales es perfecto y que los individuos no sufren restricciones de liquidez, dichas condiciones pueden expresarse como:

$$E_t \left[ \frac{U'(C_{t+1}, \phi_{t+1})}{U'(C_t, \phi_t)} \frac{1+r_t}{1+\delta_t} \right] = 1 \quad [3]$$

donde  $U'(\cdot)$  se refiere a la derivada parcial de  $U(\cdot)$  respecto al consumo.

Si el consumidor forma sus expectativas racionalmente, la expresión (3) se transforma en la siguiente:

$$\frac{U'(C_{t+1}, \mathbf{f}_{t+1})}{U'(C_t, \mathbf{f}_{t+1})} \frac{1+r_t}{1+d_t} = 1 + u_{t+1} \quad [4]$$

donde  $u_{t+1}$  es el error de expectativas.

1. En Deaton (1992) se encuentra ampliamente desarrollado el tema, con abundantes referencias a los distintos planteamientos del problema recogidos en la literatura.

A menudo, la anterior expresión ha servido de base para contrastar la teoría asumiéndose, en cada caso, supuestos bastante restrictivos. Por eso se ha afirmado que el rechazo de la hipótesis del Ciclo Vital-Renta Permanente es fruto de los supuestos intermedios adoptados en su contrastación, más que el resultado de los fallos de la propia teoría<sup>2</sup>. Por ejemplo, ha sido frecuente considerar que la tasa de preferencia temporal sea igual al tipo de interés, con lo que se reduce y simplifica la expresión anterior y se facilitan enormemente las estimaciones del modelo, al eliminar la necesidad de calcular el tipo de interés y la tasa de preferencia temporal (variable no observable). Así es posible llegar al famoso resultado de Hall, según el cual el consumo óptimo sigue una senda que obedece a un paseo aleatorio con una tendencia.

No obstante, uno de los supuestos teóricos más contestados ha sido el del *agente representativo*. La complejidad teórica que produce considerar la diversidad de individuos se ha unido a la tradicional escasez de datos de carácter microeconómicos para justificar el estudio del consumo desde el punto de vista agregado. La disponibilidad de este tipo de datos y el desarrollo de las técnicas econométricas apropiadas para su tratamiento han supuesto un impulso a la investigación al permitir relajar alguno de los supuestos más restrictivos<sup>3</sup>.

Otra cuestión fundamental se centra en la elección de una forma funcional específica para caracterizar la utilidad de los consumidores. La utilización de datos agregados obligaba a ignorar la existencia de gustos diferenciados entre individuos o grupos. En nuestro caso consideraremos una función de utilidad individual con aversión relativa al riesgo constante. Esto es:

$$U(C_{i,t}, \mathbf{f}_{i,t}) = \frac{1}{1-\alpha} C_{i,t}^{1-\alpha} \exp \mathbf{f}_{i,t} \quad [5]$$

donde  $\alpha$  es el coeficiente de aversión relativa al riesgo, que se supone constante e igual para todas las familias. Estas funciones de utilidad isoelásticas son empleadas tradicionalmente en este tipo de trabajos, puesto que presentan algunas ventajas con relación a las funciones de utilidad cuadráticas. Entre estas ventajas podemos

2. Cuestiones como la separabilidad intertemporal, la separabilidad entre distintos tipos de consumo, la duración de la vida del individuo, la existencia de mercados de capitales perfectos, etc. han sido ampliamente tratados en la literatura. Ver, por ejemplo, Hall (1987) o Deaton (1992).

3. Al igual que los trabajos sobre consumo en USA utilizan los datos proporcionados por el *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) o por el *Consumer Expenditure Survey* (CEX), en España los trabajos recientes de López-Salido (1992), López-Salido (1993) y Cutanda (1995), aprovechan la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF), elaborada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) desde 1985. Precisamente esta será la fuente utilizada en nuestro trabajo.

citar que consideran el ahorro por motivo precaución o, como señala Kimball (1990), que garantizan individuos con *prudencia absoluta* decreciente.

Partiendo de la expresión (4), y tras realizar algunas transformaciones, podemos obtener la Ecuación de Euler para el comportamiento del consumo:

$$\mathbf{D} \ln C_{i,t+1} = \frac{1}{\mathbf{a}} [\mathbf{D} \mathbf{f}_{i,t+1} + \ln(1 + r_{i,t}) - \ln(1 + \mathbf{d}_i) - \ln(1 + u_{i,t+1})] \quad [6]$$

Seguiremos la descomposición del error de expectativas propuesta por Zeldes (1989) y supondremos que los gustos familiares se pueden formular como:

$$\mathbf{f}_{i,t} = \sum_{h=1}^n \mathbf{b}^h X_{i,t}^h + \mathbf{w} + \mathbf{h}_i + e_{i,t} \quad [7]$$

donde se recogen unos factores observables, que varían entre las familias y en el tiempo ( $X$ ), y factores inobservables, con un componente fijo propio de cada familia ( $\omega$ ), otro componente agregado variable en el tiempo ( $\eta$ ) y un término de error independiente de los otros dos ( $e$ ).

Así, tras agrupar algunos términos, la ecuación de Euler se transforma en la siguiente expresión:

$$\mathbf{D} \ln C_{i,t+1} = k_i + k_t + \frac{1}{\mathbf{a}} \sum_{h=1}^n \mathbf{b}^h \mathbf{D} X_{i,t+1}^h + \frac{1}{\mathbf{a}} \ln(1 + r_{i,t}) + \mathbf{e}_{i,t+1} \quad [8]$$

donde  $k_i$  es el efecto específico de cada familia,  $k_t$  es el efecto fijo temporal, y  $\mathbf{e}_{i,t+1}$  es el término de error, con media cero, varianza constante y que, según el supuesto de expectativas racionales, no estará correlacionado con la información conocida por los individuos antes del período  $t+1$ <sup>4</sup>.

La expresión (8) ha sido tomada últimamente como referencia para el contraste de la teoría del ciclo vital-renta permanente bajo el enfoque de expectativas racionales.

4. El error de expectativas ( $1 + u_{i,t+1}$ ) se descompone en un producto de dos componentes: ( $1 + u_{i,t+1}^a$ ) componente agregado (igual para todas las familias), y ( $1 + \mathbf{n}_{i,t+1}$ ) es el verdadero error de expectativas. Los términos citados en el texto son:

$$k_i = \frac{1}{\mathbf{a}} [-\ln(1 + \mathbf{d}) - \frac{1}{2} \mathbf{s}_n^2], \quad k_t = \frac{1}{\mathbf{a}} [\Delta \mathbf{h}_{t+1} - \ln(1 + u_{i,t+1}^a)] \quad \text{y}$$

$$\mathbf{e}_{i,t+1} = \frac{1}{\mathbf{a}} [\Delta e_{i,t+1} - \ln(1 + \mathbf{n}_{i,t+1}) + \frac{1}{2} \mathbf{s}_n^2] \quad \text{Para un desarrollo pormenorizado ver Zeldes (1989).}$$

les, fundamentalmente cuando se utilizan datos de panel. En un trabajo anterior y utilizando cohortes hemos contrastado la teoría sobre el comportamiento del consumo a partir de la expresión<sup>5</sup>:

$$\Delta \ln C_{i,t+1} = k_0 + \frac{1}{a} \sum_{h=1}^n b^h \Delta X_{i,t+1}^h + \frac{1}{a} \ln(1+r_{i,t}) + e_{i,t+1} \quad [9]$$

en la que consideramos un término independiente ( $k_0$ ) igual para todas las familias (o cohortes); es decir:  $k_i = k_0$ . Por otro lado, en principio también supondremos que no existe efecto temporal ( $k_t$ ) que, en cualquier caso, quedaría incorporado a la perturbación, justificando así la posterior introducción de *dummies* temporales para salvar sus efectos en la estimación del modelo.

La presencia en el modelo de una variable (el tipo de interés) que no es conocida a priori por los individuos en el período corriente y que consideramos endógena hace que utilicemos la técnica de variables instrumentales en dos etapas, lo cual, a pesar de todo, no nos garantiza la eliminación de otros problemas adicionales. En cualquier caso, para que la estimación proporcione resultados consistentes es necesario que no exista correlación entre las variables explicativas y la perturbación, por lo que es necesario poner especial cuidado en la elección de los instrumentos.

Diversos autores señalan varios problemas en este tipo de estimaciones debido a que el término de error del modelo probablemente presentará autocorrelación, haciendo las estimaciones ineficientes y, posiblemente, inconsistentes<sup>6</sup>. Los motivos de la existencia de correlación en las perturbaciones son varios. Runkle (1991) y Keane y Runkle (1992) afirman que las causas fundamentales de la correlación de los residuos pueden encontrarse en la presencia de efectos individuales persistentes o en la existencia de errores de medida en el consumo.

Tradicionalmente, el procedimiento seguido para salvar esta dificultad y eliminar la heterogeneidad fija inobservable ( $\mu_i$ ) consiste en estimar el modelo en primeras diferencias:

$$\Delta \ln C_{i,t+1} - \Delta \ln C_{i,t} = \Delta^2 \ln C_{i,t+1} = \frac{1}{a} \sum_{h=1}^n b^h \Delta^2 X_{i,t+1}^h + \frac{1}{a} \Delta \ln(1+r_{i,t}) + \Delta e_{i,t+1} \quad [10]$$

La ecuación (10) sí se puede estimar consistentemente mediante variables instrumentales. Si el término de perturbación ( $\varepsilon'_{i,t+1}$ ) está correlacionado con las va-

5. García, A. (1995) y García, A. (1999). En dichos trabajos se desarrolla el modelo más detalladamente y se ofrecen otros resultados de las estimaciones.

6. Ver Runkle (1991) Keane y Runkle (1992) o López-Salido (1993).

riables explicativas, el término de error del modelo en primeras diferencias será un MA(1), por lo que las condiciones de ortogonalidad vendrán dadas por:

$$E_t [\Delta \mathbf{e}_{i,t+1} / I_{i,t-1}] = 0 \quad [11]$$

es decir, sólo las variables fechadas en  $(t-1)$  o antes serán instrumentos válidos para la estimación.<sup>7</sup> En nuestras estimaciones utilizamos, dentro de lo posible, el mismo conjunto de instrumentos, siguiendo la línea marcada por Attanasio y Weber (1994), que deciden *apilar* los instrumentos en lugar de hacer diferentes regresiones para cada cohorte en la primera etapa.

#### — Contraste de exceso de sensibilidad

Asociado a la anterior especificación ha sido práctica habitual realizar un contraste de exceso de sensibilidad del consumo ante variaciones en la renta corriente, tanto si se utilizaban datos agregados como desagregados. En nuestro caso, el contraste se basa en la expresión:

$$\Delta \ln C_{i,t+1} = k_i + k_t + \frac{1}{a} \sum_{h=1}^n b^h \Delta X_{i,t+1}^h + \frac{1}{a} \ln(1+r_{i,t}) + b_0 \Delta \ln Y_{i,t} + \mathbf{e}_{i,t+1} \quad [12]$$

7. Sin embargo, la validez de este conjunto de instrumentos está condicionada por la posible presencia de errores de medida en el consumo, que modificarían la estructura del término de error de la especificación transformándolo en:

$$\mathbf{e}_{i,t+1} = \mathbf{e}_{i,t+1} + \mathbf{y}_{i,t+1} - \mathbf{y}_{i,t} = \mathbf{e}_{i,t+1} + \Delta \mathbf{y}_{i,t+1}$$

siendo  $\mathbf{v}_{i,t}$  el error en la medida del consumo de la familia  $i$  durante el periodo  $t$ . Esto hace que el término de error de la ecuación básica sea un MA(1). En nuestro caso asumimos la existencia de dichos errores de medida por el carácter semiagregado de los datos empleados en las estimaciones. Si además, suponemos que efectivamente existe heterogeneidad fija no observable ( $\mu_i$ ), la perturbación del modelo original será la combinación de dos MA(1):

$$\mathbf{e}_{i,t+1} = \mathbf{e}_{i,t+1} + \Delta \mathbf{y}_{i,t+1} + \mathbf{m}$$

La necesidad de resolver el problema de los efectos fijos persistentes empleando el modelo en primeras diferencias origina que el término de error de la ecuación (10) sea:

$$D\mathbf{e}_{i,t+1} = D\mathbf{e}_{i,t+1} + D\mathbf{y}_{i,t+1}$$

que será un MA(2), haciendo que el conjunto de instrumentos válidos sea el fechado en  $(t-2)$  o antes; es decir, las condiciones de ortogonalidad vendrán definidas por:

$$E_t [\Delta \mathbf{e}_{i,t+1} / I_{i,t-2}] = 0$$

donde  $D \ln Y_l$  es una medida del crecimiento de la renta laboral. Un coeficiente  $\beta_0$  positivo y significativo es interpretado tradicionalmente como prueba del *exceso de sensibilidad* del consumo.

De nuevo es necesario prestar especial atención a los instrumentos utilizados si, al igual que hacemos con el consumo, asumimos que existen errores de medida en la renta laboral:

$$\ln Y_{l,t} = \ln Y_{l,t}^* + \phi_{i,t} \quad [13]$$

siendo  $Y_{l,t}^*$  el verdadero valor de la renta laboral, y  $\phi_{i,t}$  el error de medida. Ante la posibilidad de que  $\phi_{i,t}$  sea un MA(1), la siguiente expresión para contrastar el *exceso de sensibilidad*:

$$\Delta^2 \ln C_{i,t+1} = \frac{1}{a} \sum_{h=1}^n \mathbf{b}^h \Delta^2 X_{i,t+1}^h + \frac{1}{a} \Delta \ln(1 + r_{i,t}) + \mathbf{b}_0 \Delta^2 \ln Y_{l,t} + \Delta \mathbf{e}_{i,t+1} \quad [14]$$

deberá estimarse utilizando instrumentos fechados en  $(t-3)$  o antes.

La presencia de *exceso de sensibilidad* en el consumo ha sido tradicionalmente justificada por la existencia de *restricciones de liquidez*. Es decir, ante un incremento en la renta el consumo crece, entre el período actual y el siguiente, más rápido de lo que predice la teoría. Esto puede obedecer a que la renta del período es baja y el consumidor es incapaz de obtener un préstamo para financiar su consumo actual, que se sitúa por debajo de su nivel óptimo. Ante esta situación, el consumidor se enfrenta a restricciones de liquidez y dedica todo, o una gran proporción del incremento de su renta, a aumentar su consumo corriente.

El modelo teórico desarrollado se basa en el supuesto de que el consumidor puede obtener y conceder un préstamo al mismo tipo de interés y que, además, el consumidor puede pedir prestada cualquier cantidad a ese mismo tipo de interés, con cargo a su riqueza vital, ya sea riqueza física o humana. Siguiendo la línea marcada por Hayashi (1985) podemos decir que una familia sufre restricciones de liquidez cuando se enfrenta a restricciones en la cantidad que puede pedir prestada (racionamiento del crédito) o cuando los tipos disponibles para los créditos que solicita son mayores que los tipos a los que puede prestar (diferencial en los tipos de interés). Esta ruptura del supuesto de mercados de capitales con funcionamiento perfecto tiene fuertes implicaciones en el comportamiento del consumo, tal como se muestra en los siguientes gráficos<sup>8</sup>:

8. Los gráficos han sido contruidos a partir de los que aparecen en Hayashi, F. (1987): "Test for liquidity constraints: a critical survey and some new observations", pag. 94, 95 y 96. En los gráficos se supone que el consumidor conoce las rentas del período actual y del futuro ( $Y_1$ ,  $Y_2$ ), las cuales

Figura nº 1: Modelo sin restricciones de liquidez

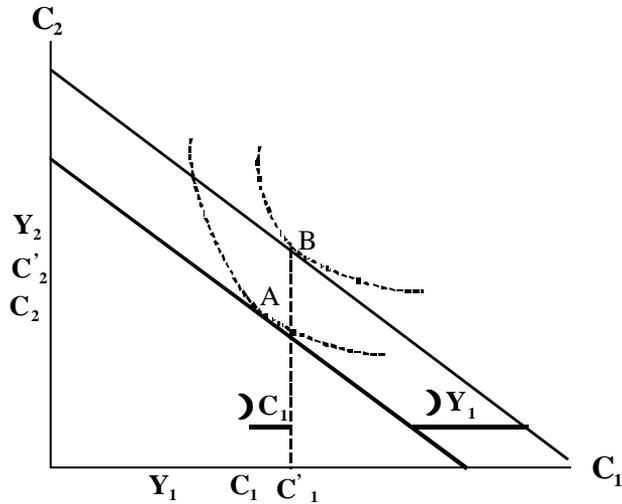
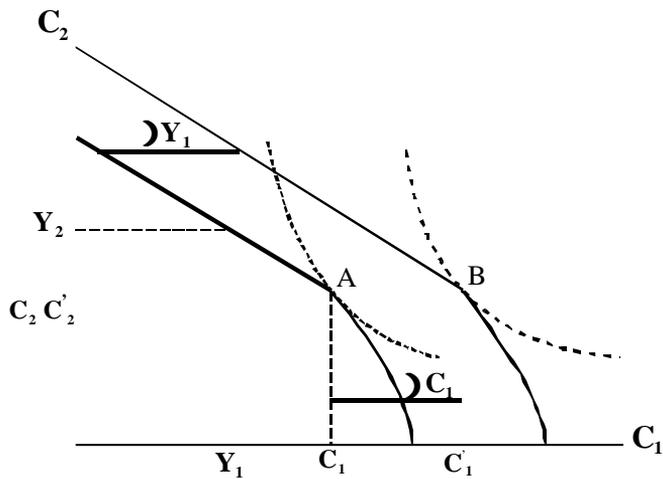


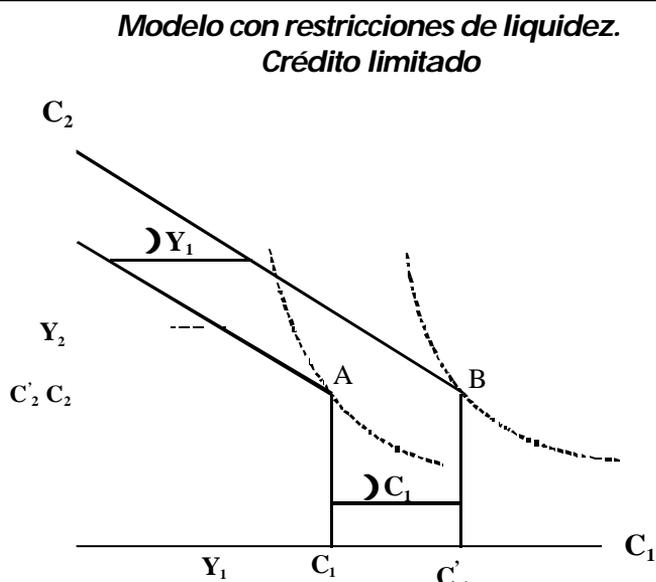
Figura nº 2: Modelo con restricciones de liquidez

*Tipo de interés creciente*



determinan la restricción presupuestaria intertemporal. En el caso de ausencia de restricciones de liquidez, el consumo óptimo ( $C_1$ ,  $C_2$ ) viene dado por el punto A, donde la relación marginal de sustitución es igual a  $(1+r)$ . Los otros dos gráficos muestran dos versiones de restricciones de liquidez: crédito con tipo de interés creciente en función de su cuantía y crédito limitado hasta el volumen máximo ( $C_1 - Y_1$ ).

Figura n° 3: Modelo con restricciones de liquidez.



En los gráficos se observa el efecto de un cambio en el nivel de renta ( $\Delta Y = \Delta Y_1$ ) sobre el plan de consumo óptimo ( $C_1, C_2$ ). En los tres casos se produce variación en el consumo óptimo debido a que la restricción presupuestaria intertemporal se ve afectada. Puede observarse que en el primer caso  $\Delta C < \Delta Y$ , con una propensión marginal a consumir menor que uno ante la variación en la renta. Sin embargo, en los gráficos con restricciones de liquidez, se observa que el consumo óptimo aumenta en el período 1 en la misma cuantía en la que aumenta la renta ( $\Delta C = \Delta Y$ ). Es decir, la propensión marginal a consumir ante la variación en la renta es igual a uno, contrariamente a lo que predice la teoría.

El resultado obtenido en el ejemplo anterior es fácilmente generalizable para casos más realistas, apoyando la conclusión de que la existencia de restricciones de liquidez afecta a la relación entre consumo y renta a corto plazo. Esto ayuda a explicar el resultado de exceso de sensibilidad del consumo ante variaciones en la renta corriente.

### 3. Descripción, tratamiento de los datos y resultados de las estimaciones iniciales

Los datos utilizados provienen de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF), que es la fuente habitual para los trabajos más recientes sobre el consu-

mo desagregado en España. Dicha encuesta tiene carácter trimestral, con un tamaño muestral teórico de 3200 hogares, para los que se recogen 258 categorías de gasto clasificadas según su naturaleza<sup>9</sup>. En cuanto a los ingresos, la ECPF computa los ingresos monetarios netos y los ingresos en especie recibidos por el hogar, clasificándolos en 11 categorías según su naturaleza y su origen. Además, la ECPF también recoge información sobre una serie de variables socioeconómicas y demográficas asociadas al hogar. Algunas de estas variables serán aprovechadas en nuestro trabajo para elaborar las cohortes y para delimitar las variaciones en las características de la cohorte durante el ámbito temporal de la muestra. Nuestro trabajo engloba el período comprendido entre el primer trimestre de 1985 y el cuarto de 1992. El tamaño de la muestra considerado en cada trimestre es el que aparece en el cuadro 1. En cada uno de esos trimestres consideraremos siete cohortes para las que se calculan los ingresos y gastos medios.

En la construcción de las cohortes y cálculo de las medias seguimos la metodología propuesta por Deaton (1985). La amplísima desagregación del gasto que presenta la ECPF nos permite optar por distintas agrupaciones. Finalmente optamos por considerar lo que denominamos como *Consumo de bienes no duraderos*, puesto que parece la más adecuada para la modelización teórica. Resulta lógico esperar diferencias en las pautas de comportamiento de las distintas categorías de bienes, puesto que las familias no dan el mismo tratamiento a todas las decisiones individuales de consumo, sino que consideran las peculiaridades de cada tipo de gasto.

Al realizar esta agrupación se ha intentado diferenciar, dentro de lo posible, según la distinta naturaleza de los gastos, suprimiéndose incluso los epígrafes de la ECPF que contenían gastos heterogéneos en cuanto a su durabilidad. Tanto los gastos como los ingresos se contabilizan a precios de 1992.

**Cuadro 1. Número de hogares considerados en cada trimestre**

Trimestre	Nº hogares						
1985.I	2473	1987.I	2646	1989.I	2803	1991.I	2816
1985.II	2487	1987.II	2585	1989.II	2700	1991.II	2748
1985.III	2561	1987.III	2586	1989.III	2682	1991.III	2734
1985.IV	2534	1987.IV	2540	1989.IV	2644	1991.IV	2684
1986.I	2574	1988.I	2768	1990.I	2805	1992.I	2787
1986.II	2206	1988.II	2654	1990.II	2730	1992.II	2798
1986.III	2371	1988.III	2604	1990.III	2729	1992.III	2824
1986.IV	2388	1988.IV	2601	1990.IV	2629	1992.IV	2811

9. Un amplio estudio sobre las posibilidades de explotación de la ECPF puede encontrarse en López, A. (1993).

Por lo que se refiere a los tipos de interés, una vez consideradas las distintas alternativas y los tipos empleados en otros trabajos similares, elegimos el tipo de interés de los Depósitos de uno a dos años en las Cajas de ahorro, por ser el tipo más estrechamente vinculado, a nuestro entender, al ahorro de las familias. Igualmente utilizamos el tipo de interés a un año de las Letras del Tesoro como instrumento.

Puede observarse que la especificación del modelo incluye un tipo de interés específico para cada familia. En algunos casos, el procedimiento seguido para individualizar el interés ha sido la consideración de índices de precios o tipos impositivos específicos de la familia. Las dificultades prácticas que suponen estos cálculos nos llevan a considerar un único tipo de interés real para todas las familias; si bien posteriormente intentamos obtener un tipo de interés más acorde con los planteamientos de la teoría.

En cuanto a la formación de las cohortes, después de valorar las diferentes alternativas que ofrecían los datos recogidos en la ECPF optamos por seguir un criterio basado en dos variables: la edad y el grupo profesional del sustentador principal. Buscamos más la coherencia interna que la formal, permitiendo que la edad juegue un papel sustancial en la agrupación, de acuerdo con los fundamentos teóricos del modelo de consumo. Así obtenemos las siguientes cohortes, cuya denominación obedece a la nomenclatura recogida en la ECPF:

- 1.- Inactivos mayores de 56 años.
- 2.- Directores, Autónomos, Obreros y Resto menores de 35 años.
- 3.- Directores entre 36 y 55 años.
- 4.- Directores, Autónomos, Obreros y Resto mayores de 56 años.
- 5.- Autónomos entre 36 y 55 años.
- 6.- Obreros entre 36 y 55 años.
- 7.- Resto entre 36 y 55 años.

A la hora de establecer los grupos no sólo es necesario conseguir una coherencia interna (que nosotros hemos buscado con el criterio de agrupación), sino que, como señalan Verbeek y Nijman (1992), es necesario contar cada trimestre con un número mínimo de individuos por cohorte para que los resultados sean consistentes. En nuestro caso, las cohortes tienen un tamaño adecuado, excepto en algunos casos puntuales y debido al envejecimiento de alguno de los grupos. Por otro lado, la utilización de cohortes con distintos tamaños puede dar origen a la introducción de heteroscedasticidad en el modelo, por lo que utilizaremos estimadores consistentes ante este problema y, adicionalmente, se utilizará la misma transformación que emplea Deaton (1985) en un trabajo similar al nuestro, en el que pondera los datos originales con la raíz cuadrada del número de observaciones individuales de las cohortes.

La ecuación que pretendemos estimar (expresiones 9 o 10) incluyen un término que trata de recoger la influencia de los cambios en los gustos familiares sobre las pautas de consumo del hogar, a través de una serie de variables ( $X_{i,t}$ ). La utilización de estas variables, que nosotros llamaremos *variables demográficas*, está limitada por las posibilidades de la fuente estadística empleada. Nosotros incluiremos en nuestras estimaciones las más habituales en este tipo de trabajos; es decir, la edad, la edad al cuadrado y la variación en el número de miembros del hogar. Consideramos que son variables exógenas y, por lo tanto, las instrumentaremos con sus mismas observaciones temporales.

### — Resultados iniciales

Con la ecuación 10 estimamos la elasticidad de sustitución intertemporal, a la vez que se recoge la influencia de lo que hemos llamado *variables sociodemográficas*. Igualmente consideramos variables ficticias con el fin de controlar la estacionalidad en el gasto (cuadro 2). Problemas prácticos nos imposibilitaron estimar el modelo controlando simultáneamente la estacionalidad y la heterogeneidad observable entre cohortes<sup>10</sup>. Esto supone renunciar de antemano a estimar de modo óptimo la elasticidad de sustitución intertemporal.

Las estimaciones proporcionan unos valores en general significativos para la elasticidad de sustitución intertemporal; si bien son excesivamente elevados<sup>11</sup>, reflejando que el factor de descuento utilizado en las estimaciones podría no ser el relevante en la toma de decisiones del hogar. Se observan síntomas de estacionalidad y sensibilidad ante las variaciones en las características familiares y, más concretamente, al incremento en el número de miembros del hogar. Los resultados presentan unos valores satisfactorios para el test de Sargan, que nos hacen reafirmarnos en la decisión de mantener siempre el mismo conjunto de instrumentos en todas las estimaciones realizadas.

---

10. La utilización de variables estacionales junto con variables (tamaño del hogar, edad del sustentador principal, etc.) en primeras diferencias provoca problemas en las estimaciones por la escasa variabilidad de estas variables *sociodemográficas*. Por eso en los cuadros nos 2, 3 y 4 se ofrecen por separado los resultados obtenidos controlando la heterogeneidad observable (columnas segunda y tercera) y los obtenidos controlando la estacionalidad en el gasto (columnas quinta y sexta). En estos cuadros el valor que aparece entre paréntesis es el estadístico *t*. El coeficiente estimado para la variable *edad al cuadrado* aparece multiplicado por 1000.

11. En las estimaciones iniciales llevadas a cabo con el modelo en niveles, no obteníamos ningún valor significativo para la elasticidad de sustitución intertemporal, seguramente por la inconsistencia de las estimaciones ante la presencia de heterogeneidad fija inobservable. Consideramos un nivel de significación del 95%.

Cuadro 2

DATOS			DATOS		
	Originales	Ponderados		Originales	Ponderados
$\Delta \ln(1+r)$	1.755 (3.999)	1.360 (3.767)	$\Delta \ln(1+r)$	0.826 (1.497)	1.286 (3.050)
EDAD	-0.016 (-0.319)	0.032 (0.799)	SEAS1	-0.073 (-10.221)	-0.067 (-12.909)
EDAD2	-0.150 (-0.282)	-0.692 (-1.526)	SEAS2	-0.015 (-1.419)	-0.007 (-1.354)
NºMIEMBROS	0.078 (1.069)	0.081 (2.006)	SEAS3	0.045 (4.335)	0.043 (6.337)
			SEAS4	0.041 (5.024)	0.028 (2.651)
T. WALD	102.403	51.755	T. WALD	1313.987	2019.734
T. SARGAN	1.780	1.997	T. SARGAN	0.693	1.933
CORRELACIÓN SERIAL			CORRELACIÓN SERIAL		
1 <sup>er</sup> ORDEN	-2.081	-2.416	1 <sup>er</sup> ORDEN	-1.934	-2.398
2 <sup>o</sup> ORDEN	-1.379	-1.667	2 <sup>o</sup> ORDEN	-0.202	0.705

El contraste tradicional de restricciones de liquidez (ecuación 14) nos proporciona los resultados recogidos en el cuadro 3.

En la estimación con variables estacionales encontramos un caso en el que la variación en la renta laboral es significativa, sin embargo dicha significatividad desaparece cuando se corrige la heteroscedasticidad. En las demás especificaciones no aparecen síntomas de exceso de sensibilidad. La elasticidad de sustitución intertemporal obtenida es significativa en tres estimaciones, con valores entre 0.574 y 0.995<sup>12</sup>.

12. Estos resultados coinciden con los obtenidos por Attanasio y Weber (1994), en su contraste de exceso de sensibilidad. Encuentran valores significativos en torno a 0.8, llegando, en algún caso, a obtener valores no significativamente distintos de la unidad. Sin embargo su definición de gasto no duradero no coincide plenamente con la utilizada en nuestro trabajo.

**Cuadro 3**

DATOS			DATOS		
	Originales	Ponderados		Originales	Ponderados
$\Delta \ln(1+r)$	0.916 (5.255)	0.574 (3.199)	$\Delta \ln(1+r)$	0.995 (1.862)	0.940 (1.100)
EDAD	0.056 (1.062)	0.043 (0.984)	SEAS1	0.121 (2.409)	0.028 (0.273)
EDAD2	-0.518 (-1.087)	-0.475 (-1.076)	SEAS2	-0.139 (-2.347)	-0.033 (-0.270)
NºMIEMBROS	0.147 (6.359)	0.106 (2.866)	SEAS3	0.268 (2.476)	0.063 (0.327)
			SEAS4	-0.250 (-2.685)	-0.060 (-0.330)
$\Delta^2 \ln Y_{i,t}$	0.070 (0.873)	-0.018 (-0.349)	$\Delta^2 \ln Y_{i,t}$	1.333 (2.269)	0.252 (0.268)
T.WALD	90.577	15.283	T.WALD	350.830	21.231
T.SARGAN	0.830	0.015	T.SARGAN	0.816	0.761
CORRELACIÓN SERIAL			CORRELACIÓN SERIAL		
1 <sup>er</sup> ORDEN	-1.602	-2.157	1 <sup>er</sup> ORDEN	-1.820	-2.098
2 <sup>o</sup> ORDEN	1.446	0.649	2 <sup>o</sup> ORDEN	1.288	0.521

A la vista de estos resultados podríamos concluir que, aunque la evidencia no es concluyente, no encontramos pruebas de exceso de sensibilidad para el consumo de bienes no duraderos en España. Esta afirmación es contraria a los resultados obtenidos en distintos trabajos realizados para las familias españolas, tanto con datos agregados, como con datos de panel y con cohortes.<sup>13</sup> Igualmente también parece existir una evidencia informal acerca de la presencia de importantes restricciones al endeudamiento de las familias, que deberían reflejarse en exceso de sensibilidad en nuestras estimaciones.

#### 4. Modificaciones del contraste tradicional de restricciones de liquidez

El contraste que hemos utilizado para el exceso de sensibilidad ha sido criticado tanto en su formulación, como en la interpretación de la significatividad del parámetro

13. Con datos agregados ver Berenguer (1990), con datos de panel López-Salido (1993) y con cohortes Cutanda (1995).

$\beta_0$ . Estas críticas se fundamentan en que la aparición del crecimiento de la renta laboral en la ecuación puede obedecer a diversas razones, por ejemplo a la mala especificación del modelo, y no a la ruptura de algún supuesto de la hipótesis del ciclo vital-renta permanente.

Diversos trabajos apuntan en este sentido, utilizando datos con distinto grado de agregación. A modo de ejemplo, Meghir y Weber (1993) indican que la evidencia a favor de la existencia de restricciones de liquidez debe ser reforzada con la adopción de formas funcionales más flexibles para la utilidad, con el fin de evitar que se confunda la presencia de restricciones de liquidez con los supuestos restrictivos que estos modelos suelen imponer sobre las preferencias individuales<sup>14</sup>. Concretamente citan los supuestos de separabilidad entre consumo y ocio, separabilidad intertemporal de las preferencias o la omisión de alguna variable relevante.

En nuestro caso, los datos utilizados pueden haber condicionado los resultados obtenidos, por cuanto se excluyeron de la muestra aquellas familias cuyo sustentador principal se encontraba en situación de desempleo en el momento de la entrevista. Este grupo, a priori, debe incluir entre sus miembros un gran número de hogares sometidos a restricciones de liquidez. Sin embargo, hay otra razón que nos parece más evidente para justificar estos resultados y que, a nuestro modo de ver, invalida la formulación tradicional del contraste de exceso de sensibilidad con los datos empleados. La utilización de medias de cohortes muy amplias, que engloban gran cantidad de hogares, hace que se incluyan en cada grupo familias con restricciones de liquidez junto a otras cuyo comportamiento sigue las pautas marcadas por la teoría. La media de la cohorte, lógicamente, no podrá indicar un comportamiento claro en un sentido o en otro.

Algunos trabajos se han enfrentado a este problema separando a los hogares en grupos según su mayor o menor probabilidad de sufrir restricciones de liquidez. Para ello utilizan alguna variable (riqueza, edad,...) relacionada con la dificultad de acceso al crédito por las familias<sup>15</sup>. Los resultados obtenidos con este procedimiento suelen probar la existencia de restricciones de liquidez, si bien el principal problema de este tipo de contraste radica en la elección de la variable utilizada como criterio para la división de la muestra.

#### — *Consideración de la variación en el endeudamiento de las familias*

El diseño de nuestras cohortes no permite la separación de grupos en función de su probabilidad de sufrir restricciones de liquidez. Tan sólo podemos sospechar que

14. Meghir y Weber (1993). Otros trabajos sobre el tema son: Mankiw y Shapiro (1985), Nelson (1987), Deaton (1992) o Mariger y Shaw (1993).

15. Por ejemplo Zeldes (1989) o Runkle (1991). Algunos comentarios sobre estos contrastes y otros similares pueden encontrarse en Meghir y Weber (1993), pag. 261-263.

en algunas cohortes el número de familias en esta situación será más numeroso; pero la amplitud de la cohorte hace que esta circunstancia no pueda aprovecharse a efectos prácticos. Ante esta situación, nos planteamos modificar la estimación de tal forma que tenga presente los efectos que el endeudamiento produzca en las pautas de consumo. La incorporación de alguna variable que mida el grado de endeudamiento de las familias indicará la dificultad que tienen para financiar su consumo y, además, enriquecerá el modelo al añadir información macroeconómica que puede afectar al comportamiento del hogar (por ejemplo el estado de ánimo de las familias, que afecta a la formación de expectativas).

Nosotros no podemos captar la situación financiera individual de cada cohorte, por carecer de ese tipo de información; pero buscaremos una variable que nos aproxime a la sensación que, en cada período, puedan tener los consumidores acerca de su nivel de endeudamiento.

Junto a las que hemos llamado *variables demográficas*, introduciremos en el modelo la variación del endeudamiento familiar. Para construir esta variable, que no aparece en la ECPF, debemos recurrir a las *Cuentas Financieras de la Economía Española* y, más concretamente, al epígrafe *Pasivos Financieros de las Familias e Instituciones Privadas sin fines de lucro*. La variable introducida en el modelo será la variación en el siguiente cociente:

$$DEUDA_{i,t+1} = \frac{(\text{Pasivos Financieros de las Familias})_{i,t+1}}{(\text{Renta Disponible de las Familias})_{i,t+1}} * 100 \quad [15]$$

El valor de la expresión anterior ha sido individualizado para cada cohorte en función de su renta, puesto que suponemos que el endeudamiento afecta de distinta manera a las cohortes con distinto nivel de renta<sup>16</sup>.

### — Resultados

El cuadro 4 recoge los resultados obtenidos en las estimaciones con la nueva tasa de descuento y con la variable *variación en el endeudamiento familiar*.

16. Igualmente, y a la vista de los valores tan elevados obtenidos en las primeras estimaciones de la elasticidad de sustitución intertemporal, consideraremos una tasa de descuento alternativa que incluya, no sólo el tipo de interés, sino también la rentabilidad del capital. Sobre este tema ver Hayashi (1982) o Muellbauer (1994). El proceso seguido para el cálculo de esta tasa de descuento está recogido en mi tesis doctoral y en García, A. (1999). El método utilizado permite, en ese trabajo, considerar tasas de descuento distintas para cada cohorte, incorporándose así una mayor heterogeneidad en el comportamiento de cada grupo.

Puede observarse que los resultados obtenidos tras las modificaciones mejoran sustancialmente respecto a los iniciales. La elasticidad de sustitución intertemporal presenta valores significativos, con el signo esperado a priori y no tan elevados como los anteriores. Esto parece confirmar que la tasa de descuento utilizada es más apropiada que el tipo de interés. En cuanto a la *edad* y la *edad al cuadrado*, siguen sin ser significativas, a diferencia de la *variación en el número de miembros del hogar*, que ya lo era en las estimaciones iniciales. También se confirma el carácter estacional observado en los primeros resultados. La nueva variable introducida (*variación en el endeudamiento familiar*) resulta significativa y además presenta el signo que cabía esperar. En todas las estimaciones el test de Sargan acepta los instrumentos utilizados. Como es de esperar en este tipo de modelos, se encuentra correlación serial de primer orden pero no de segundo orden<sup>17</sup>.

Cuadro 4

DATOS			DATOS		
	Originales	Ponderados		Originales	Ponderados
$\Delta \ln(1+r)$	0.547 (2.284)	0.525 (4.044)	$\Delta \ln(1+r)$	0.526 (2.069)	0.597 (2.650)
EDAD	0.010 (0.149)	-0.004 (-0.106)	SEAS1	0.002 (0.275)	-0.003 (-0.442)
EDAD2	-0.157 (-0.255)	-0.051 (-0.138)	SEAS2	-0.014 (-1.663)	0.002 (0.331)
NºMIEMBROS	0.085 (2.038)	0.100 (3.604)	SEAS3	0.035 (4.799)	0.019 (3.686)
$\Delta$ DEUDA	-0.019 (-2.561)	-0.011 (-3.826)	SEAS4	-0.020 (-1.935)	-0.013 (-1.296)
T.WALD	1769.840	5614.821	T.WALD	392.999	80.032
T.SARGAN	1.761	1.001	T.SARGAN	0.869	1.791
CORRELACIÓN SERIAL			CORRELACIÓN SERIAL		
1 <sup>er</sup> ORDEN	-1.694	-2.270	1 <sup>er</sup> ORDEN	-1.770	-2.280
2 <sup>o</sup> ORDEN	0.085	-0.153	2 <sup>o</sup> ORDEN	-0.734	-1.284

17. Aunque en las estimaciones con datos *originales* sólo es posible aceptar que haya correlación de primer orden a un nivel de significación del 90%.

## 5.- Conclusiones

Las estimaciones realizadas mediante la agregación de individuos en cohortes nos permite obtener evidencia de sustitución entre el consumo actual y futuro, reflejada en la significatividad de la elasticidad de sustitución intertemporal, tal como indica la teoría. Aunque la literatura recoge muestras de que esta elasticidad puede situarse en torno a la unidad con datos de cohortes<sup>18</sup>, nosotros creemos que esos valores son la consecuencia de la utilización de un tipo de interés que no se identifica plenamente con la tasa de descuento temporal relevante en las decisiones del hogar. Los resultados con una tasa alternativa parecen darnos la razón.

En cuanto al tema de los contrastes de exceso de sensibilidad, los resultados con el test tradicional son contrarios a la evidencia encontrada para la economía española en otros trabajos, puesto que no encontramos significatividad en la variación de la renta. Esto contradice tanto a la evidencia formal recogida en la literatura, como a la evidencia informal recogida en la opinión de las propias familias. La incorporación de la variable variación del endeudamiento de los hogares es un intento de recoger ese tipo de sensaciones de los consumidores. Su significatividad puede ser interpretada como una limitación que se impone el consumidor ante niveles crecientes de endeudamiento o como una limitación impuesta por las entidades financieras al endeudamiento que financia el consumo privado; es decir, puede ser el resultado de la existencia de restricciones de liquidez.

En definitiva, parece adecuado introducir la variable *variación en el endeudamiento* por cuanto nos permite introducir información macroeconómica en el modelo acerca de la sensación captada por el consumidor, la cual puede resultar fundamental en la formación de sus expectativas. Además nos permite corroborar la existencia de las limitaciones al endeudamiento que encuentran otros trabajos sobre el tema.

## Bibliografía

- ATTANASIO, O.P. y WEBER, G. (1993): *Consumption Growth, the Interest Rate and Aggregation*, Review of Economic Studies (1993), nº 60, pp. 631-649.
- ATTANASIO, O.P. y WEBER, G. (1994): *Crecimiento del consumo y exceso de sensibilidad de la renta: Evidencia con datos micro para Estados Unidos*, pp. 211-252, en Modelos Microeconómicos y Política Fiscal, Manuel Arellano (ed.), Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.
- BERENGUER, E. (1990): *Algunos aspectos recientes de la función de consumo: Teoría y evidencia empírica*. ICE Revista de Economía, octubre, pp. 125-139.

---

18. Attanasio y Weber (1993), pag. 647.

- 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*. Documento de Trabajo 95-16, Departamento de Análisis Económico, Universidad de Valencia.
- DEATON, A. (1985): *Panel Data From Time Series of Cross-Sections*. Journal of Econometrics, vol. 30, pp. 109-126.
- DEATON, A. (1992): *Understanding Consumption*. Clarendon Lectures in Economics, Oxford University Press, New York.
- FLAVIN, M. (1981): *The adjustment of consumption to changing expectations about future income*. Journal of Political Economy, vol. 89, pp. 974-1007.
- GARCÍA, A. (1995): *Desarrollos recientes de la función de consumo: Evidencia para el caso español*. Cuadernos de Economía, vol. 23, nº 66, mayo-agosto, pp. 243-265.
- GARCÍA, A. (1999): *Consumption of Spanish Households: Evidence from Cohort Data*. Próxima publicación en Applied Economics.
- HALL, R.E. (1978): *Stochastic implications of the life cycle permanent income hypothesis: theory and evidence*. Journal of Political Economy, vol. 86, pp. 971-987.
- HALL, R.E. (1987): *Consumption*. National Bureau of Economic Research, Working paper nº 720.
- HALL, R.E. y MISHKIN, F.S. (1982): *The sensitivity of consumption to transitory income: estimates from panel data on households*. Econometrica, vol. 50, nº 6, pp. 461-481.
- HAYASHI, F. (1982): *The permanent income hypothesis: estimation and testing by instrumental variables*. Journal of Political Economy, vol. 90, pp. 895-916.
- HAYASHI, F. (1985): *The effect of liquidity constraints on consumption: a cross-sectional analysis*. The Quarterly Journal of Economics, vol. 100, pp. 183-206.
- HAYASHI, F. (1987): "Test for liquidity constraints: a critical survey and some new observations", en Truman F. Bewley (ed.), *Advances in Econometrics: Fifth World Congress*, vol. 2, pp. 91-120.
- KEANE, M.P. y RUNKLE, D.E. (1992): *On the Estimation of Panel-Data Models with Serial Correlation when Instruments are not Strictly Exogenous*. Journal of Business and Economic Statistics, vol. 10, nº 1, pp. 433-441.
- KIMBALL, M.S. (1990): *Precautionary Saving in the small and in the large*. Econometrica, vol. 58, pp. 53-73.
- LÓPEZ, A. (1993): *An Assessment of Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (1985-89) as a Source of Information for Applied Research*. Economics Working paper 53, Universitat Pompeu Fabra.
- LÓPEZ-SALIDO, J.D. (1992): *Ciclo vital, consumo y restricciones de liquidez: Resultados para España con datos de panel*. Documento nº 9214, Centro de Estudios Monetarios y Financieros.

- LÓPEZ-SALIDO, J.D. (1993): *Consumo y Ciclo vital: Resultados para España con datos de panel*. Investigaciones Económicas, vol. XVII, mayo, pp. 285-312.
- MANKIW, N.G. y SHAPIRO, M.D. (1985): *Trends, random walks, and test of the permanent income hypothesis*. Journal of Monetary Economics, vol. 16, pp. 165-174.
- MARIGER, R.P. y SHAW, K. (1993): *Unanticipated Aggregate disturbances and tests of the life-cycle consumption model using panel data*. The Review of Economic and Statistics, pp. 48-56.
- MEGHIR, C. y WEBER, G. (1993): *Testing for Liquidity Constraints on Household Survey Data*. Traducción en Manuel Arellano (ed.), Modelos Microeconómicos y Política Fiscal, pag. 253-275, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.
- MUELLBAUER, J. (1994): *The Assessment: Consumer Expenditure*. Oxford Review of Economic Policy, vol. 10, nº 2, pp. 1-41.
- NELSON, C.R. (1987): *A Reappraisal of Recent Test of the Permanent Income Hypothesis*. Journal of Political Economy, vol. 95, pp. 641-646.
- RAYMOND, J.L. (1995): *El comportamiento del consumo y de la inversión en 1993*. Papeles de Economía Española, nº 62, pp. 138-150.
- RUNKLE, D.E. (1991): *Liquidity constraints and the permanent-income hypothesis*. Journal of Monetary Economics, vol. 27, pp. 73-98.
- VERBEEK, M. y NIJMAN, T. (1992): *Can Cohort Data Be Treated as Genuine Panel Data?* Empirical Economics, vol. 17, pp. 9-23.
- ZELDES, S.P. (1989): *Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation*. Journal of Political Economy, vol. 97, pp. 305-346.