

**CONSUMO Y AHORRO DE LOS HOGARES JÓVENES.
EVIDENCIA PARA ESPAÑA**

J. Aníbal Núñez Carrasco

UNIVERSIDAD DE MÁLAGA

IMPRIME:

Imagraf Impresores, S.A.
c/ Nabucco, Nave 14-D Pol. Ind. Alameda
29006 Málaga – Telf. 952 32 85 97

ISBN 10: 84-95701-12-X
ISBN 13: 978-84-95701-12-1

ÍNDICE

INTRODUCCIÓN.....	4
1. EL CONSUMO Y EL AHORRO DE LOS HOGARES JÓVENES. CONSIDERACIONES TEÓRICAS.....	8
1.1 El consumo y la edad.....	8
1.2 Modelos con restricciones de liquidez.....	19
1.3 El ahorro por motivo entrada.....	27
1.4 El ahorro por motivo precaución.....	32
1.5 La no separabilidad intertemporal de las preferencias: los hábitos.....	42
2 LA ENCUESTA BÁSICA DE PRESUPUESTOS FAMILIARES.....	49
2.1 La articulación micro-macro para evitar la subdeclaración de ingresos y gastos.....	49
2.2 El comportamiento ahorrador de los hogares jóvenes. Un análisis descriptivo de las EBPF modificadas.....	59
3 EL CONSUMO Y EL AHORRO DE LOS HOGARES JÓVENES. ANÁLISIS ECONOMÉTRICO.....	77
3.1 Un análisis de función de consumo.....	77
3.2 La respuesta del consumo a la renta futura esperada.....	91
3.3 Análisis de la relación ahorro-crecimiento de la renta.....	103
4 CONCLUSIONES.....	113
BIBLIOGRAFÍA.....	115
ANEXO.....	129

INTRODUCCIÓN

La conducta ahorradora de los hogares jóvenes no ha formado parte significativa de la literatura sobre consumo y ahorro. Y ello a pesar de contar con una teoría que hace de la edad un elemento angular para las conclusiones que deriva. Tres razones pueden explicar este relativo desinterés. En primer lugar, la existencia de una cierta indefinición teórica sobre cuál es la conducta que se podía esperar de los jóvenes, atendiendo a los dos modelos de ahorro dominantes desde la década de los cincuenta hasta finales de la década de los setenta. Así, si nos basamos en la Teoría del Ciclo Vital, para un nivel preferido o deseado de gasto, que es estable en el tiempo, y para una renta real del trabajo igualmente estable a lo largo del periodo de actividad laboral, los hogares ahorran en la primera parte de la vida, en la etapa de edad laboral, con objeto de acumular un stock de riqueza que les permita mantener un nivel de consumo en la etapa de retiro, cuando la renta laboral sea nula. De esta forma, si asociamos juventud a etapa de actividad laboral, tendríamos que los hogares jóvenes típicamente realizarían un esfuerzo de acumulación de activos, mientras que los retirados actuarían en sentido contrario, véase Modigliani (1966, 1986).

Por su parte, la Teoría de la Renta Permanente, desarrollada en los trabajos de M. Friedman de 1957 y 1963, quizás no sea el marco teórico más apropiado para estudiar el ahorro por tramos de edad. Tan sólo en el capítulo cuarto de Friedman (1957) se recoge un apartado en el que se trata de ver la relación entre el ahorro y la edad. Según este autor, podemos esperar que la renta registrada sea menor que la renta permanente durante los primeros y los últimos años de la vida de los individuos, y que sea mayor en los años centrales. Puesto que el consumo de cada periodo viene determinado por la renta permanente, debería registrarse una baja propensión media al consumo (una elevada tasa de ahorro) en los años centrales de la vida, y una elevada propensión a consumir (una baja tasa de ahorro) en los años extremos, esto es, al principio y al final del ciclo vital. Las cohortes jóvenes

constituirían un segmento de población generalmente desahorrador ya que pueden aumentar el consumo en el presente por encima de la renta del periodo, endeudándose a cuenta de la mayor renta futura¹.

El segundo factor que llevó a dejar de lado el análisis del comportamiento de los jóvenes se encuentra en el interés prácticamente único y excluyente que mostraban los científicos de la época por estimar funciones de consumo agregadas que pudiesen ser utilizadas en modelos macroeconómicos para realizar predicciones. El objetivo básico era la estimación de ecuaciones estructurales de consumo que relacionasen el nivel óptimo o deseado de consumo con un conjunto de variables exógenas relevantes, que formaban parte del conjunto de información del consumidor, véase Deaton (1992, cap. 3)².

El fin último al que servía la estimación de esas relaciones de comportamiento era doble. Por un lado, del valor de los coeficientes estimados se pretendía inferir si los individuos utilizaban un horizonte de planificación limitado a sus años de vida, tal como postulaba la Teoría del Ciclo Vital, o si, por el contrario, ese horizonte era infinito, tal como parecía derivarse de la Teoría de la Renta Permanente. Dilucidar esta cuestión se presentaba como crucial a la hora de apoyar o no la implementación de políticas fiscales anticíclicas. El segundo objetivo que perseguía la estimación de funciones estructurales de consumo, como ya se ha dicho, era el ser útiles en modelos macroeconómicos para la realización de predicciones.

Finalmente, la propia forma de abordar el análisis del consumo, recurriendo a modelos de agente representativo y ajustando funciones con datos agregados de series temporales, hacía difícil tener en consideración la edad como un factor determinante en la actuación de los consumidores. Como indica Deaton (1992, cap.

¹ La transformación que hace Campbell (1987) de la función de consumo basada en la Teoría de la Renta Permanente, es particularmente clarificadora en el sentido de enfatizar que el desahorro o la caída en las tasas de ahorro de la economía anticipan etapas de crecimiento económico.

² Sobre las características clave del modelo canónico de consumo que respaldaba la estimación de funciones estructurales, puede consultarse Carroll (2001). Sobre las limitaciones que planteaba el análisis de función de consumo puede verse Hayashi (1997). Para una crítica sobre la práctica econométrica en la estimación de funciones de consumo, consúltese Deaton (1992, cap. 3).

5): “Una de las virtudes del agente representativo reside en que el proceso de agregación destruye toda la personalidad de los individuos. El agente representativo no es ni joven ni anciano, ni varón ni mujer, y tiene un número uniforme y más o menos constante de hijos eternamente jóvenes, características todas ellas que pueden dejarse de lado en la estimación [macroeconómica]. En consecuencia, parece claro que la desagregación y la disposición de bases de datos microeconómicas, pese a introducir problemas difíciles de tratar como el error de medición, enriqueció el estudio del consumo lo suficiente para permitir centrarse en el análisis de un colectivo de edad concreto; en nuestro caso, los hogares jóvenes encabezados por individuos con edad entre 25 y 34 años.

Sea por indefinición teórica, por falta de interés científico o por limitaciones del análisis de agente representativo basado en datos agregados, lo cierto es que el comportamiento ahorrador de los hogares jóvenes ha sido una cuestión poco tratada en la literatura sobre consumo y ahorro³. Ello ha condicionado en un doble sentido la forma de abordar este estudio. Por un lado, el no disponer de una extensa literatura que sirviese de guía nos obligó a adoptar como estrategia de investigación el repasar los distintos supuestos que sustentan al modelo básico de elección intertemporal⁴, y ver cuál(-es) de ellos probablemente se incumplía(-n) en el caso de los hogares jóvenes. De esos incumplimientos se derivaban una serie de consecuencias empíricamente observables para el análisis econométrico.

Por otro lado, y relacionado con lo anterior, también la propia naturaleza de los datos empleados limitaba las posibilidades del análisis empírico. Al tratarse de datos de sección cruzada para los años 1980-81 y 1990-91, sólo se disponía de una observación en el tiempo para cada hogar, de forma que, sin buscarlo *a priori*, se

³ En lo que a este autor alcanza, los únicos trabajos que se centran específicamente en el estudio del comportamiento ahorrador de los hogares jóvenes son: Ando *et al.* (1991), Ando *et al.* (1992), Ando *et al.* (1992) y Ando *et al.* (1994). Como se puede suponer, se trata del mismo trabajo ampliado y publicado en distintos medios.

⁴ Lo que en este trabajo denominamos como *modelo básico de elección intertemporal* es lo que en la literatura se conoce como *modelo de equivalencia cierta*, es decir, la condición de primer orden y la función de consumo que surge cuando el agente representativo maximiza una función de utilidad cuadrática sujeta a su restricción presupuestaria intertemporal.

descartaba lo que se conoce como análisis de ecuaciones de Euler, *Euler equation approach*.

Atendiendo a lo que acabamos de comentar, este documento se estructura en tres apartados. En el primero de ellos se establecen las bases teóricas que habrán de orientar el análisis econométrico que se hace en el epígrafe tercero. Tras repasar los supuestos que informan el modelo básico de elección intertemporal, nos inclinamos a pensar que las decisiones de consumo y ahorro de los hogares jóvenes se ven condicionadas en lo fundamental por cuatro grandes factores, a saber, la existencia de restricciones de liquidez, la necesidad de acumular unos activos líquidos como condición previa para poder acceder a la financiación que se requiere para adquirir una vivienda, el deseo de los hogares de constituir unos activos amortiguadores que sirvan para hacer frente a situaciones de incertidumbre y, finalmente, la existencia de un término de hábitos en la función de utilidad de los agentes.

El segundo apartado se dedica al análisis descriptivo de los datos utilizados en este estudio. Un problema ampliamente constatado al trabajar con datos de sección cruzada reside en que la renta y el consumo declarados por las familias entrevistadas, tras ser elevados a sus equivalentes poblacionales, son notablemente inferiores a los valores reportados por la Cuenta de Renta del Sector Hogares de la Contabilidad Nacional. Dedicamos el primer subepígrafe a la corrección de este problema de infradeclaración, mientras que en el segundo se realiza un estudio de la tasa de ahorro de los hogares jóvenes condicionando en variables relevantes en este tipo de decisiones como la renta, el nivel educativo del sustentador principal, la composición familiar, la condición socioeconómica y el ser propietario de la vivienda que se ocupa.

El tercer apartado está destinado al estudio econométrico de las decisiones de consumo y ahorro de este colectivo de población. En el mismo consideramos que los cuatro factores antes mencionados ejercen su efecto de manera simultánea sobre la decisión de consumo y ahorro de los hogares jóvenes. En términos de una función de consumo en la que aparezca la renta permanente y la renta transitoria como variables

explicativas, el cumplimiento de todos los supuestos del modelo básico de elección intertemporal llevaría a la obtención de una propensión marginal a consumir a partir de la renta permanente próxima a uno, y una propensión marginal a consumir a partir de la renta transitoria próxima a cero. El efecto de los factores anteriores provocaría un alejamiento de esos valores de referencia y una aproximación de ambas propensiones a consumir. Por otro lado, si en la función de consumo introducimos una variable representativa de la renta que los hogares esperan recibir en el futuro, el cumplimiento de esos supuestos habría de manifestarse en una clara actuación tendente a suavizar el consumo en el tiempo, esto es, habríamos de observar una correlación positiva significativa entre esa renta esperada y el consumo corriente. En caso contrario, el consumo presente no respondería ante variaciones de la renta futura. Finalmente, cualquier tipo de relación negativa entre ahorro y crecimiento de la renta, tal como postula la Teoría de la Renta Permanente, desaparecería e incluso, bajo ciertos supuestos, podría tornarse positiva.

1. EL CONSUMO Y EL AHORRO DE LOS HOGARES JÓVENES. CONSIDERACIONES TEÓRICAS

1.1 El consumo y la edad

El estudio de las decisiones de consumo y ahorro de los hogares se ha realizado tradicionalmente a través de dos enfoques, a saber, el análisis de funciones estructurales de consumo y el análisis de ecuaciones de Euler. Este último ha sido el enfoque más ampliamente utilizado en los últimos veinticinco años pero presenta como inconveniente el hacer difícil la explícita consideración del efecto de la edad en las decisiones de consumo. La primera herramienta, las funciones de consumo, a través de las propensiones marginales a consumir, permite hacer evidente el efecto de la edad en las decisiones de gasto. En lo que sigue, haremos uso de ambos instrumentos: de las funciones de consumo, para ver cuál es la predicción del modelo

de Renta Permanente-Ciclo Vital sobre la relación entre consumo y edad; del análisis de ecuaciones de Euler, para ver los factores que presumiblemente condicionan las decisiones de consumo y ahorro de los hogares jóvenes.

La edad y las funciones de consumo

El sencillo ejemplo de modelo de Ciclo Vital expuesto por Davis y Palumbo (2001) nos sirve para destacar la relación que existe entre la propensión marginal a consumir y la edad del [sustentador principal del] hogar. Así, supongamos que un hogar vive durante tres periodos de tiempo de igual duración, a los que llamaremos “juventud”, “madurez” y “retiro”. El hogar trabaja durante los dos primeros periodos y no recibe renta alguna en el momento de retiro. Finalmente, durante la juventud no se posee una dotación inicial de activos o pasivos, no hay inflación y el tipo de interés real es nulo. Los datos de este hogar serían los recogidos en el cuadro 1.1.

En este modelo simplificado, el total de recursos disponibles a lo largo de la vida es igual al total del gasto realizado durante la misma. El problema que se le plantea al individuo es decidir cuánto gastar (y ahorrar o desahorrar) en los dos primeros periodos de vida, dado que esa decisión también condicionará cuánto puede gastar en la etapa de retiro. Puesto que las familias prefieren niveles de consumo intermedios a situaciones extremas, supondremos que en cada periodo se consume la misma cantidad de renta. Ello obliga a endeudarse en la etapa joven y a acumular patrimonio en la etapa de madurez. Según la Teoría de la Renta Permanente- Ciclo Vital, el consumo no varía ante cambios previsibles en la riqueza porque los individuos actúan para ajustar ésta con el explícito propósito de mantener una senda estable de consumo. La *regla de decisión* que sigue el hogar sería:

$$C_t = m_t(H_t + W_{t-1}), \quad (1)$$

donde W_{t-1} denota la riqueza financiera al final del periodo $t-1$ (incluyendo activos financieros y tangibles, netos de deudas), y H_t es la riqueza humana, esto es, la renta del trabajo presente y futura esperada. La ecuación (1) indica que el consumo es

proporcional a los recursos presentes y futuros esperados, siendo m_t el factor de proporcionalidad conocido como propensión a consumir, que variará en el tiempo con el fin de mantener un nivel de consumo estable a lo largo de la vida del individuo. En la etapa joven, cuando el total de recursos disponible ($H_t + W_{t-1}$) es elevado, m_t será pequeño, esto es, se consume una fracción relativamente pequeña de todos los recursos disponibles. Conforme se avanza en el ciclo biográfico y disminuyen los recursos vitales disponibles, m_t se incrementa. En definitiva, este sencillo ejemplo nos permite afirmar que la propensión a consumir es función de la edad del individuo; específicamente, el factor de proporcionalidad es igual a la inversa del número de periodos de vida que le quedan al individuo⁵.

CUADRO 1.1. *Ejemplo numérico de modelo de Ciclo Vital*

	(Y _t)	(C _t)	(S _t)	(W _t)	(H _t)	(W _{t-1})	H _t +W _{t-1}	PmC _t
Juventud	5	10	-5	-5	30	0	30	1/3
Madurez	25	10	15	10	25	-5	20	½
Retiro	0	10	0	0	0	10	10	1

Nota: Tomado de Davis y Palumbo (2001).

Y_t: Renta personal disponible.

C_t: Consumo privado.

S_t: Ahorro bruto

W_t: Riqueza financiera al final del periodo t , neta de deudas.

H_t: Riqueza humana al final del periodo t .

El análisis de ecuación de Euler: el modelo básico de elección intertemporal

El problema básico del consumidor i en el momento t consiste en maximizar la utilidad esperada a lo largo de toda su vida, sujeta a la restricción presupuestaria intertemporal, es decir:

⁵ Una versión más formalizada de la función de consumo aquí expuesta, conocida como modelo de equivalencia cierta, aparece en el subepígrafe 1.4. Un tratamiento en el que la propensión a consumir depende también de la tasa de preferencia temporal del hogar, del tipo de interés real y de la elasticidad de sustitución intertemporal, puede encontrarse en Muellbauer (1994) y en Muellbauer y Lattimore (1995).

$$\text{Max} E_{i,t} \left[\sum_{j=0}^{T-1} (1 + \delta)^{-j} U(C_{i,t+j}, Z_{i,t+j}) \right], \quad (2)$$

sujeto a la siguiente secuencia de restricciones:

$$A_{i,t+j+1} = (1 + r_i)(A_{i,t+j} + Y_{i,t+j} - C_{i,t+j}), \quad (3)$$

y con la condición inicial de $A_{i,t}$ dado, y la final de $A_{i,T} = 0$. E_t representa el operador de expectativas condicionadas al conjunto de información disponible en el momento t , T representa el momento de la muerte, $C_{i,t}$ es el consumo, $Y_{i,t}$ la renta laboral y $A_{i,t}$ la riqueza no humana en el momento t , δ representa la tasa de preferencia intertemporal, que supondremos constante en el tiempo y entre los distintos hogares, r_i representa el tipo de interés real después de impuestos, constante en el tiempo pero que puede variar entre hogares. La función de utilidad uniperiodo se supondrá aditivamente separable y cóncava, es decir, $U' \geq 0$ y $U'' \leq 0$, formalizando de esta manera la preferencia de los agentes por mantener niveles [de utilidad] de consumo estables a lo largo de su horizonte de planificación. La utilidad se hace depender también de un vector de características observables idiosincrásicas, $Z_{i,t}$. Por último, la incertidumbre queda confinada en este modelo a la evolución de la renta laboral en el futuro.

Las condiciones de primer orden, derivadas del problema de maximización, son, para $j=1$:

$$\frac{\partial U(C_{i,t}, Z_{i,t})}{\partial C_{i,t}} \equiv U'(C_{i,t}, Z_{i,t}) = \psi_{i,t}, \quad (4)$$

$$\text{y} \quad \psi_{i,t} = E_t [\psi_{i,t+1} (1 + \delta)^{-1} (1 + r_i)], \quad (5)$$

siendo ψ_t el multiplicador de Lagrange asociado a la restricción presupuestaria. La ecuación (4) indica que la utilidad marginal del consumo es igual a la utilidad

marginal de la riqueza. Este término resume para el consumidor toda la información útil sobre el futuro; cualquier variable futura que sea relevante para la decisión de consumo en el presente, sólo afecta a $C_{i,t}$ a través del multiplicador ψ_t . La ecuación (5), la ecuación de Euler correspondiente al problema de optimización, implica que el valor descontado de la utilidad marginal de la riqueza es constante en el tiempo, es decir, la utilidad marginal de los activos es el “precio” común que relaciona los periodos y que garantiza la eficiencia de la asignación intertemporal.

Si sustituimos la ecuación (4) en la (5), nos quedará:

$$U'(C_{i,t}, Z_{i,t}) = E_t [U'(C_{i,t+1}, Z_{i,t+1})(1 + \delta)^{-1}(1 + r_i)], \quad (6)$$

que, por simplicidad notacional, reduciremos a:

$$U'(C_t) = \frac{(1 + r_i)}{(1 + \delta)} E_t U'(C_{t+1}). \quad (6')$$

La ecuación (6) junto con la restricción presupuestaria, determinan la evolución del consumo en el tiempo. Dicha evolución viene marcada por las preferencias (esto es, por las características de la función de utilidad), por los rendimientos de los activos utilizados para traspasar el ahorro entre los distintos momentos del tiempo, y por los acontecimientos imprevistos. Si se cumplen las expectativas en el sentido de que los valores esperados coinciden con los efectivos, excepto por algún error aleatorio, sólo los rendimientos de los activos y las preferencias condicionan la decisión de consumo en el momento t , es decir, el consumo no depende de la renta del periodo, postulado fundamental del modelo de elección intertemporal que está presente tanto en la Hipótesis de Ciclo Vital como en la Hipótesis de la Renta Permanente. Si existe la posibilidad de prestar y tomar prestado, el consumo elegido en el instante t no estará condicionado (al menos no de manera única y fundamental) por la renta de ese periodo, sino por el conjunto de rentas presente y futuras esperadas debidamente descontadas, es decir, la riqueza del

hogar; las variaciones previstas en la renta no han de influir en la decisión de consumo en el momento t .

Junto al postulado básico comentado anteriormente del modelo intertemporal, varias acotaciones son necesarias:

- En primer lugar, la ecuación de Euler para el consumo no es una función de consumo estructural sino una relación de equilibrio, una condición de optimalidad aplicable a las decisiones de asignación de consumo en distintos momentos del tiempo.
- En segundo lugar, el que la renta no aparezca en la ecuación (6) no significa que no influya o determine el consumo. La ecuación (4) pone de relieve que la utilidad marginal del consumo es igual a la utilidad marginal de la riqueza y el valor de esta última depende de los recursos que tenga el individuo a lo largo de su vida; la renta presente forma parte del agregado intertemporal riqueza y, por tanto, habrá de incidir en el valor de la utilidad marginal que el individuo pretende mantener constante en el tiempo, véase Deaton (1992, pág: 41).
- En tercer lugar, no es ocioso destacar que la estabilidad de la utilidad marginal del consumo se ha de producir entre dos periodos de tiempo consecutivos, pero también entre el momento actual, t , y un futuro distante, $t+k$. De esta forma, que la utilidad marginal sea una martingala implica que $U'(C_t) = E_t U'(C_{t+1})$ y, también, que $U'(C_t) = E_t U'(C_{t+k})$, suponiendo siempre que $r = \delta$.
- En cuarto lugar, la consideración de las variables idiosincrásicas $Z_{i,t}$, permiten captar el efecto que sobre la utilidad marginal tienen factores como la composición de la unidad familiar, la salud, la decisión de oferta de trabajo, los hábitos y las externalidades sociales, o cualquier otro elemento de heterogeneidad entre los hogares. Todos ellos son factores que pueden hacer que el consumo evolucione de forma paralela a la renta del hogar, fenómeno por otra parte ampliamente constatado en la literatura, véase Carroll y Summers (1991), Deaton

(1997) y Attanasio (1999). Recordemos en definitiva que el modelo sencillo de elección intertemporal mantiene en cualquier caso la constancia de la utilidad marginal del consumo, no la constancia del propio nivel de consumo, véase Deaton (1992, págs. 17 y 39), Browning y Lusardi (1996, pág: 1804) y Attanasio (1999, pág. 767).

Para avanzar en nuestra discusión, hemos de parametrizar la ecuación de Euler suponiendo una forma funcional específica para las preferencias del consumidor. Hall (1978) derivó su Hipótesis del Paseo Aleatorio del Consumo al suponer cuadráticas las preferencias. Modificando la presentación de la ecuación (6') tenemos que:

$$E_t U'(C_{t+1}) = \frac{1+\delta}{1+r_t} U'(C_t). \quad (7)$$

Si suponemos un tipo de interés real y una tasa de preferencia temporal constantes, y eliminamos el operador de esperanza matemática condicionada introduciendo un error de expectativas independiente e idénticamente distribuido, tendremos que:

$$U'(C_{t+1}) = \frac{1+\delta}{1+r} U'(C_t) + \varepsilon_{t+1}. \quad (8)$$

Si la función de utilidad es cuadrática (y en consecuencia, la función de utilidad marginal lineal), la ecuación anterior se reduce a:

$$C_{t+1} = \frac{1+\delta}{1+r} C_t + \varepsilon_{t+1}, \quad (9)$$

donde se aprecia que el consumo evolucionará en el tiempo siguiendo un proceso autorregresivo AR(1). Si suponemos finalmente que $r = \delta$, la ecuación (9) queda transformada en la conocida expresión:

$$C_{t+1} = C_t + \varepsilon_{t+1}. \quad (10)$$

Es decir, el consumo es un paseo aleatorio y la mejor predicción que podemos hacer del consumo futuro es el nivel de consumo presente. La otra interpretación de la ecuación (10), a saber, que la variación del consumo es impredecible, nos permite enfatizar lo intuitivo que es poner a prueba este modelo teórico. Si los hogares forman sus expectativas racionalmente y utilizan toda la información disponible de manera eficiente para predecir el futuro, entonces la nueva información no debe tener relación con lo que es conocido en el momento t , de forma que las variaciones en el consumo entre el presente y cualquier periodo futuro debe ser ortogonal a la información disponible en el instante t^6 .

La Teoría del Paseo Aleatorio de Hall es tributaria del conjunto de supuestos necesarios para llegar a la expresión (10), particularmente de la utilidad cuadrática que se supone a las preferencias del consumidor. En este sentido, suponer preferencias cuadráticas conlleva implícitamente asumir que la elasticidad de sustitución intertemporal del consumo es nula, lo que no deja de ser una restricción teórica impuesta *a priori* en el modelo. Por otro lado, como veremos más adelante, las preferencias cuadráticas excluyen el ahorro por motivo precaución y éste puede ser particularmente relevante en la explicación de la conducta ahorradora de los hogares jóvenes.

Una forma de soslayar los problemas que plantea la utilidad cuadrática consiste en sustituirla por una función de utilidad isoelástica del tipo $U(C_t) = (1 - \rho)^{-1} C_t^{1-\rho}$, donde ρ es el coeficiente de aversión relativa al riesgo. Si presentamos la ecuación (6') de la siguiente forma:

$$E_t \left[\frac{(1 + r_t)U'(C_{t+1})}{(1 + \delta)U'(C_t)} \right] = 1, \quad (11)$$

⁶ Otra interpretación igualmente intuitiva de la ecuación (10) nos indicaría que, dado que el consumo evoluciona en el tiempo siguiendo un paseo aleatorio, cualquier perturbación tiene por definición una naturaleza permanente o, invirtiendo la argumentación, las desviaciones de C_{t+1} respecto de C_t vendrán justificadas por shocks de naturaleza permanente; las de carácter transitorio se financian prestando o tomando prestado, sin necesidad de tener que modificar el nivel de consumo.

y suprimimos el operador de esperanza matemática condicionada a la información disponible en t , utilizando la transformación:

$$\frac{(1+r_t)U'(C_{t+1})}{(1+\delta)U'(C_t)} = 1 + \varepsilon_{t+1}, \quad (12)$$

con $E_t(\varepsilon_{t+1}/I_t) = 0$, $E_t(\varepsilon_{t+1}^2 / I_t) = \sigma^2$ constante para todo t , y ε_{t+1} no correlacionada con ninguna variable conocida en el momento t , llegaremos, tras tomar logaritmos en ambos lados de la igualdad y realizar una aproximación de Taylor de segundo orden para $\log(1 + \varepsilon_{t+1})$, a una ecuación de regresión del tipo:

$$\Delta \log C_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 r_t + u_{t+1}, \quad (13)$$

con $E_t(u_{t+1}/I_t) = 0$, $\beta_0 = 1/\rho(\sigma^2/2 - \delta)$, $\beta_1 = 1/\rho$ y $u_{t+1} = 1/\rho(\varepsilon_{t+1}^2/2 - \sigma^2/2 - \varepsilon_{t+1})$.

De esta forma, haciendo uso de una función de utilidad CRRA (aversión relativa al riesgo constante) para modelizar las preferencias del consumidor, la teoría nos permite derivar una relación entre la tasa de crecimiento del consumo y el tipo de interés real, y ya no sería cierto que el comportamiento racional del consumidor exige que ninguna variable ayude a predecir la variación del [logaritmo del] consumo. Adicionalmente, con la estimación de una relación como la (13) podemos dar un sentido estructural al parámetro β_1 , es decir, podemos utilizar una [aproximación a una] condición de primer orden para determinar el valor de uno de los parámetros que rigen el comportamiento ahorrador del consumidor; no imponemos por tanto *a priori* que su valor sea nulo.

Además de permitir la estimación de un parámetro estructural, sigue siendo posible contrastar la validez del modelo básico. Bastaría con estimar una ecuación del tipo:

$$\Delta \log C_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 r_t + \beta_2 X_{i,t} + u_{i,t+1}, \quad (14)$$

y contrastar la significatividad individual y/o conjunta de los parámetros β_2 . De esta forma, sabríamos si existen variables con contenido predictivo sobre la variación del [logaritmo del] consumo que nos permita rechazar el modelo intertemporal⁷.

La consecución de una ecuación como la (14) solo es posible a partir de los distintos supuestos que sustentan el modelo básico de elección del consumidor. Estos supuestos son:

1. No existencia de restricciones crediticias o cualquier otro tipo de no linealidad en la restricción presupuestaria del hogar.
2. Preferencias homotéticas.
3. No consideración del efecto de la incertidumbre en el consumo (ausencia de ahorro preventivo).
4. No existencia de hábitos en el consumo ni costes de ajustes (separabilidad intertemporal e intratemporal de las preferencias).
5. Se analiza sólo el consumo de bienes no duraderos (separabilidad intertemporal de las preferencias).
6. La tasa de preferencia intertemporal es constante e igual para todos los individuos.
7. No existen errores de medida en el consumo.
8. Coincide la frecuencia de toma de decisiones del consumidor con el periodo de observación de los datos.

⁷ La introducción de preferencias isoelásticas permite paliar dos problemas que estaban presentes en la utilidad cuadrática. En primer lugar, podemos evitar caer en una situación de omisión de variable relevante (el tipo de interés real). En segundo lugar, si realizamos una expansión de Taylor de segundo orden para la ecuación de Euler con funciones de utilidad CRRA y no consideramos el término de varianza en el error como una constante, es posible introducir como variable con capacidad predictiva sobre el crecimiento del consumo, aquellas que estén relacionadas con alguna forma de incertidumbre sobre la evolución de la renta futura,(véase más adelante los modelos de ahorro preventivo).

9. El tipo de interés real es constante y dado para el consumidor (análisis de equilibrio parcial).
10. Formación racional de expectativas.
11. No consideración conjunta de las decisiones de consumo y ocio, es decir, renta laboral exógena (separabilidad intratemporal).
12. Ausencia de herencias.
13. Duración cierta de la vida⁸.

No está en nuestro ánimo hacer una discusión exhaustiva de todos los supuestos del modelo básico del consumidor⁹. Nuestra pretensión consiste en repasar aquellos supuestos cuyo incumplimiento es más probable que ocurra en hogares jóvenes. En concreto, la revisión de la literatura sobre consumo que hemos realizado parece sugerir que los factores relevantes que condicionan las decisiones de consumo y ahorro de los hogares jóvenes son:

1. La existencia de restricciones de liquidez (incumplimiento del supuesto uno).
2. La existencia de ahorro por motivo entrada o *downpayment*, (incumplimiento del supuesto uno).
3. La existencia de ahorro por motivo precaución (incumplimiento del supuesto tres).
4. La existencia de comportamiento habitual (incumplimiento del supuesto cuatro).

⁸ Esta lista de supuestos, ligeramente modificada, procede de Muellbauer y Lattimore (1995) y ha sido ampliada para tener en cuenta algunas consideraciones adicionales de Attanasio (1999).

⁹ Para revisiones más o menos extensas de la literatura, donde se estudian prácticamente todos estos supuestos, puede verse: Hall (1989), Deaton (1992), Muellbauer (1994), Muellbauer y Lattimore (1995), Browning y Lusardi (1996), Hayashi (1997, cap. 1), Deaton (1997, cap. 6) y Attanasio (1999).

Veamos pues qué problemas plantean la existencia de los incumplimientos anteriores.

1.2 Modelos con restricciones de liquidez

Definición del problema

La capacidad del individuo para aislar la evolución del consumo respecto de la renta corriente del trabajo, la posibilidad de igualar la utilidad marginal del consumo en distintos momentos del tiempo, está determinada por el supuesto primero del modelo de elección intertemporal, a saber, que el individuo puede ahorrar y desahorrar en la cantidad deseada, en cualquier momento del tiempo, a un único tipo de interés. Sin embargo, el acceso a los mercados crediticios está seriamente limitado para ciertos colectivos de individuos al tiempo que no existe un único tipo de interés al que se pueda prestar y tomar prestado. Se considera que existen restricciones de liquidez cuando el tipo prestamista es distinto del tipo de interés prestatario o, más generalmente, cuando el tipo de interés al que tiene que hacer frente el consumidor no es independiente de su posición financiera neta.

Distintas formas de imperfección en los mercados financieros se han descrito en la literatura:

- En la primera de ellas, el prestatario ha de pagar un único tipo de interés por incrementar su posición deudora, superior al que percibe por sus activos financieros, sea cual fuere la cantidad tomada a préstamo. Todos los agentes, independientemente de su probabilidad de impago, han de soportar una penalización en forma de un mayor tipo de interés prestatario, véase Jaffee y Russell (1976), Hayashi (1987) y Lawrence (1995). Los demandantes de financiación han de aceptar esta situación ante la imposibilidad de alcanzar un

equilibrio separador que les permita diferenciarse de cara al prestamista, en función de su riesgo de impago¹⁰.

- Una segunda forma de imperfección surge cuando el individuo no recibe financiación alguna al tipo de interés de mercado. Este tipo de restricción de liquidez, conocida como *racionamiento del crédito*, tiene su apoyatura teórica en los trabajos de Stiglitz y Weiss (1981), y Jaffee y Stiglitz (1990). Se trataría de un equilibrio aunado con racionamiento^{11,12}.
- Una última forma de imperfección, intermedia entre las situaciones extremas de mercados financieros perfectos y el racionamiento de crédito, surge cuando es posible definir equilibrios multicontrato en el mercado de capitales, en los que el tipo de interés deudor aumenta continuamente al incrementarse la cantidad tomada a préstamo. A diferencia del modelo de Stiglitz y Weiss (1981) de equilibrio pooling y racionamiento, Bester (1985) y Milde y Riley (1988) derivan equilibrios de mercado caracterizados por soluciones múltiples con separación y sin racionamiento. Los bancos criban o filtran a los potenciales prestatarios ofreciendo préstamos de mayor tamaño a mayores tipos de interés, de forma que la restricción presupuestaria de estos agentes, en el tramo deudor, es no lineal¹³.

Las restricciones de liquidez y el modelo básico de elección intertemporal

La existencia de restricciones de liquidez distorsiona sobremanera el perfil óptimo de consumo de las familias. La ecuación de Euler deja de cumplirse porque los consumidores, que querrían endeudarse al tipo de interés de mercado, no pueden

¹⁰ Para una clarificación de los conceptos equilibrio separador y equilibrio aunador, puede consultarse Rothschild y Stiglitz (1976) y Jehle y Reny (2001, cap.8).

¹¹ El modelo de Jaffee y Russell (1976) también plantea como caso particular la posibilidad de alcanzar equilibrios estables en los cuales todos los individuos están racionados en la cantidad que pueden tomar a préstamo, con un racionamiento tan severo que nadie impaga.

¹² En realidad, las restricciones de liquidez que adoptan la forma de exclusión total del consumidor del mercado de crédito puede considerarse una situación particular de las restricciones en forma de diferencial prestamista- prestatario, siendo el tipo de interés deudor infinito.

¹³ Para una aplicación del modelo de Milde y Riley (1988) al estudio del consumo en presencia de hogares restringidos en liquidez, puede verse Wirjanto (1994).

hacerlo, consumiendo relativamente menos en el periodo t y más en el periodo $t+1$ de lo que desearían en ausencia de tales restricciones.

Desde un punto de vista analítico la incorporación de las restricciones de liquidez al modelo básico de elección intertemporal suele realizarse agregando una restricción adicional de no negatividad sobre los activos netos del hogar al final de cada periodo de tiempo. Es decir:

$$\text{Max}E_{i,t} \left[\sum_{j=0}^{T-1} (1+\delta)^{-j} U(C_{i,t+j}, Z_{i,t+j}) \right], \quad (2')$$

$$A_{i,t+j+1} = (1+r_i)(A_{i,t+j} + Y_{i,t+j} - C_{i,t+j}), \quad (3')$$

$$A_{i,t+k} \geq 0 \quad k=0,1, \dots, T+t-1. \quad (15)$$

Con la nueva restricción, la condición de óptimo vendría dada por la ecuación:

$$U'(C_{i,t}, Z_{i,t}) = E_t [U'(C_{i,t+1}, Z_{i,t+1})(1+\delta)^{-1}(1+r_{i,t})] + \lambda_{i,t}, \quad (16)$$

donde $\lambda_{i,t}$ es el multiplicador de Lagrange asociado a la nueva restricción en el momento t . Es decir, es el precio sombra equivalente al incremento en la utilidad esperada que resultaría de relajar la restricción de no negatividad en una unidad. Puesto que la restricción reduce el consumo presente (e incrementa el consumo futuro) respecto al valor óptimo en caso de no existir tal restricción, ha de entrar en la ecuación con un valor positivo: si un individuo desea transferir recursos adicionales desde el futuro hasta el presente pero no puede hacerlo debido a la incapacidad para endeudarse, entonces la utilidad marginal del consumo debe ser mayor en el presente en relación con el valor futuro y mayor de lo que habría sido en un modelo sin tales restricciones.

En el caso de preferencias isoelásticas, tras tomar expectativas en la ecuación anterior y después de hacer las pertinentes aproximaciones de Taylor, se llega a una ecuación de Euler linealizada de la forma:

$$\Delta \log C_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 r_{t+1} + \beta_2 \Delta Z_{t+1} + \beta_3 \log(1 + \lambda_t) + v_{t+1}, \quad (16')$$

siendo $\log(1 + \lambda_t)$ el incremento en el crecimiento esperado del consumo ocasionado por la presencia de la restricción al endeudamiento¹⁴.

La utilidad de la ecuación (16') va más allá de poner de manifiesto que el crecimiento esperado del consumo es superior cuando existen restricciones de liquidez efectivas, que cuando tales limitaciones no existen. También nos sirve para destacar que la renta puede jugar un papel relevante en la explicación del consumo en este tipo de situaciones. Tal como vienen a indicar Hayashi (1987) y Zeldes (1989a), si existiendo restricciones de liquidez efectivas se incrementa la renta del periodo y nada más cambia en el modelo, la restricción se verá relajada y $\lambda_{i,t}$ se reducirá. El consumo presente se elevará en relación al consumo futuro, reduciendo por tanto el crecimiento esperado del mismo. Es decir, deberíamos esperar una correlación negativa entre el incremento de la renta, riqueza o cualquier variable que reduzca la severidad de la restricción, y el valor del multiplicador de Lagrange o, si se quiere, una correlación [negativa] entre esas mismas variables y crecimiento del consumo.

La evidencia a favor o en contra del modelo de Renta Permanente-Ciclo Vital se suele realizar atendiendo a dos tipos de contrastes, a saber:

- Contraste general de restricciones de sobreidentificación. El modelo básico de elección intertemporal con expectativas racionales impone una serie de condiciones de ortogonalidad que sirven para contrastar la validez del mismo. El modelo impone que cualquier información que esté disponible para el consumidor en el momento t , no tenga poder predictivo sobre la decisión de consumo en el periodo $t+1$, por la simple razón de que esa información ya ha sido tomada en cuenta al decidir el consumo en el momento inicial. En términos econométricos, se estimaría una ecuación de Euler como la (13) y el error de esta

¹⁴ Para la derivación de la ecuación (16) puede verse el survey de Browning y Lusardi (1996) o el trabajo de DeJuan y Seater (1999).

ecuación estructural debería no estar correlacionado con los instrumentos elegidos para estimarla [y que estaban disponibles para el consumidor en el momento t]. Se trataría simplemente de un contraste de exogeneidad de instrumentos utilizados. De existir restricciones de liquidez, se deberían rechazar las restricciones de sobreidentificación impuestas por el modelo.

- **Contraste de exceso de sensibilidad:** A partir de una ecuación como la (13), se introduce entre las variables explicativas la renta disponible, su variación contemporánea o retardada, o su valor predicho a partir de un modelo lineal de series temporales o con una regresión auxiliar donde el crecimiento de la renta se modeliza como una función de variables de ciclo vital. La ecuación a estimar sería de la forma:

$$\Delta \text{Log} C_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 r_{i,t} + \beta_2 \Delta Z_{i,t} + \beta_3 \Delta y_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}, \quad (17)$$

bajo la hipótesis nula de ausencia de restricciones de liquidez y de especificación correcta del modelo, el coeficiente β_3 debería ser cero, tras tener en cuenta los sesgos de simultaneidad; en caso contrario, se considerará que el individuo está restringido en liquidez.

La evidencia microeconómica disponible

La evidencia microeconómica es tan amplia como poco concluyente. Los trabajos repasados en Browning y Lusardi (1996) son una buena muestra de los resultados obtenidos. De los veinticinco estudios analizados, sólo diez se muestran a favor del modelo básico de elección intertemporal. En la mayoría de los casos este apoyo se entiende como la no existencia de exceso de sensibilidad del crecimiento del consumo al crecimiento esperado en la renta o a cualquier variable representativa de la liquidez del hogar que pueda actuar como instrumento de la misma. Se utiliza por tanto en la mayoría de los casos análisis de ecuaciones de Euler linealizadas.

No obstante la aceptación del modelo de elección intertemporal, se aboga en general por una especificación de preferencias suficientemente flexible, que evite establecer restricciones innecesarias sobre los parámetros del modelo (por ejemplo, imponer una elasticidad de sustitución constante e igual para todos los hogares, tal como sucede cuando utilizamos preferencias CRRA)¹⁵. Se reconoce por otro lado, que la existencia de no separabilidad entre las decisiones de consumo y ocio obliga a tener en cuenta la situación de los miembros de la familia en el mercado laboral.

En otros casos, el apoyo al modelo de elección intertemporal se condiciona para tener en cuenta los errores de medida en el consumo que puedan existir, (Altonji y Siow, 1987), el efecto de perturbaciones macroeconómicas no anticipadas por los hogares, (Mariger y Shaw, 1993) o la utilización de estimadores consistentes en presencia de instrumentos no estrictamente exógenos, tal como proponen Keane y Runkle (1992)¹⁶.

Respecto a los trabajos que encuentran prueba de exceso de sensibilidad, y que por tanto rechazan el modelo de elección intertemporal, seis de ellos aceptan la hipótesis alternativa de restricciones de liquidez¹⁷. Otros tres rechazan el modelo de elección intertemporal pero la evidencia obtenida resulta un tanto contradictoria, de forma que el rechazo de la hipótesis nula no puede entenderse como la aceptación de existencia de imperfecciones en los mercados financieros. Así, en particular, los trabajos de García *et al.* (1997) y Shea (1995b) aprovechan el carácter asimétrico de las restricciones de liquidez para aumentar la potencia del contraste de exceso de sensibilidad. En el segundo caso, la respuesta del consumo al crecimiento en la renta resulta ser distinta de lo postulado por la teoría. Finalmente, el trabajo de Lusardi (1996) observa exceso de sensibilidad pero no se decanta a favor de ninguna hipótesis alternativa.

¹⁵ Véanse en este sentido los trabajos de Attanasio y Weber (1993, 1995), Attanasio y Browning (1995), Meghir y Weber (1996) y Blundell, Browning y Meghir (1994), entre otros.

¹⁶ Los tres estudios mencionados en este párrafo utilizan como datos el panel PSID de la Universidad de Michigan, para el periodo 1968-1981

¹⁷ Véanse los trabajos de Hall y Mishkin (1982), Hayashi (1985b), Zeldes (1989a), Eberly (1994), Engelhardt (1996) y Jappelli *et al.* (1998).

Respecto a la evidencia empírica disponible para la economía española, recogida en el cuadro 1.2, los resultados son igualmente poco concluyentes en lo que se refiere a la validez o no del modelo de elección intertemporal (la existencia de exceso de sensibilidad).

CUADRO 1.2. *Evidencia española sobre la existencia de exceso de sensibilidad del consumo con datos microeconómicos*

Autor	Preferencias	Datos	Exceso de sensibilidad?
López Salido (1993)	CRRA	Panel de datos a partir de ECPF	Cierta evidencia de exceso de sensibilidad. Restricciones de liquidez
López Salido (1995)	CRRA ampliada	Panel sintético (cohortes) a partir de ECPF	Desaparece el exceso de sensibilidad cuanto se flexibilizan las preferencias para tener en cuenta las características del hogar.
Del Olmo (1996)	CARA	Panel de datos a partir de ECPF	No exceso de sensibilidad. No separabilidad entre distintas categorías de consumo.
García (1999)	CRRA	Panel sintético a partir de ECPF	Evidencia de restricciones de liquidez medidas con variables de endeudamiento.
Collado (1998)	CRRA	Panel de datos a partir de ECPF	No exceso de sensibilidad. No separabilidad intratemporal entre distintas categorías de consumo.
Browning y Collado (2001)	-	Panel de datos a partir de ECPF	No exceso de sensibilidad.
Cutanda (2002)	CRRA	Panel sintético a partir de ECPF	Evidencia de exceso de sensibilidad no atribuible a la incertidumbre.
Cutanda (2003)	CRRA	Panel sintético a partir de ECPF	Evidencia de exceso de sensibilidad por submuestras. Existencia de restricciones de liquidez.
Pou, Alegre y Oliver (2002)	CRRA	Panel de datos a partir de ECPF	Exceso de sensibilidad condicionado a la fase del ciclo. No evidencia de exceso de sensibilidad en la fase expansiva; sí en la recesiva. No separabilidad intratemporal entre las distintas categorías de consumo.

Todos los trabajos presentados utilizan como base de datos la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF), en unos casos sin transformar y en otros empleando análisis de cohortes. En la especificación de las preferencias, la mayoría de los autores se inclinan por funciones de utilidad isoelásticas, siendo la excepción Del Olmo (1996) y López-Salido (1993). En este último caso, en un intento por salvar las limitaciones de la formulación CES (la constancia de la elasticidad de sustitución intertemporal entre los diferentes hogares) el autor flexibiliza las preferencias CRRA, siguiendo el trabajo de Attanasio y Browning (1995), haciendo que esa elasticidad pueda depender de factores idiosincrásicos de los hogares. Justamente es esta mayor flexibilidad la que hace posible que el modelo no sea rechazado por los datos.

De los nueve trabajos citados en el cuadro anterior, cuatro de ellos no encuentran exceso de sensibilidad. La consideración de la no separabilidad intratemporal entre las distintas partidas de gasto y la flexibilización de las preferencias para introducir elasticidades idiosincrásicas, permiten a los distintos autores introducir más estructura en los modelos contrastados de forma que, en general, es posible la validación del modelo propuesto. En el caso de Pou *et al.* (2002) el enriquecimiento del modelo no permite llegar a conclusiones definitivas: para todo el periodo muestral no se registra exceso de sensibilidad del consumo a variaciones esperadas en la renta, mientras que cuando se atiende a distintos subperiodos, parece existir exceso de sensibilidad en la fase recesiva del ciclo económico.

En cuanto a los trabajos que rechazan el modelo de elección intertemporal, en dos de ellos se acepta la alternativa de restricciones de liquidez, López-Salido (1993) y Cutanda (2003). En el caso de Cutanda (2002) simplemente se constata la existencia de exceso de sensibilidad pero el autor no parece decantarse por ninguna alternativa. Por último, el trabajo de García (1999) constata la existencia de restricciones de liquidez pero no mediante el estudio del exceso de sensibilidad a

variaciones en la renta sino mediante la significatividad estadística de una variable representativa del endeudamiento de los hogares.

1.3 El ahorro por motivo entrada

Una forma específica de restricción de liquidez es la que enfrentan los hogares jóvenes como consecuencia de su posición en el ciclo vital. Nos referimos a la necesidad de acumular un volumen elevado de activos líquidos como paso previo a la adquisición de una vivienda (o bien de consumo duradero). Es el conocido como ahorro por motivo entrada o *downpayment motive*.

En un momento en el que típicamente los hogares jóvenes desearían desahorrar por encontrarse en la parte inferior del perfil de renta que disfrutarán a lo largo de su vida, se ven obligados a experimentar una distorsión en el perfil de consumo en la etapa temprana de la vida, para acumular suficientes activos líquidos que le permitan acceder a la financiación necesaria para adquirir su vivienda, véase Artle y Varaiya (1978), Brueckner (1986) y Engelhardt (1996).

La restricción de liquidez impuesta por el motivo entrada constituye una restricción efectiva, es decir, una distorsión del perfil de consumo del hogar, sólo cuando existe en el mismo una clara preferencia por consumir servicios de alojamiento mediante la adquisición de la propiedad de la vivienda frente al consumo de esos servicios mediante el alquiler de la vivienda que los genera.

La literatura se remite a tres grandes tipos de motivaciones para preferir adquirir una vivienda frente a la alternativa de poseerla en alquiler. Un hogar deriva mayor utilidad de una casa en propiedad frente a otra en alquiler cuando:

- Hay no neutralidad fiscal a favor de la compra de la vivienda.
- Adquiriendo la propiedad se elimina la relación principal-agente y los problemas o costes que se deriven de la misma.

- Adquirir la propiedad es la única alternativa posible si los mercados de viviendas en alquiler son incompletos o están poco desarrollados.

En relación con el primer punto, los sistemas fiscales de la mayoría de los países desarrollados implícitamente subsidian la propiedad de la vivienda frente al alquiler de la misma, véase Rosen (1979a, 1979b, 1985). Las rentas de alquiler imputables al dueño del inmueble en general no forman parte de su base imponible, quedando por tanto exenta de cualquier tipo de tributación. Los gastos financieros que se derivan de la amortización de las deudas contraídas para adquirirlas, son deducibles en el impuesto sobre la renta, frente a la tributación que soportan las rentas de intereses que se obtienen de activos financieros. Por otro lado, las ganancias de capital producidas en la enajenación de los inmuebles suelen estar exentas de tributación, al menos parcialmente, cuando se reinvierten en la adquisición de una nueva vivienda. Por último, cuando el impuesto sobre la renta es progresivo, el incentivo fiscal aumenta al incrementarse el tipo impositivo marginal del contribuyente. Todo ello hace que el coste de uso de una vivienda en propiedad sea inferior al coste de uso de una vivienda en alquiler, incentivándose aquélla frente a ésta¹⁸.

En cuanto al segundo punto, adquirir la propiedad de la vivienda que se habita constituye una forma de internalizar las externalidades que se producen cuando los servicios de alojamiento se consumen en régimen de alquiler. Cuando arrendador y arrendatario llegan a un acuerdo de alquiler, existen incentivos para incurrir en “comportamientos oportunistas” por ambas partes. El arrendador puede

¹⁸ En el caso español la vivienda tiene un tratamiento fiscal muy favorable en el IRPF, donde se puede desgravar tanto el capital como los intereses por su adquisición. Desde 1985 hasta 1989 estos beneficios podían disfrutarse tanto para la vivienda habitual como para la vivienda secundaria. Por otro lado, hasta la reforma de este impuesto en 1999, la posesión de la vivienda daba lugar a la imputación de un rendimiento inmobiliario basado en el valor catastral de la vivienda. A partir de esa fecha, sólo las viviendas secundarias generan un rendimiento que deba computarse en el IRPF. Esta reforma también modificó el límite conjunto de las deducciones por inversión en vivienda, pasando de un porcentaje máximo del 30 por ciento de la base imponible a un límite fijo independiente de ésta. Por último, el impuesto sobre la renta contempló desde 1992 hasta 1998 una deducción por alquiler que fue eliminada por la reforma de 1999. Para un análisis de los efectos asignativos y distributivos de la política fiscal española de vivienda, que da un tratamiento preferente a la vivienda en propiedad frente a la vivienda en alquiler, puede verse López (1993).

considerar que el inquilino no asume el coste marginal social que ocasiona la utilización de la vivienda. Para resarcirse, puede imponer un alquiler superior al coste de utilización generado por aquél, véase Henderson y Ioanides (1983).

Por último, comprar la vivienda resulta ser la única alternativa posible cuando los mercados de alquiler son incompletos. Con ello hacemos referencia al hecho de que los servicios de alojamiento son sustitutos imperfectos cuando éstos se derivan de viviendas en propiedad en relación con los derivados de viviendas en alquiler. Atributos especialmente deseados por los hogares como la seguridad en la posesión de la vivienda, la privacidad y flexibilidad en el uso de la misma, el orgullo de ser propietario, etc., no están disponibles cuando la vivienda se mantiene en régimen de alquiler, véase Rosen (1979 b), Jones (1989) y Williams (1993).

Por cualquiera de las razones antes apuntadas, los hogares jóvenes muestran una clara preferencia por adquirir la propiedad de la vivienda. Los activos líquidos que han de acumular como paso previo, pueden responder a una motivación exógena o a una motivación endógena al hogar. En el primer caso, la entrada es un condicionamiento previo impuesto por las entidades financieras para conceder financiación. El *downpayment* constituye un buen filtro para reducir los problemas de selección adversa, véase Engelhardt (1996).

Junto a esa motivación exógena, impuesta sobre el hogar, acumular un patrimonio líquido previo puede ser el resultado de una estrategia planeada por el propio hogar tendente a reducir su riesgo de inversión, véase Jones (1995). Adquirir una vivienda implica para el hogar mantener una cartera de inversión poco diversificada, dominada por un activo poco líquido, con elevado riesgo y adquirido de manera muy apalancada. En estas circunstancias, el hogar puede tener motivaciones para retrasar o postergar la adquisición de la vivienda con el fin de acumular una riqueza adicional que le permita una cobertura siquiera parcial del riesgo de precio asumido al comprar su residencia, Plaut (1987).

Las consecuencias que se derivan del *downpayment* van más allá de obligar al hogar a reducir su nivel óptimo de consumo en edades tempranas y acumular así un cierto volumen de activos líquidos. Como indican Slemrod (1982), Brueckner (1986), Sheiner (1995) y Engelhardt (1996), la necesidad de acumular una entrada puede hacer que alquilar sea la opción preferida frente a comprar la vivienda. Se establece un *trade-off* dinámico en el que el hogar debe comparar continuamente el valor presente descontado de la utilidad perdida durante el período de ahorro, con el valor presente descontado de la utilidad que se deriva de consumir servicios de alojamiento en propiedad. Cuanto más largo es el periodo de espera y más grande el ahorro previo necesario para adquirir la vivienda, menor es el beneficio descontado que se obtiene de comprar la vivienda. El porcentaje exigido de entrada puede disuadir a los ahorradores jóvenes de convertirse en propietarios. En áreas urbanas con precios de la vivienda elevados, la restricción de *downpayment* puede llegar a convertirse en un obstáculo insalvable y los hogares jóvenes pueden inclinarse por el alquiler permanente o no dejar el hogar paterno, abandonando con ello sus planes de ahorro e incrementando sus niveles de consumo. Es el conocido como *consumo de la desesperación*, véase Sheiner (1995). Efectos de desánimo se han constatado en los trabajos de Yoshikawa y Ohtake (1989) para la economía japonesa y en Engelhardt (1994) para el caso de Estados Unidos. Sheiner (1995) por su parte, no encuentra signos importantes de efecto desánimo entre los hogares jóvenes norteamericanos que viven de alquiler.

Como alternativa, aunque un elevado *downpayment* no genere efecto desánimo, los hogares pueden responder reduciendo el tamaño de la vivienda adquirida, véase Slemrod (1982), y Hayashi, Ito y Slemrod (1988).

Desde un punto de vista macroeconómico, son varias las consecuencias que se derivan de la existencia de restricciones de liquidez en forma de entrada. En primer lugar, el nivel de imperfección en los mercados financieros de los distintos países, medido en términos del porcentaje de entrada exigido, determina la distribución en equilibrio de las tasas de vivienda en propiedad entre los distintos

grupos de edad, véase Ortalo-Magné y Rady (1999) para una fundamentación teórica, y Chiuri y Jappelli (2003) para una contrastación empírica. Cuanto más restrictivo es el mercado crediticio, menor es la tasa de ocupación de vivienda en propiedad, más tardíamente se alcanza el status de propietario, y menor es el tamaño de la vivienda adquirida. En segundo lugar, el ahorro por motivo entrada refuerza el vínculo entre tasa de ahorro de una economía y la tasa de crecimiento de la renta de la misma, véase Jappelli y Pagano (1994). En tercer lugar, parece constatarse la existencia de una relación positiva entre la tasa de ahorro del país y el porcentaje de entrada exigido. En este sentido, Hayashi, Ito y Slemrod (1988) recurren al mayor nivel de *downpayment* en la economía japonesa para explicar, siquiera parcialmente, las mayores tasas de ahorro agregadas de la economía nipona frente a la norteamericana. Por último, Farr y Luengo-Prado (2001) encuentran que, tras resolver numéricamente un modelo de *buffer-stock*¹⁹, el consumo de bienes no duraderos se hace más volátil al reducirse el *downpayment* impuesto por las entidades financieras. Es decir, la restricción de *downpayment* no sólo afecta al nivel medio de consumo que mantienen las familias sino también a la variabilidad del mismo.

El ahorro por motivo entrada y la ecuación de Euler para el consumo

La restricción de liquidez en forma de entrada obliga al hogar que pretende adquirir una vivienda a mantener un nivel de consumo inferior al que mantendría en otro caso o, de otra forma, a obtener una utilidad marginal del consumo superior a la que obtendría si, *ceteris paribus*, no tuviese que realizar el ahorro previo. Por tanto, se cumpliría que:

$$U'(C_{i,t}, Z_{i,t}) > \frac{(1+r_i)}{(1+\delta)} E[U'(C_{i,t+1}, Z_{i,t+1})]. \quad (18)$$

Si ponemos la expresión anterior utilizando el multiplicador de Lagrange, tendríamos que:

¹⁹ Una breve explicación de los modelos de *buffer-stock* aparece más adelante en la página 37.

$$U'(C_{i,t}, Z_{i,t}) = \frac{(1+r_i)}{(1+\delta)} (1+\lambda_{i,t}) E[U'(C_{i,t+1}, Z_{i,t+1})], \quad (19)$$

donde $\lambda_{i,t}$ tiene un valor positivo mientras el hogar está ahorrando para la entrada. Cuando termina esa acumulación de recursos, el multiplicador se reduce a cero y $U'(C_{i,t}, Z_{i,t})$ se reduce (el nivel de consumo aumenta) para satisfacer la condición de equilibrio intertemporal en términos de igualdad. Es decir, si observamos un hogar en dos instantes del tiempo, el primero, cuando está ahorrando para la entrada, y el segundo, cuando ha adquirido la vivienda, encontraríamos que entre ambos, la tasa de crecimiento del consumo sería superior a la que se registraría si, dado todo lo demás, no hubiese ahorrado la entrada. Es precisamente la necesidad de acumular el *downpayment* lo que hace que el consumo en el periodo t sea inferior al consumo esperado en $t+1$, véase Engelhardt (1996)²⁰.

1.4 El ahorro por motivo precaución

Junto a las restricciones de liquidez y la existencia de hábitos en las preferencias de los consumidores (que se estudiará en el siguiente epígrafe), la incertidumbre aparece como un determinante fundamental de las decisiones de consumo y ahorro de los hogares jóvenes. Desde momentos muy iniciales la literatura recoge la idea de que los individuos acumulan activos con el fin último de utilizarlos como un amortiguador frente a caídas inesperadas en la renta. Friedman (1957, cap.2) indica que: “*La introducción de la incertidumbre añade una razón más para conservar riqueza, [...]. Este nuevo motivo es disponer de una reserva para casos de emergencia: en caso de ingresos inesperadamente bajos o de niveles de consumo inesperadamente altos*”. Los trabajos posteriores de Leland (1968), Sandmo (1970) y Drèze y Modigliani (1972) establecieron las condiciones teóricas

²⁰ Carroll y Weil (1994) exponen un modelo, no derivado a partir de un ejercicio de optimización, en el que la reducción del consumo durante los años de acumulación de la entrada será tanto mayor cuanto más alto sea el porcentaje de entrada, cuanto más elevado sea el valor de los recursos vitales que espera conseguir y cuanto más reducido sea el período para acumular esos activos.

bajo las cuales un incremento en la incertidumbre no asegurable generaría menos consumo en el presente y, por tanto, más ahorro.

Desde un punto de vista teórico, la condición necesaria para que exista ahorro por motivo precaución es que la función de utilidad presente una tercera derivada positiva, es decir, que la función de utilidad marginal sea convexa. En términos sencillos, el consumidor se enfrenta al problema de maximizar la utilidad esperada que deriva del consumo, sujeto a una restricción presupuestaria intertemporal, esto es:

$$\text{Max} E_{i,t} \left[\sum_{j=0}^{T-1} (1 + \delta)^{-j} U(C_{i,t+j}) / I_t \right], \quad (20)$$

sujeta a la siguiente restricción presupuestaria:

$$A_{i,t+j+1} = (1 + r_i) A_{i,t+j} + Y_{i,t+j} - C_{i,t+j}, \quad (21)$$

y con la condición final $A_{i,T} = 0$.

Las condiciones de primer orden del problema de maximización establecen que:

$$E_t [U'(C_{i,t+1}) / I_t] = U'(C_{i,t}) \quad \text{para } j=1 \text{ hasta } T-1^{21}. \quad (22)$$

La incertidumbre afecta a la condición de primer orden, y por tanto al nivel óptimo de consumo, sólo si afecta a la utilidad marginal esperada, véase Blanchard y Mankiw (1988) y Kimball (1990). Si la tercera derivada de la función de utilidad $U'''(C_t)$ es positiva, un incremento en la incertidumbre eleva la utilidad marginal esperada para un valor dado del consumo esperado. Para cumplir la condición de optimalidad anterior, el consumo futuro esperado se debe incrementar en relación con el consumo presente, es decir, los consumidores deben posponer su consumo presente; la incertidumbre hace que los consumidores sean más prudentes.

²¹ En esta condición de equilibrio estamos suponiendo que el tipo de interés es igual a la tasa de preferencia intertemporal y ambos iguales a cero.

La utilidad cuadrática, exponencial e isoelástica y el ahorro preventivo

La necesidad de presentar una función de utilidad marginal convexa restringe sobremanera el conjunto de funciones de utilidad susceptibles de ser empleadas en la modelización del ahorro preventivo. La especificación cuadrática, la habitualmente considerada hasta finales de la década de los ´80, está en la base de la representación más sencilla del modelo de Renta Permanente-Ciclo Vital. La condición de primer orden del problema de optimización del consumidor es $E(C_{t+i} / I_t) = C_t$ para todo $i=1,2, \dots, T-t$, y el nivel óptimo de consumo (suponiendo para simplificar que $r = \delta = 0$) vendría dado por la ecuación:

$$C_{i,t} = \frac{1}{(T-t+1)} \left(A_{i,t} + \sum_{j=0}^{T-1} E_t [Y_{i,t+j} / I_t] \right). \quad (23)$$

El consumo es una función lineal del conjunto de recursos que el individuo obtendrá a lo largo de su vida. Estos recursos están compuestos por la riqueza no humana y por el valor esperado de su renta laboral presente y futura, es decir, su riqueza humana. La constante de proporcionalidad depende inversamente del número de años de vida que le quedan al individuo. Con utilidad cuadrática el nivel de consumo representado por la ecuación (23) es igual al que se produciría si no hubiese incertidumbre, de ahí que se conozca a la función de consumo derivada a partir de una función de utilidad cuadrática como modelo de equivalencia cierta.

La simplicidad de la solución obtenida permite destacar lo limitado de este tipo de especificación, a saber, la función de utilidad marginal que se obtiene es lineal de forma que $U'''(C_t) = 0$, no siendo así útil para el análisis del ahorro por motivo precaución.

Una forma alternativa de representar las preferencias del consumidor, que permite superar algunas de las limitaciones de la utilidad cuadrática, es la función de utilidad exponencial negativa $U(C_t) = -(1/\gamma) \exp(-\gamma C_t)$, véanse Blanchard y Fischer (1989), Blanchard y Mankiw (1988), Kimball y Mankiw (1989) y Caballero (1990,

1991). Como indica Caballero (1990), si la renta del trabajo sigue un paseo aleatorio con innovaciones distribuidas normalmente, con desviación estandar σ , en el nivel óptimo de consumo se cumple la condición de primer orden:

$$E_t(C_{t+1} / I_t) = C_t + \frac{1}{2} \gamma \sigma^2, \quad (24)$$

siendo posible derivarse una función de consumo que tendría la forma:

$$C_t = \left(\frac{1}{T+t-1} \right) A_t + Y_t - \gamma \frac{(T-t)}{4} \sigma^2. \quad (25)$$

El consumo esperado en este caso presenta una pendiente constante y positiva (a diferencia del modelo de equivalencia cierta, que predice una pendiente nula), que depende del grado de aversión [y prudencia] al riesgo y de la variancia de las innovaciones en la renta (véase la expresión 24). De esta forma, el nivel óptimo de consumo de la familia sería el mismo que en el caso del modelo con utilidad cuadrática, con la sustracción de un término que recoge el efecto de la incertidumbre sobre ese nivel óptimo (el sustraendo $-\gamma \frac{(T-t)}{4} \sigma^2$ en la expresión 25).

La función de consumo (25) pone claramente de manifiesto por qué el ahorro por motivo precaución parece ser una explicación plausible del comportamiento ahorrador de los hogares jóvenes. Para niveles reducidos de riqueza y renta, elevada incertidumbre y un horizonte de vida amplio, el nivel óptimo de consumo sería reducido. En cambio, para los adultos de edad avanzada, con elevados niveles de riqueza acumulada a lo largo de la vida, reducido horizonte temporal y baja incertidumbre, el nivel de consumo óptimo debería ser alto. Las palabras de Deaton (1992, pág: 204) son directamente aplicables a lo que aquí comentamos: “*La variancia del proceso de renta inclina la trayectoria del consumo hacia abajo al comienzo de la vida, por lo que la incertidumbre genera un crecimiento adicional del consumo, ya que induce a los consumidores a posponer su consumo*”. Más adelante indica que: “[...] *La incertidumbre del consumo futuro de los consumidores*

que tienen una renta baja y pocos activos al comienzo del ciclo vital es mayor que la de los que tienen una renta alta y muchos activos, debido simplemente a que tienen menos recursos y están menos asegurados, por lo que deben planear posponer el consumo”, Deaton (1992, pág.: 218).

La utilidad exponencial presenta un coeficiente de aversión absoluta al riesgo constante, lo que representa un avance frente a la aversión absoluta creciente que se derivaba de la utilidad cuadrática. No obstante, no permite excluir niveles óptimos de consumo negativos, lo que resulta poco aceptable tanto desde el punto de vista teórico como empírico.

Finalmente la especificación isoelástica permite descartar las soluciones que suponen niveles de consumo negativo, presentan aversión absoluta al riesgo decreciente, lo que se considera deseable para explicar el comportamiento ahorrador, pero presenta el gran inconveniente de no poder derivarse una función de consumo que indique el nivel óptimo de éste para un valor dado de los recursos vitales del individuo. No obstante esa gran limitación, las simulaciones realizadas con técnicas de programación dinámica estocástica nos dan intuiciones básicas sobre cuál ha de ser el comportamiento de un consumidor optimizador cuando presenta preferencias CRRA, véanse Skinner (1988), Zeldes (1989b), Carroll (1992, 1997), Gourinchas y Parker (2001) y Pemberton (2003). En general, la idea básica que se deriva de estos modelos es que los individuos óptimamente “sobrerresponden” a cambios en la renta presente y en la riqueza no humana, y “subresponden” a cambios en la renta futura esperada. Esto es especialmente evidente cuando el componente cierto de los recursos vitales del individuo, los activos y la renta presente, es reducido en relación con la riqueza humana. El crecimiento esperado del consumo y los niveles de ahorro preventivo son mayores cuando la riqueza presente es reducida. Como viene a indicar Carroll (2001), es como si los individuos descontasen con tasas especialmente elevadas el componente incierto de la riqueza, de forma que el horizonte temporal relevante para estos individuos optimizadores es mucho más corto de lo que se suele suponer cuando se habla del modelo de Renta Permanente.

En ese mismo sentido, Gourinchas y Parker (2001), con las funciones de consumo que calculan, ponen de manifiesto la importancia del ahorro preventivo en los hogares con bajos niveles de riqueza, al tiempo que enfatizan que la parte del crecimiento del consumo atribuible a la existencia de ahorro por motivo precaución es especialmente elevada en los hogares jóvenes.

Una mención expresa merecen los *modelos de buffer-stock* desarrollados por Carroll (1992, 1997)²². En una situación de elevada incertidumbre en cuanto a la renta futura, los individuos, comportándose óptimamente, pueden decidir mantener un nivel deseado de riqueza que les permita amortiguar las fluctuaciones no esperadas en el nivel de consumo. Ese nivel óptimo o deseado de riqueza surge como un punto de equilibrio entre la impaciencia y la prudencia que presentan estos sujetos optimizadores. La impaciencia les empujaría típicamente a desear agotar cualquier tipo de activos acumulados e incluso a ser desahoradores en el caso de que no existiese incertidumbre. La prudencia, el miedo a una eventual caída en los niveles de consumo hasta puntos que les produzca una desutilidad infinita, hace que se muestren renuentes ante la posibilidad de liquidar activos previamente acumulados.

La condición de impaciencia, necesaria para que la dinámica del modelo conduzca a un nivel de riqueza de equilibrio, hace a este tipo de formulaciones útiles para explicar el comportamiento ahorrador de los hogares jóvenes. Como indica Carroll (1992, pág.: 76): “*Si el consumidor se enfrenta a un perfil de renta con rápido crecimiento al principio de la vida seguido por un crecimiento más lento*

²² Los modelos de activos amortiguadores fueron presentados casi simultáneamente por Deaton (1991, 1992) y por Carroll (1992, 1997). Con este tipo de formulaciones se explica el comportamiento ahorrador de individuos que mantienen niveles de riqueza reducidos porque básicamente les desagrada ahorrar (por lo que tiene de oportunidades de consumo perdidas en el presente). Niveles que sin ser cuantitativamente importantes les permite amortiguar las fluctuaciones de corto plazo de la renta, pero no las de largo plazo. De esta forma, en frecuencias altas es posible separar el consumo de la renta, mientras que en frecuencias bajas, ambas magnitudes evolucionan de forma paralela, véase Carroll y Summers (1991). La literatura reconoce que los modelos de Deaton y Carroll son básicamente iguales con la salvedad de que el inglés ha de imponer la existencia de restricciones de liquidez como condición para desear acumular activos, mientras que el norteamericano recurre a la prudencia para justificar el comportamiento ahorrador. En este último caso, los consumidores sufren una restricción de liquidez endógena o autoinfligida mientras que en la primera situación, la restricción es exógena o impuesta por el sistema financiero.

(incluso caída) al final de la misma, es posible que cambie desde un comportamiento ahorrador buffer-stock cuando es joven hacia un comportamiento ahorrador más típicamente de ciclo vital, conforme la jubilación se aproxima. Esto es así porque cuando son jóvenes, hacen frente a una elevada tasa de crecimiento de la renta y son impacientes en el sentido $\rho^{-1}(r - \delta) < g$ ²³, pero conforme g cae con la edad, finalmente alcanzan un punto donde dejan de ser impacientes en este sentido”.

La evidencia empírica sobre el ahorro por motivo precaución

La teoría del ahorro preventivo establece que la incertidumbre actúa en el sentido de reducir el consumo presente y aumentar la acumulación de riqueza. El ahorro y la riqueza estarían relacionados no sólo con el primer momento de la renta sino también con momentos superiores como la varianza. El análisis empírico se ha centrado en estimar ecuaciones de consumo, ahorro y riqueza, o ecuaciones de Euler, introduciendo en cada caso como variable explicativa, además de la edad y otras características idiosincrásicas de los hogares, alguna medida de incertidumbre o variabilidad en la renta o en el consumo, y contrastando su significación estadística, véase cuadro 1.3.

Aun cuando la varianza en el consumo se ha introducido en la estimación de ecuaciones de Euler²⁴, y de ese tenor son los trabajos de Kuehlwein (1991), Dynan (1993) y Merrigan y Normandin (1996), lo habitual es recurrir a la varianza de la renta como medida del riesgo. El procedimiento más usual exige estimar en una primera etapa una ecuación que describa el proceso generador de la renta. La varianza del residuo generado en esa primera ecuación se introduce en una segunda etapa en la estimación de la ecuación de consumo, ahorro o riqueza, indicando la significatividad del parámetro estimado si existe o no evidencia de ahorro por motivo

²³ Esta es la conocida como condición de impaciencia de Deaton, siendo g la tasa de crecimiento de la renta, r el tipo de interés real, δ la tasa subjetiva de descuento temporal, y ρ el coeficiente de aversión relativa al riesgo de una función de utilidad isoelástica.

²⁴ En este tipo de estimaciones el parámetro que relaciona el crecimiento esperado del consumo con la varianza del mismo tiene una interpretación estructural inmediata, a saber, es el coeficiente de prudencia relativa.

precaución. Análisis más depurados permiten descomponer esa varianza de la renta en la varianza del componente permanente y la del componente transitorio de la misma, tal como hacen Carroll y Samwick (1997, 1998), o en varianzas poblacional y específica de cohorte, como plantean Albarran (2000) o Banks *et al.* (2001).

CUADRO 1.3. *Literatura sobre ahorro por motivo precaución*

Tipo de función	Tipo de datos utilizados		
	Sección Cruzada	Panel puro	Pseudopanel
<i>Consumo</i>	Dardanoni(1991) ^c Guiso <i>et al.</i> (1992) Carroll (1994) ^b Miles (1997) ^c	Benito (2002)	
<i>Ahorro</i>	Guariglia(2001) ^a Skinner(1988)	Guariglia(2001)	
<i>Riqueza</i>	Guiso <i>et al.</i> (1992) Lusardi(1997,1998) Kazarosian(1997) ^d Carroll y Samwick(1997,1998) ^d Carroll <i>et al.</i> (2003)	Engen y Gruber(2001)	
<i>Ecuación de Euler</i>		Albarrán(2000) Campos <i>et al.</i> (2004) Dynan(1993) Kuehlwein(1991)	Merrigan y Normandin (1996) Banks <i>et al.</i> (2001)

Notas:

- a. El trabajo de Guariglia(2001) utiliza datos del British Household Panel Survey y realiza tanto regresiones cross-section como de panel.
- b. Carroll(1994) utiliza dos fuentes de datos distintas: el PSID para obtener una medida de la variabilidad o riesgo de la renta, y el CEX para estimar la función de consumo.
- c. Dardanoni (1991) y Miles (1997) utilizan la Family Expenditure Survey, que es una serie temporal de secciones cruzadas, pero sólo utilizan esta última dimensión en sus trabajos.
- d. Aunque Kazarosian (1997) y Carroll y Samwick (1997,1998) utilizan datos de panel, en realidad emplean una única sección transversal para estimar la ecuación de riqueza. La dimensión de panel sólo la emplean para obtener las medidas de incertidumbre y renta permanente de cada hogar.

Cualquiera que sea el origen de la varianza que utilicemos como medida de riesgo, siempre existe el problema de encontrar una variable auténticamente exógena al individuo, es decir, una medida de riesgo que no se vea afectada por el propio comportamiento asegurador del hogar que facilita los datos. En este sentido, cuando

se utiliza el tipo de ocupación como una variable proxy del riesgo de renta, es frecuente que se produzcan problemas de sesgo de auto-selección, es decir, que individuos poco aversos al riesgo seleccionen ocupar puestos de trabajo con elevada incertidumbre en la renta, produciéndose en este caso una subestimación del alcance del ahorro preventivo. Una forma de paliar en cierta medida este problema, además de utilizar análisis de regresión con variables instrumentales, consiste en recurrir a datos en los que el individuo ofrezca valoraciones subjetivas de riesgo. Este es el caso de los trabajos de Guiso *et al.* (1992) y Lusardi (1998).

Una valoración global de esta literatura necesariamente ha de poner de manifiesto lo poco concluyente de los resultados obtenidos. Skinner (1988), Kuehlwein (1991), Guiso *et al.* (1992), y Dynan (1993), entre otros, son ejemplos de casos en los que o bien no se encuentra evidencia a favor de la existencia de ahorro preventivo, o bien la evidencia obtenida implica una importancia cuantitativa reducida. En concreto, Skinner (1988), tras tener en cuenta características idiosincrásicas de los hogares, no encuentra que ocupaciones presumiblemente más arriesgadas estén asociadas a más elevadas tasas de ahorro²⁵. Kuehlwein (1991) encuentra, en contra de lo que postula la teoría, una correlación negativa entre la incertidumbre del consumidor y el crecimiento del consumo, mientras que Guiso *et al.* (1992) obtienen que la incertidumbre subjetiva en cuanto a la evolución de los ingresos afecta al ahorro en la dirección apuntada por la teoría pero ese ahorro apenas si supondría un 2 por ciento del patrimonio neto de las familias. Dynan (1993) por su parte, estima un coeficiente de prudencia relativa tan pequeño que es difícil mantener que el ahorro preventivo juega un papel importante el comportamiento consumidor de las familias. En definitiva, de estos trabajos se concluye, tal como indican Browning y Lusardi (1996, pág.1838:) que: “...*el motivo*

²⁵ La referencia de Skinner (1988) ha de considerarse con sumo cuidado puesto que las conclusiones a las que llega parecen un tanto contradictorias. Por un lado, con análisis de sección cruzada no encuentra evidencia de que hogares con empleos más arriesgados tengan tasas de ahorro más elevadas. Por otro lado, en las propias conclusiones del artículo, el autor indica que el 56 por ciento de todo el ahorro de ciclo vital es atribuible al motivo preventivo, y más adelante, reclama para este motivo de ahorro una importancia similar a la que tiene el ahorro por motivo jubilación, en el proceso de acumulación de capital de la economía norteamericana.

preventivo tiene un papel que jugar en la explicación del comportamiento del ahorro pero es poco probable que sea tan importante como algunos estudios sugieren”.

En sentido contrario, Dardanoni (1991), Carroll (1994), Merrigan y Normandin (1996), Kazarosian (1997), Miles (1997), Carroll y Samwick (1997,1998), Lusardi (1997) y Guariglia (2001) encuentran que distintas medidas de incertidumbre tienen efecto sobre las decisiones de ahorro de las familias. Algunos incluso consideran que el ahorro por motivo precaución ha contribuido en gran medida al stock de riqueza disponible en las economías occidentales. Este es el caso de Caballero (1991), quien cuantifica esa contribución mediante análisis de simulación y establece que la misma alcanzaría el 60 por ciento del stock de riqueza neto acumulado en la economía norteamericana. Más recientemente, Gourinchas y Parker (2001) calculan que la riqueza por motivo precaución representa en torno al 65 por ciento de la riqueza líquida total de un hogar medio norteamericano.

Una mención aparte merece un conjunto de trabajos que, como medida de incertidumbre, utilizan el desempleo o la probabilidad de caer en esa situación, y la relacionan con el nivel de consumo o riqueza acumulado por las familias. Este es el caso de los trabajos de Lusardi (1998), Engen y Gruber (2001), Benito (2002) y Carroll *et al.* (2003). Respecto a Lusardi (1998), la evidencia que aporta indica que los hogares con mayor riesgo de renta ahorran más y acumulan más riqueza; no obstante, la contribución del ahorro preventivo a esa acumulación patrimonial no es muy elevada. Engen y Gruber (2001) obtienen como resultado que el sistema norteamericano de seguro de desempleo reduce la acumulación de activos por parte de los hogares. El trabajo de Benito (2002) encuentra que un incremento de una desviación estandar en el riesgo de desempleo, reduce el consumo en un 2,7 por ciento y, lo que es más importante para nuestros propósitos, este efecto es más fuerte entre los hogares jóvenes. Por último, Carroll *et al.*(2003) sólo obtiene efectos positivos del ahorro preventivo sobre la riqueza acumulada en hogares con niveles de ingresos medios y altos.

Dentro de la evidencia disponible para España cabe mencionar dos trabajos. El primero es el estudio de Albarrán (2000), quien, utilizando la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares, descompone el proceso generador de la renta en tres tipos de innovaciones: una primera idiosincrásica, otra segunda específica de cohorte, y una última de carácter agregado. Tomando como referencia el trabajo de Banks *et al.* (2001) concluye, al igual que estos autores, que sólo la variancia de la innovación específica de cohorte afecta al crecimiento del consumo, encontrando en consecuencia evidencia de un comportamiento preventivo ante la incertidumbre en la renta.

El segundo trabajo español es el elaborado por Campos *et al.* (2004) quienes, utilizando los mismos datos que Albarrán (2000) y siguiendo la estela de Attanasio y Browning (1995), obtienen que los hogares españoles con sustentador de edad mediana ahorran por motivo precaución. El endurecimiento de las condiciones para acceder a las prestaciones por desempleo en la década de 1980, parece haber provocado un aumento en el ahorro de las familias. Este mayor ahorro preventivo por otro lado, afecta especialmente a los hogares con más probabilidad de desempleo.

1.5 La no separabilidad intertemporal de las preferencias: los hábitos

Hasta hora hemos supuesto que las preferencias de los consumidores son intertemporalmente separables, de forma que la relación marginal de sustitución del consumo entre dos momentos cualesquiera del tiempo es independiente de lo que pase en otro momento. Una manera simple de considerar la dependencia intertemporal es a través de la formación de hábitos^{26,27}. Con ello recogemos el

²⁶ La durabilidad de ciertos bienes de consumo constituye otra forma de no-separabilidad, pero mientras que en ésta existe una relación de sustituibilidad en la dependencia temporal entre el consumo del periodo y la variable stock en ese instante, en los hábitos se plantea una relación de complementariedad.

²⁷ Aun cuando las primeras referencias a los hábitos o al consumo acostumbrado ya aparecen en Adam Smith (1776), la referencia moderna más clara se encuentra en la teoría de la renta relativa de

hecho de que elecciones pasadas de consumo y/o el ambiente social pueden afectar a la utilidad que un hogar deriva del consumo de una cesta de bienes. Wendner (2003) indica que los hábitos son una forma de racionalizar el hecho, ampliamente constatado en psicología, de que la repetición de un estímulo reduce la percepción y la respuesta al mismo. En consecuencia, el bienestar percibido por un hogar está relacionado no sólo con el nivel absoluto de consumo sino también con cambios recientes en el mismo, es decir, con la tasa de crecimiento. La persistencia de hábitos implicaría que un hogar se acostumbra a una corriente constante de consumo y por tanto deriva cada vez menos utilidad de la misma cantidad de consumo en cada instante de tiempo. Más específicamente, la utilidad se determina por la comparación del consumo presente en relación con una variable stock que podemos llamar *experiencia de consumo, hábitos o consumo acostumbrado*, siendo esta variable stock una media ponderada del consumo realizado por el hogar en el pasado, o una media del consumo que se realiza en el conjunto de la economía o en un subconjunto de población que sirva de referencia. La subutilidad en cada periodo dependería positivamente del consumo realizado en ese momento del tiempo, y negativamente del stock de referencia.

Tres distinciones son relevantes a la hora de modelizar la persistencia de hábitos en las preferencias del consumidor. En primer lugar está la cuestión de la forma funcional elegida para introducir este tipo de no-separabilidad. La literatura reciente destaca básicamente dos tipos de formulaciones²⁸:

Duesenberry (1972), según la cual los consumidores tardan en ajustar sus niveles de consumo ante caídas no esperadas en los niveles de renta. En las dos últimas décadas han proliferado trabajos que consideraban esta forma de no-separabilidad como explicación de distintos fenómenos económicos. Así, Abel (1990), Constantinides (1990), y Campbell y Cochrane (1999) han recurrido a los hábitos para explicar la *paradoja de la prima de las acciones*; Carroll y Weil (1994) y Carroll *et al.* (2000) los utiliza para respaldar la relación positiva entre el crecimiento de la renta y el incremento en la tasa de ahorro; Deaton (1992), para explicar el “exceso de suavidad del consumo”; Fuhrer (2000) justifica la respuesta en U invertida del consumo ante perturbaciones monetarias en este tipo de preferencias, etc. Para un survey sobre la persistencia de hábitos puede verse Messinis (1999).

²⁸ En realidad existe una tercera formulación de la persistencia de hábitos en la que esta variable stock modifica la tasa subjetiva de descuento del hogar. Aparece sugerida en Uzawa (1968) y recogida en Obstfeld (1990), Deaton (1992) y Shi y Epstein (1993).

- Aditiva (sustractiva), en la que $u_t(c_t, h_t) = u_t(\hat{c}_t)$ con $\hat{c}_t = c_t - \gamma h_t$, donde la utilidad en cada período se deriva de la diferencia entre el consumo de ese momento y el stock de hábitos h_t existente. El parámetro γ es un índice que recoge la fuerza o importancia del stock de hábitos en la función instantánea de utilidad.
- Multiplicativa, en la que $u_t(c_t, h_t) = u_t(\hat{c}_t)$, con $\hat{c}_t = c_t/h_t^\gamma$, donde el “exceso” de consumo \hat{c}_t viene determinado por el ratio entre el consumo presente y el término de persistencia de hábitos, y donde el parámetro γ tiene la misma interpretación que en la formulación anterior.

Tanto en uno como en otro caso, la evolución del stock de hábitos viene determinada por la siguiente ecuación de movimiento:

$$h_t = \lambda h_{t-1} + (1 - \lambda)c_{t-1}, \quad \text{con } 0 \leq \lambda < 1 \quad (26)$$

siendo λ un índice de persistencia o “memoria” en el nivel de referencia habitual. Para $\lambda = 0$, sólo el consumo del periodo anterior, c_{t-1} , es importante en la formación del hábito. Cuanto mayor sea este parámetro, más alejado en el tiempo se determina el nivel de referencia (mayor es el “retardo medio” del stock de hábitos). Por conveniencia analítica, es costumbre en la literatura teórica suponer que la variable stock de preferencias es proporcional al consumo realizado en el período inmediatamente anterior, es decir, tomar el caso $\lambda = 0$ como referencia.

Sea cual fuere la forma de modelizar teóricamente el comportamiento habitual, lo cierto es que cada una de ellas permite enfatizar una idea que es especialmente importante al hablar de esta forma de no-separabilidad. Así, cuando el stock de hábitos entra de manera aditiva, es casi inmediato observar que cuanto mayor es el consumo del periodo anterior (suponiendo $\lambda = 0$), mayor es el hábito y más alto debe ser el nivel de consumo presente para producir el mismo efecto. Cuanto mayor es el hábito, menor es el placer que reporta una determinada cantidad

de consumo y mayores deben ser las compras para generar el mismo beneficio. Es más, si la familia (o consumidor) es *forward-looking* y pretende mantener un nivel de consumo (con hábitos) constante, entonces, el consumo debe aumentar continuamente con el fin de contrarrestar el efecto negativo de un stock habituacional que está también aumentando continuamente.

En cuanto a los hábitos introducidos de manera multiplicativa, éstos permiten destacar el hecho de que el consumidor con este tipo de preferencias desea suavizar tanto el nivel de consumo a lo largo de su ciclo vital, como la tasa de crecimiento del mismo. En la ecuación $\hat{c}_t = c_t/h_t^\gamma$, para un $\lambda = 0$, tendríamos $\hat{c}_t = c_t/c_{t-1}^\gamma$, que, tras multiplicar y dividir por c_{t-1} , se transformaría en $(c_t/c_{t-1})c_{t-1}^{(1-\gamma)}$. Para $\gamma = 0$, sólo el nivel de consumo es suavizado en el ciclo vital, mientras que si $\gamma = 1$, tan solo la tasa de crecimiento del consumo es lo que se trata de suavizar por el hogar.

De ambas formulaciones debe quedar claro que la presencia de hábitos supone una respuesta “perezosa” o “lenta” del consumo ante una perturbación en la renta o en el tipo de interés. Como indica Deaton (1999, pág: 60): “*La presencia de hábitos actúa como un freno sobre el consumo, de forma que, en algunos contextos, los efectos son similares a suponer que es costoso modificar el nivel de consumo, o que sólo es posible hacerlo en el tiempo*”.

Una segunda cuestión importante al modelizar la persistencia de hábitos, es la distinción entre hábitos internos y hábitos externos. En el primer caso, el stock de preferencias h_t está generado por el propio consumo de la familia realizado en el pasado, de manera que su formulación sería igual que los hábitos introducidos aditivamente, con la ya comentada ley de movimiento. En el caso de los hábitos externos, la variable de estado viene determinada por el consumo medio realizado por el conjunto de la economía, bien de forma contemporánea o bien con algún tipo de retardo. Es decir, el stock de referencia se genera externamente a la decisión de gasto de la unidad económica.

Finalmente, también ha sido tradicional en la literatura la diferenciación entre hábitos miopes o “naive”, en los que el consumidor reconoce que su bienestar presente depende de sus decisiones pasadas de consumo, pero no toma en consideración el impacto de sus decisiones presentes sobre las preferencias futuras, y hábitos racionales, en los que al elegir la cantidad de consumo presente, el individuo tiene en cuenta el efecto de sus decisiones sobre el stock futuro de hábitos y, por tanto, su efecto sobre las preferencias futuras.

Los hábitos y el comportamiento consumidor de los jóvenes

Varias razones nos llevan a pensar que los hábitos, al igual que las restricciones de liquidez y el ahorro preventivo, pueden jugar un papel importante en la explicación del comportamiento de los hogares jóvenes.

La primera razón procede de Deaton (1999) y está estrechamente relacionada con la referencia comentada en el apartado anterior. En palabras del propio autor: *“Cuando los consumidores no son miopes, el efecto de los hábitos les hará menos dados a consumir cuando son jóvenes, porque los hábitos (como la esposa y los hijos) son rehenes de la fortuna, de forma que hay un efecto similar al del ahorro preventivo o al de las restricciones de liquidez si los ingresos del trabajo son bajos en las primeras etapas de la vida. Más adelante indica que: [...] el consumo es más costoso para los consumidores jóvenes, porque los hábitos que induce han de ser alimentados durante el resto de la vida, y más barato para los consumidores mayores, quienes no tienen mucho tiempo por delante de vida. Este tipo de hábitos desplaza el perfil de consumo desde los jóvenes hacia los mayores”*, (Deaton, 1999, pág: 60). Es decir, los hábitos constituyen una razón para que los hogares jóvenes mantengan niveles reducidos de consumo en las primeras etapas del ciclo vital, creando un efecto similar al del ahorro preventivo o a las restricciones de liquidez, en el sentido de reducir las propensiones marginales a consumir, si utilizamos como instrumento de análisis una función de consumo, o elevando las tasas de crecimiento del consumo, si nuestra referencia analítica es una ecuación de Euler.

Respecto a las propensiones a consumir a partir de la renta permanente, Carroll (2000) destaca que, para valores suficientemente elevados del parámetro γ , y en un modelo con hábitos introducidos de manera multiplicativa, la propensión marginal a consumir a partir de una perturbación permanente es tan reducida que de forma inmediata queda excluida cualquier tipo de política de laxitud fiscal como instrumento para sacar a la economía japonesa del estancamiento en el que está inmersa, incluso si la rebaja impositiva se considerase permanente. El trabajo de Pagano (2004), con hábitos introducidos aditivamente, llega a conclusiones similares, enfatizando la muy baja propensión a consumir a partir de la renta permanente y el lento ajuste del consumo en el tiempo ante una perturbación de naturaleza permanente.

También en el contexto del análisis de función de consumo, Alessie y Lusardi (1997) son capaces de derivar una función con hábitos introducidos aditivamente y para $\lambda = 0$, y ello tanto si la utilidad es cuadrática como si es exponencial negativa. Además de recoger las menores propensiones marginales a consumir a partir de la renta permanente, también hacen hincapié en el hecho de que el consumo depende no sólo de esa variable y del riesgo de renta sino también del consumo en el periodo anterior.

Por otro lado, sin llegar a derivar una función de consumo, Lahiri y Puhakka (1998) obtienen que, en una economía de generaciones solapadas y función de utilidad con hábitos introducidos aditivamente, un incremento del parámetro γ aumenta el ahorro deseado de los hogares jóvenes. También Gomes y Michaeliades (2003) derivan resultados que apuntan en la misma dirección. En concreto, utilizando técnicas de programación dinámica estocástica, a partir de un modelo con hábitos considerados multiplicativamente, muestran que los hogares incrementan la riqueza acumulada en las primeras etapas del ciclo vital porque la presencia de un término de formación de hábitos conduce a un más fuerte incentivo para suavizar el consumo en el tiempo y esto hará que empiecen a participar en el mercado de valores (a ahorrar en activos líquidos) a edades relativamente tempranas.

Aparte de justificar que los hogares jóvenes presenten menores propensiones a consumir o que empiecen a acumular patrimonio de manera temprana, quizás la principal fuerza teórica de los modelos con hábitos reside en que son útiles para justificar una relación positiva entre crecimiento económico y ahorro. La evidencia teórica y empírica sobre esa relación causal es amplia y, en general, no se basa en un efecto de agregación à la Modigliani. Así, Carroll y Weil (1994), a partir de un modelo teórico que supone mayores tasas de crecimiento de la renta en los diez primeros años de vida laboral que en los restantes, consiguen obtener, para valores relativamente altos del parámetro γ , tasas medias de ahorro mayores en una economía con elevado crecimiento que para una economía con menores tasas de expansión económica. Cuando la fuerza de los hábitos es suficientemente elevada, el consumo se ajusta muy lentamente en respuesta a un incremento en la renta de forma que, al menos de manera transitoria, el mayor crecimiento parece dar lugar a más elevadas tasas medias de ahorro.

Desde un punto de vista empírico, esa correlación positiva aparece en datos microeconómicos en los trabajos de Carroll y Weil (1994), con tres diferentes bases de datos norteamericanas, en Deaton y Paxson (1994), con datos de Taiwán, y en Paxson (1996) para USA, UK, Taiwan y Tailandia; no obstante, en estos dos últimos estudios los autores reconocen que la correlación positiva hallada no es cuantitativamente suficiente para explicar las tasas de ahorro de los distintos países considerados.

La evidencia empírica con datos macroeconómicos es más amplia y acaso más contundente. En este sentido, Bosworth (1993) concluye que la causalidad crecimiento-ahorro es más robusta que la que actúa en sentido contrario. Edwards (1996), para un panel de 36 países encuentra que la tasa de crecimiento de la economía tiene un efecto positivo sobre el ahorro, y Loayza *et al.*(2000), instrumentando la variable tasa de crecimiento, obtiene que ésta se encuentra entre las más significativas al explicar la tasa de ahorro de países tanto desarrollados como en vías de desarrollo. Para la economía española Marchante *et al.*(1998), a partir de

un panel de datos regionales fechado entre 1985 y 1992, estudian los determinantes de la tasa de ahorro familiar. Mediante la estimación de una ecuación de ahorro constatan la significatividad de la variable crecimiento económico, junto con el nivel de renta por habitante, la renta laboral esperada, el crédito disponible para el sector privado, la presión fiscal y la tasa de actividad femenina.

Finalmente, utilizando un análisis de causalidad à la Granger, tanto Carroll y Weil (1994) como Attanasio *et al.* (2000) encuentran que incrementos en el crecimiento de la renta preceden a los crecimientos en el ahorro, mientras que Rodrik (2000), en un estudio por países considerados individualmente, constata que aquellos que experimentaron una transición hacia mayores tasas de crecimiento, terminaron teniendo tasas de ahorro permanentemente más altas que antes de experimentar esa transición.

2. La Encuesta Básica de Presupuestos Familiares

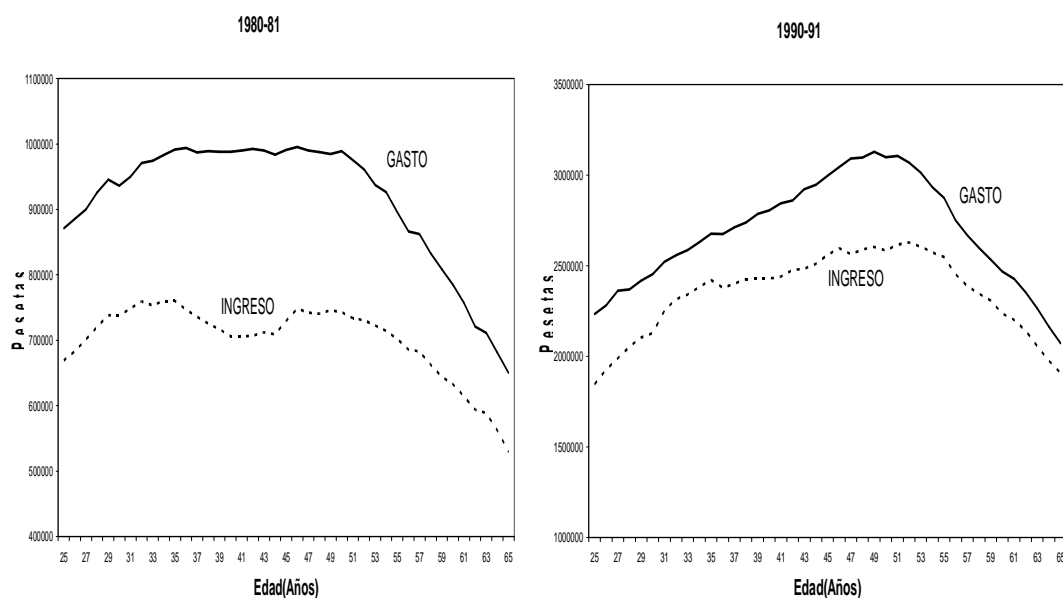
2.1 La articulación micro-macro para evitar la subdeclaración de ingresos y gastos

Los datos que ofrecen soporte empírico a este estudio proceden de la Encuesta Básica de Presupuestos Familiares (EBPF en lo que sigue) en sus cortes de 1980-81 y 1990-91. Elaboradas con el propósito inicial de conocer la estructura de consumo de los hogares españoles, la EBPF han sido extensamente utilizadas para estudiar la distribución personal, familiar y espacial de la renta, así como para el estudio del ahorro desde una perspectiva microeconómica, obteniéndose éste de una forma residual, como diferencia entre la renta familiar disponible y el consumo familiar.

Un problema ampliamente constatado al trabajar con este tipo de datos reside en que la renta y el consumo declarados por las familias entrevistadas, tras ser

elevados a sus equivalentes poblacionales, son notablemente inferiores a los valores ofrecidos por la Cuenta de Utilización de Renta del Sector Hogares de la Contabilidad Nacional. La infravaloración afecta de manera asimétrica a ambas partidas, siendo especialmente destacada en el caso de la renta familiar disponible. Por otro lado, la subdeclaración u ocultación de la renta no se produce de manera uniforme sino que varía en función del nivel de la misma, el tipo de renta mayoritaria en el hogar y la edad del cabeza de familia. En este sentido, Oliver (1997) indica que el grado de ocultación es notablemente elevado en el caso de las rentas mixtas y puras del capital mientras que la infradeclaración es relativamente reducida en el caso de las rentas salariales y pensiones. Clasificados por estratos, según la edad del cabeza de familia, este autor encuentra que los jubilados se muestran menos proclives a la ocultación de los ingresos que los demás grupos de población; Marchante *et al.* (2002) obtienen también evidencia que apoya este último extremo.

GRAFICO 2.1. *Perfiles de renta y gasto. Valores originales de las EBPF (pesetas corrientes)*



Nota: Valores suavizados con una media móvil de orden cinco, a partir de medias por edad

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de las EBPF 80-81 y EBPF 90-91.

La mayor infradeclaración de la renta en relación al consumo familiar genera comportamientos individuales que, al menos a primera vista, parecen contradecir la Teoría del Ciclo Vital. El gráfico 2.1, elaborado a partir de datos originales de la EPBF, hace obligado varios comentarios. En primer lugar, la interpretación literal de los mismos indicaría que hay una desacumulación permanente de recursos (o tasas de ahorro negativas) a lo largo de toda la vida. Desde un punto de vista teórico esta situación es poco plausible y ha de interpretarse en términos de un error de medida que afecta más a las partidas de ingresos que a las de gasto. Por otro lado, la propia forma de elaborar los datos, mediante una media móvil de datos medios, oculta el hecho de que una abrumadora mayoría de hogares no ofrece datos de ahorro (el 42,60 por ciento en la EBPF80-81 y el 77,37 por ciento en la EBPF90-91) y sólo un porcentaje reducido indica que tiene un ahorro neto negativo (el 21,7 por ciento en la primera encuesta y el 14,60 por ciento en la segunda).

En segundo lugar, a pesar del menor nivel de las partidas de ingresos en relación con las de gastos, si es observable el *tracking* o evolución paralela de ambas magnitudes, fenómeno ampliamente constatado en la literatura, véanse Carroll y Summers (1991), Attanasio y Davis (1993), y Paxson (1996).

En tercer lugar, la propia evolución temporal del consumo en forma de U invertida, ha de ser considerada con suma precaución. Y ello por dos razones. Por un lado, hemos de recordar que el gráfico 2.1 recoge perfiles transversales, esto es, no seguimos a un individuo o grupo de individuos a lo largo de sus trayectorias vitales sino que observamos a distintos sujetos que, en un momento dado, tienen diferentes edades. La existencia de efectos de cohorte puede hacer que ambos tipos de perfiles sean sustancialmente diferentes. Más en concreto, si aceptamos que en cada momento el nivel de consumo está determinado por los recursos vitales del hogar, típicamente el perfil de gasto debería ser decreciente conforme va aumentando la edad. El crecimiento económico haría vitalmente más ricos a los hogares más jóvenes, y más pobres a los hogares con sustentador de edad más avanzada. El perfil decreciente en esta última etapa no sería pues la consecuencia de una voluntad de

dejar herencias o de un menor consumo destinado a hacer frente a la incertidumbre en cuanto al momento de la muerte del individuo, sino de los menores recursos de las cohortes de mayor edad. Un perfil de consumo que tuviese en cuenta los efectos de cohorte y que se atuviese a los postulados del modelo de Renta Permanente-Ciclo Vital, debería ser típicamente decreciente.

Por otro lado, los datos empleados tienen a la familia como unidad de referencia y el perfil de consumo no tiene en cuenta la variación del tamaño del hogar. Presumiblemente la conversión a términos per capita o por adulto equivalente de los datos de consumo haría que el perfil de éste fuese más plano, dado que la trayectoria temporal del tamaño del hogar tiene una forma similar a la de la renta.

En cualquier caso, el uso directo de la información ofrecida por las encuestas de presupuestos o su corrección mediante procedimientos rudimentarios, por ejemplo, mediante la aplicación de un único factor de corrección proporcional para todas las observaciones individuales, tal como hace Raymond *et al.* (1995), tiende a magnificar el ahorro de los colectivos menos propensos a declarar rentas reducidas, dado que la ocultación es proporcionalmente superior en la vertiente de los ingresos que en la de los gastos. De esta forma, la aparente frugalidad de los hogares encabezados por retirados derivaría no tanto de un comportamiento ahorrador dirigido a acumular activos que serán dejados en herencia o liquidados en situaciones imprevistas, como de un error de medida que en términos agregados amplifica el ahorro de los hogares que ocultan relativamente menos renta²⁹.

Con el fin de evitar estos problemas de subdeclaración, al tiempo que se conserva la riqueza informativa que proporcionan las encuestas de presupuestos, es habitual en la literatura proceder a la corrección de los datos originales mediante la elevación de los mismos hasta valores iguales a los ofrecidos por la Contabilidad

²⁹ Los elevados niveles de ahorro de los hogares jubilados derivan no solamente de la menor propensión a ocultar renta, sino también de la sobrerrepresentación de este tipo de hogares en la muestra, y del hecho de que a medida que los jubilados aumentan su edad, la proporción de los que viven solos está sesgada por un efecto-renta que hace que tengan más posibilidades de vivir separadamente como unidad familiar al tiempo que la esperanza de vida aumenta, véase Oliver *et al.* (1997).

Nacional. Trabajos de referencia en este proceder son los de Pena (1996), Sanz (1995), Oliver (1997), y Marchante *et al.* (2002).

Los planteamientos metodológicos utilizados para llevar a cabo esa “elevación” desde los microdatos hasta los agregados de Contabilidad Nacional, fluctúan entre dos extremos bien definidos. En uno de ellos nos encontramos con ejercicios de corrección simples o básicos en los que, con un único factor de corrección proporcional, se hace coincidir los datos agregados de renta y consumo derivados de la encuesta de presupuestos con magnitudes mas o menos análogas ofrecidas por la Contabilidad Nacional, véase Raymond *et al.* (1995). En el otro extremo se encuentran procedimientos de elevación muchos más minuciosos y elaborados en los que, tras una fase inicial de homogeneización de los conceptos de renta y consumo utilizados, se procede a la aplicación de diferentes factores corrección, de acuerdo con las funciones de consumo y los tipos de renta que se quieran aproximar, véase Oliver (1997) y una aplicación de esa misma metodología en Oliver *et al.* (1997).

La metodología que seguimos aquí constituye una posición intermedia entre los dos planteamientos antes comentados. En cuanto a la elevación de los datos de consumo que presenta la EBPF 80-81 y 90-91, para igualarlos a los ofrecidos por la Contabilidad Nacional de España (CNE), se sigue un procedimiento detallado, utilizando factores de elevación específicos por funciones de consumo. En lo que respecta a los datos de renta familiar disponible, no se utilizan factores específicos por tipos de renta obtenida por el hogar, sino que se aplican al conjunto de rentas obtenidas por la unidad familiar una tasa de cobertura idiosincrásica, específica del hogar, que tras su elevación a valores poblacionales, se aproxima mucho al dato de renta familiar bruta disponible de CNE. A continuación se ofrecen más detalles.

Corrección de los datos de gasto de la EBPF

La homogeneización y posterior elevación de los datos de consumo de las EBPF a valores similares a los ofrecidos por CNE siguen lo expuesto en Marchante

et al. (2002), que a su vez sigue las orientaciones contenidas en Oliver (1997) y Sanz (1995).

CUADRO 2.1. *Estimación del gasto de los hogares (pesetas corrientes)*

Magnitud	EBPF 1980-81	EBPF 1990-91
<i>Gasto EPF sin transformar</i>		
Total población (a)	8.797.985.265.076	29.219.322.575.525
Hogares jóvenes (b)	1.508.212.812.400	3.998.215.688.263
(b)/(a) (%)	17,14	13,68
<i>Gasto EPF (excluyendo partidas no consideradas consumo en CNE)</i>		
Total población (a)	8.737.093.057.432	27.088.412.649.297
Hogares jóvenes (b)	1.497.150.493.985	3.766.366.784.034
(b)/(a)(%)	17,14	13,90
<i>Gasto Elevado (calculado a partir de factores de corrección EPF-CNE)</i>		
Total población (a)	10.075.828.118.450	31.371.058.601.480
Hogares jóvenes (b)	1.762.128.055.150	4.516.081.195.021
(b)/(a)(%)	17,49	14,40
<i>Consumo Privado Nacional</i>		
Total población (a)	10.080.437.000.000	31.303.377.000.000
Hogares jóvenes (b)	1.762.934.087.109	4.505.604.874.336
(b)/(a)(%)	17,49	14,39

Nota: Jóvenes hace referencia a hogares cuyo sustentador principal tiene entre 25 y 34 años.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de las EBPF80-81 y EBPF90-91, siguiendo la metodología expuesta en Marchante *et al.* (2002).

Las etapas de ese proceso de ajuste son las siguientes:

- a. Depuración de la EBPF de aquellas partidas que no figuran en el consumo privado en términos de CNE.
- b. Corrección del Consumo Privado Interior, CPI, para convertirlo en Consumo Privado Nacional, CPN.

- c. Repartir las partidas de gasto que, apareciendo en la EBPF y teniendo un carácter de no desglosable, no aparecen contempladas en las funciones de consumo de la CNE.
- d. Obtención de los factores de corrección para cada función de consumo que hace que el total de consumo corregido en las etapas anteriores proporcionado por la EBPF sea igual al consumo privado nacional de CNE.
- e. Sin embargo, la elevación a niveles poblacionales de los datos elaborados en la fase anterior y su posterior agregación difieren ligeramente de los ofrecidos por CNE. Por esta razón, en este último paso se distribuyen esas diferencias en proporción directa al peso que tiene el gasto elevado de cada hogar en el gasto elevado total.

Corrección de los datos de renta de la EBPF

Hemos comentado anteriormente que las declaraciones de ingresos de las familias en las encuestas de presupuestos familiares están muy por debajo de la realidad. Merediz y Pena (1996) consideran que esa subdeclaración se puede descomponer en dos partes: una subdeclaración de los ingresos en relación con los gastos declarados, y una subdeclaración de los gastos en relación con el gasto real de las familias, lo cual conlleva un segundo componente en la subdeclaración de ingresos. Para corregirla, proponen un procedimiento de corrección de la información en dos etapas que, con alguna ligera modificación, es el planteado en Marchante *et al.* (2002) y es el que seguimos aquí.

En una primera etapa, se pretende corregir los datos de renta disponible familiar derivados de las encuestas para hacerlos compatibles con la suma de los gastos de consumo y el ahorro de la unidad familiar. A partir de los datos aportados por la propia encuesta se calcula un “índice de cobertura” o “coeficiente de corrección por subdeclaración de ingresos” que habrá de multiplicar al dato de renta facilitado por el hogar para obtener una magnitud que denominaremos “renta

corregida”. La aplicación de este índice de cobertura supone simplemente establecer un filtro de coherencia interna a los datos facilitados por el hogar entrevistado, haciendo que el valor de la renta imputable al hogar sea compatible con el que se obtendría de agregar el consumo y el ahorro correspondiente. La fórmula de cálculo de ese índice de cobertura es diferente para cada EBPF, en función de la disponibilidad de datos.

Como segunda etapa del procedimiento de corrección de la información contenida en las encuestas de presupuestos, y dado que la aplicación de los índices de cobertura no elimina plenamente el sesgo por subdeclaración, se elevaron las cifras individuales de renta corregida de forma proporcional a su participación en la renta corregida total. Con ello se pretendía hacer coincidir el dato agregado de renta familiar derivado de las EBPFs con el procedente de la CNE.

Completadas las dos etapas antes indicadas, se pudo obtener cifras del Ahorro Familiar Bruto (AFB) para los distintos grupos de población por diferencias entre la Renta Familiar Bruta Disponible (RFBD) y el Consumo Privado Nacional (CPN), haciendo compatibles a un tiempo las estimaciones agregadas de la CNE con los perfiles individuales de consumo y renta proporcionados por las EBPF. Ha de entenderse que el ahorro familiar obtenido es una cifra “virtual” o “nocional”, esto es, la que se derivaría si los valores de RFBD y CPN atribuidos a las familias coincidiesen con sus homólogos de Contabilidad Nacional; en ningún caso el ahorro obtenido procede de la elaboración de la Cuenta de Utilización de Renta para cada uno de los hogares entrevistados.

Los datos contenidos en los cuadros 2.1 y 2.2 apuntan hacia una mayor infradeclaración por el lado de los ingresos que por el lado del gasto. En efecto, si comparamos los valores iniciales y los obtenidos tras la elevación a cifras de Contabilidad Nacional, se observa que los gastos declarados representan un 87,27 por ciento en la EBPF 80-81 y un 93,34 por ciento en la EBPF 90-91 de la cifra final ofrecida por CNE. Si nos detenemos en la vertiente de los ingresos, los porcentajes ascienden respectivamente al 67,89 por ciento y al 71,98 por ciento, notablemente

inferiores a los anteriores. Como aspecto positivo hemos de destacar que los porcentajes de cobertura mejoran en la segunda encuesta en relación a la primera.

CUADRO 2.2. *Estimación del ingreso y del ahorro de los hogares (pesetas corrientes)*

Magnitud	EBPF 1980-81	EBPF 1990-91
<i>Ingresos EFP sin transformar</i>		
Total población (a)	7.688.665.165.980	25.086.845.032.703
Hogares jóvenes (b)	1.324.182.135.869	3.331.531.990.981
(b)/(a) (%)	17,22	13,27
<i>Ingreso Corregido según Índice de Cobertura</i>		
Total población (a)	10.230.303.071.708	30.883.413.151.202
Hogares jóvenes (b)	1.804.127.937.511	4.379.395.280.522
(b)/(a) (%)	17,64	14,18
<i>Renta Bruta Disponible Familiar</i>		
Total población (a)	11.323.985.000.000	34.849.804.000.000
Hogares jóvenes (b)	1.997.000.241.268	4.941.845.851.606
(b)/(a) (%)	17,64	14,18
<i>Ahorro Bruto Familiar</i>		
Total población (a)	1.243.548.000.000	3.546.427.000.000
Hogares jóvenes (b)	234.066.154.159	436.240.977.270
(b)/(a) (%)	18,82	12,30
<i>Tasas de ahorro (%)</i>		
Total población	10,98	10,18
Hogares jóvenes	11,72	8,83

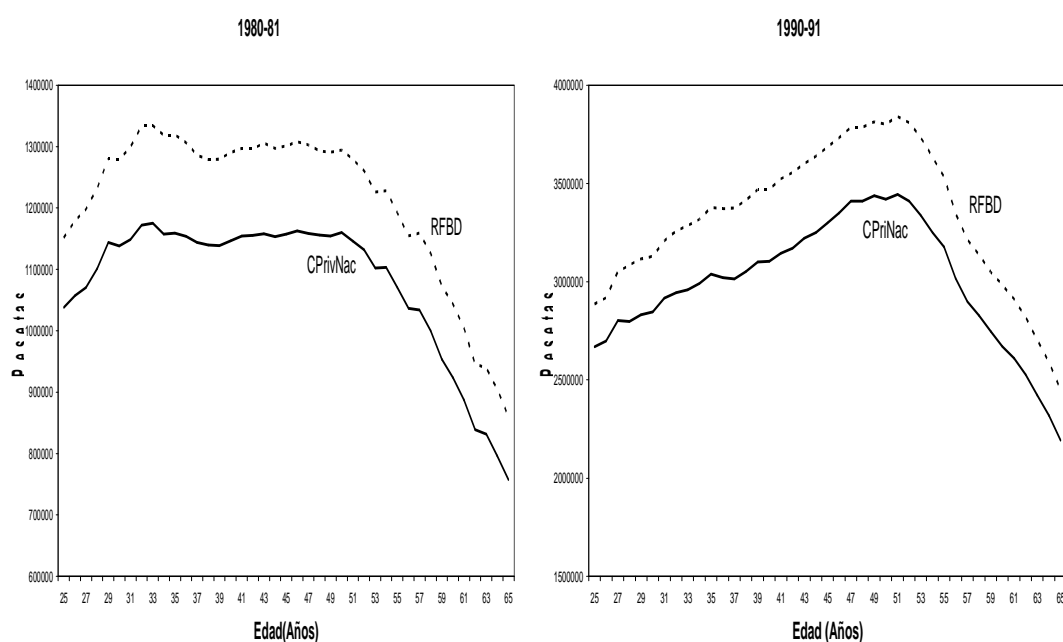
Nota: Jóvenes hace referencia a hogares cuyo sustentador principal tiene entre 25 y 34 años.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de las EBPF80-81 y EBPF90-91, siguiendo la metodología expuesta en Marchante *et al.* (2002).

Respecto a las cifras de ahorro obtenidas, indicar que los hogares jóvenes en la encuesta de 1980-81 parecen más frugales que en la encuesta realizada diez años después. Así, representando un 14,62 por ciento de los hogares entrevistados,

generan el 18,82 por ciento del ahorro familiar mientras que los jóvenes de la EBPF90-91, siendo sólo el 13,25 por ciento de la muestra, acaparan el 12,30 por ciento del AFB. Las tasas de ahorro revelan con mayor claridad si cabe la superior propensión al ahorro de los hogares jóvenes de los primeros años de la década de 1980, un 11,72 por ciento, en relación con los de 1990-91, un 8,83 por ciento. Quizás la elevada incertidumbre política y económica del inicio de la década de 1980 unido a la existencia de un sistema financiero todavía altamente regulado, justifica el más elevado ahorro que se obtiene en la primera encuesta. Hemos de indicar no obstante que este fenómeno, la mayor tasa de ahorro de los jóvenes de 1980 en relación con los de 1990, es constatable también para el conjunto de la población.

GRÁFICO 2.2. *Perfiles de renta y gasto. Valores elevados a CNE (pesetas corrientes)*



Nota: Valores suavizados con una media móvil de orden cinco, a partir de medias por edad.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de las EBPF 80-81 y EBPF 90-91, modificados siguiendo la metodología expuesta en Marchante *et al.* (2002)

El gráfico 2.2 recoge los perfiles de renta y gasto cuando los valores originales de cada encuesta han sido “elevados” para hacerlos coincidir con los de Contabilidad Nacional. A diferencia del gráfico 2.1, en este caso se obtienen valores

positivos de ahorro para las distintas edades. Se sigue produciendo la evolución paralela de las variables renta y gasto, fenómeno ya constatado en los datos originales, mientras que el perfil en forma de U invertida para el consumo aparece algo más difuminado, al menos en la figura elaborada con datos de la EBPF80-81. En este último caso, de manera un tanto inesperada, se obtiene un primer máximo local para renta y consumo en los primeros años de la treintena, y un segundo máximo en la segunda mitad de la cuarentena. Los perfiles conseguidos a partir de los datos de la EBPF90-91 son más ortodoxos en el sentido de mostrar un único máximo y presentarse éste un poco más tarde, en los primeros años de la cincuentena.

2.2. El comportamiento ahorrador de los hogares jóvenes. Un análisis descriptivo de las EBPF modificadas

En este epígrafe realizamos un análisis descriptivo de los patrones de renta, consumo y ahorro de los hogares españoles, con especial referencia a aquellos encabezados por individuos de edad comprendida entre 25 y 34 años. Utilizamos los datos modificados según lo establecido en la sección anterior de forma que elevando a poblacional los datos muestrales que aquí utilizamos, podemos llegar a las macromagnitudes Renta Familiar Bruta Disponible, Consumo Privado Nacional y Ahorro Bruto Familiar. Además de dividir la muestra por grupos de edad, utilizaremos el nivel de renta, el nivel educativo, la composición familiar, el ser propietario o inquilino de la vivienda que se ocupa, la categoría socioeconómica, y otras características relevantes del sustentador principal como criterios de segmentación para obtener el ahorro y las tasas de ahorro de los distintos subgrupos de la población.

Dos notas de advertencia son necesarias. En primer lugar, se ha de ser muy cauteloso a la hora de interpretar las distintas tasas de ahorro de los diferentes subgrupos de población. En muchos casos los subgrupos de población que surgen

tras dividir la muestra son muy reducidos de forma que los resultados están sometidos a mayores errores de muestreo. Por otro lado, cuando calculamos las tasas de ahorro por grupos de edad, por ejemplo, estamos obteniendo valores condicionados a una variable, la edad en este caso, sin condicionar con valores de otras variables relevantes para el comportamiento ahorrador. No es por tanto un análisis *ceteris paribus* y no ha de intentarse dar una interpretación estructural a las tasas obtenidas.

En segundo lugar, hemos de tener bien presente que estamos estudiando una sección cruzada y que por tanto los perfiles de renta, consumo y ahorro que se obtengan no pueden en puridad interpretarse como el perfil temporal de esas variables para un hogar representativo a lo largo de su ciclo vital. Diferencias en las tasas de mortalidad, en la productividad, en las preferencias y otros elementos institucionales hacen que existan efectos de cohorte que impiden considerar una sección cruzada como si fuese el rastro seguido por un hogar medio a lo largo de su ciclo biográfico.

Ha de tenerse en cuenta asimismo que la unidad de análisis en todo lo que sigue es el hogar, no el individuo. Por tanto, las distintas clasificaciones y segmentaciones de la muestra utilizada se realizan atendiendo a las características particulares del sustentador principal. De esta forma, cuando hablemos de hogares jóvenes estaremos haciendo referencia a hogares encabezados por individuos de edad entre 25 y 34 años, sin que ello implique que todos los miembros de ese hogar compartan necesariamente la misma característica del sustentador principal.

En cuanto a la medida de posición que se utilizará para hablar de las variables objeto de estudio, salvo que se diga otra cosa, será la mediana. De esta forma se pretende hacer el análisis robusto a la presencia de valores muestrales extremos o atípicos

Una primera aproximación al comportamiento ahorrador de los hogares españoles se puede realizar a partir de los datos contenidos en los cuadros 2.3 y 2.4.

Con datos de la EBPF 80-81, renta y consumo alcanzan el máximo antes que en el caso de la EBPF 90-91, en el segmento de edad 35-39 años, evolucionando ambas magnitudes de manera estable para decrecer a partir del tramo 50-54 años. El nivel de ahorro por su parte sigue una perfil en U invertida, con valores positivos para todos los segmentos de edad, desde los más jóvenes hasta los más mayores. Sorprende que el mayor nivel mediano de ahorro se obtenga en una edad relativamente temprana, en el subgrupo de edad 30-34 años.

CUADRO 2.3. *Perfiles de edad para la renta, consumo, ahorro y tasas de ahorro agregadas. EBPF 80-81 (pesetas corrientes)*

Edad	N. Obs.	RFBD	CPN	AFB	Tasas de ahorro ^a (%)		Tasas de ahorro ^b (%)		Negvo %
					s/RFBD	s/CPN	s/RFBD	s/CPN	
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
25-29	1.349	1.046.455	936.072	109.554	5,94	12,98	10,70	11,98	16,46
30-34	2.156	1.094.517	963.470	114.808	2,57	13,74	12,21	13,41	14,05
35-39	2.385	1.107.330	986.785	110.342	12,13	13,09	11,04	12,42	13,21
40-44	2.390	1.069.931	953.603	106.464	8,91	12,44	10,81	12,13	12,89
45-49	2.844	1.094.047	980.958	107.263	18,80	12,63	11,09	12,47	12,48
50-54	2.816	1.049.678	945.477	99.872	-4,38	11,88	10,24	11,40	12,64
55-59	2.620	906.817	827.172	87.631	7,30	11,60	10,82	12,13	12,86
60-65	2.368	723.609	648.404	69.992	-2,44	12,27	11,43	12,91	10,64
25-65	18.928	1.019.880	909.749	100.084	3,50	12,52	11,02	12,39	12,93
25-34	3.505	1.073.646	952.660	113.100	3,87	13,45	11,67	13,21	14,98

Nota: (a): Tasas de ahorro obtenidas como medias aritméticas de las tasas de ahorro individuales de los hogares en cada grupo de edad. (b): Tasas de ahorro obtenidas como cociente del ahorro agregado del grupo de edad y la renta agregada del mismo. Las columnas (1), (2) y (3) muestran valores medianos de cada una de las variables. Las columnas (4) y (6) muestran las tasas de ahorro como cociente entre ahorro y renta mientras que las columnas (5) y (7) esas tasas se definen como cociente entre ahorro y consumo. La columna (8) muestra el porcentaje de hogares en cada grupo de edad que presentan ahorro negativo.

Fuente: Elaboración propia a partir de la EBPF 80-81, con las transformaciones contenidas en Marchante *et al.* (2002).

Respecto a los datos de 1990-91, tanto la renta disponible como el consumo siguen igualmente una trayectoria en forma de U invertida, alcanzando un máximo para la renta en el tramo de 50-54 años mientras que el consumo llega a su pico un poco antes, en el tramo de 45 a 49 años. La existencia de valores positivos de ahorro para todos los subgrupos parecería en principio inconsistente con las predicciones

más genéricas de cualquier modelo de Ciclo Vital; dada la forma cóncava del perfil de ingresos, los hogares jóvenes deberían endeudarse y los mayores deberían desahorrar.

CUADRO 2.4. *Perfiles de edad para la renta, consumo, ahorro y tasas de ahorro agregadas. EBPF90-91 (pesetas corrientes)*

<i>Edad</i>	<i>N. Obs.</i>	<i>RFBD</i>	<i>CPN</i>	<i>AFB</i>	<i>Tasas de ahorro^a(%)</i>		<i>Tasas de ahorro^b(%)</i>		<i>Negvo %</i>
					<i>s/RFBD</i>	<i>s/CPN</i>	<i>s/RFBD</i>	<i>s/CPN</i>	
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
25-29	955	2.664.909	2.418.278	307.747	4,88	11,10	8,30	9,06	11,41
30-34	1.874	2.823.203	2.538.008	336.991	6,26	12,36	9,52	10,51	10,02
35-39	1.937	2.945.739	2.620.926	349.081	8,60	13,32	10,74	12,04	8,78
40-44	2.154	3.034.472	2.738.673	348.221	9,00	12,78	10,82	12,13	7,06
45-49	2.007	3.237.962	2.913.871	371.717	8,16	12,30	9,93	11,03	7,37
50-54	1.959	3.244.002	2.884.023	361.421	8,89	12,44	10,49	11,72	6,69
55-59	2.274	2.698.084	2.401.932	295.171	9,16	12,03	9,75	10,81	5,54
60-65	2.691	2.136.524	1.897.890	237.533	9,31	12,53	10,32	11,51	4,61
25-65	15.824	2.849.071	2.548.896	323.476	8,34	12,44	10,13	11,28	7,24
25-34	2.802	2.768.537	2.493.865	326.373	5,79	11,93	9,12	10,03	10,49

Nota: (a): Tasas de ahorro obtenidas como medias aritméticas de las tasas de ahorro individuales de los hogares en cada grupo de edad. (b): Tasas de ahorro obtenidas como cociente del ahorro agregado del grupo de edad y la renta agregada del mismo. Las columnas (1), (2) y (3) muestran valores medianos de cada una de las variables. Las columnas (4) y (6) muestran las tasas de ahorro como cociente entre ahorro y renta mientras que las columnas (5) y (7) esas tasas se definen como cociente entre ahorro y consumo. La columna (8) muestra el porcentaje de hogares en cada grupo de edad que presentan ahorro negativo.

Fuente: Elaboración propia a partir de la EBPF 90-91, con las transformaciones contenidas en Marchante *et al.* (2002).

Más interesante que el nivel de ahorro conseguido por el hogar es su propensión media a ahorrar o tasa de ahorro. Esta propensión al ahorro para cada segmento se ha calculado por dos vías, tal como propone Raymond *et al.* (1995): a) como una media de las propensiones individuales de los cabezas de familia que pertenecen al grupo de edad, y b) como cociente entre el ahorro agregado y la renta agregada del correspondiente grupo de edad, lo que representa una media ponderada de las propensiones al ahorro individuales. No obstante las diferencias en el procedimiento de cálculo, ambas medidas suelen generar un perfil de edad similar, si

bien las tasas de ahorro obtenidas por la alternativa b) son siempre más altas que las que se consiguen por el procedimiento a).

La consideración de las tasas de ahorro por grupos de edad corrige en parte la visión un tanto simplista del nivel del ahorro en forma de U invertida. Las columnas 4 y 6 del cuadro 2.4 muestran tasas de ahorro crecientes hasta el segmento de los 40-44 años, manteniendo desde entonces un nivel más o menos estable entorno al 9 por ciento. Cuando se utiliza la medida b), el perfil se conserva pero mostrando un nivel medio superior. Las propensiones al ahorro de los jóvenes se sitúan por debajo del valor para el conjunto de la población entre 25 y 65 años, corrigiendo de alguna manera la errónea impresión que se obtiene al observar que el nivel mediano de ahorro de los hogares jóvenes se encuentra por encima del registrado para el total de la población.

Con datos de la EBPF 80-81, los resultados son más erráticos y difíciles de interpretar. Cuando se utiliza la media de tasas individuales de ahorro, se obtienen segmentos de edad con valores negativos así como amplias fluctuaciones al pasar de un segmento de edad a otro. La sensibilidad de esta medida de posición a la existencia de valores extremos estaría detrás de ese comportamiento. Parece aconsejable por tanto ceñirse al segundo procedimiento de cálculo (columna 6), constatándose una tasa de ahorro relativamente elevada y estable, entre el 10 por ciento y el 11 por ciento, sin diferencias significativas que comentar. Por lo demás, los hogares jóvenes muestran tasas de ahorro superiores a las del conjunto de la población, en contraste con lo observado en la segunda encuesta.

La utilización de tasas o propensiones al ahorro definidas como ahorro sobre renta disponible, no está exenta de problemas. En general, se considera que estas tasas de ahorro son medidas muy volátiles, dado que el denominador, la renta disponible, puede variar mucho al verse afectada por perturbaciones transitorias, al tiempo que estas tasas no están definidas para hogares con renta nula. Como alternativa Attanasio (1994) propone utilizar el ratio ahorro/consumo. Esta medida, aparte de estar definida para hogares con renta nula, es una transformación monótona

de las tasas o propensiones medias al ahorro. El consumo por otro lado se considera un denominador más apropiado ya que, en teoría, refleja variaciones de la renta de naturaleza permanente y está por tanto menos afectada por perturbaciones transitorias. Las columnas 5 y 7 recogen estas tasas de ahorro definidas sobre consumo. Aunque su nivel es más elevado que el que se conseguiría con las tasas de ahorro tradicionales, el perfil temporal es similar al comentado arriba. Resulta igualmente evidente que el colectivo de hogares jóvenes presenta ratios elevados, aunque inferiores a los del conjunto de la población. En el caso de los datos de la EBPF 80-81, el cálculo de este tipo de tasas elimina las tasas medias negativas observadas, al tiempo que sigue constatándose lo ya comentado, a saber, que en esta primera encuesta los hogares jóvenes muestran unos porcentajes de ahorro nada desdeñables, siendo incluso superiores a los de otros subgrupos con edad más elevada.

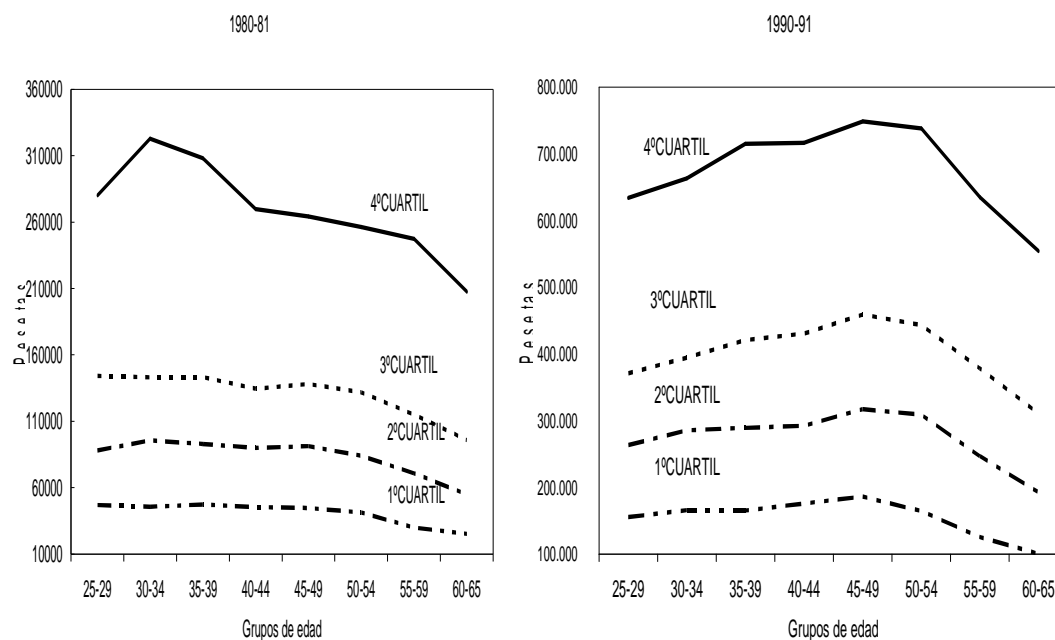
Si atendemos por último al porcentaje de hogares que presentan un ahorro bruto negativo, cabe indicar que en ambas encuestas observamos un perfil decreciente, obteniéndose los porcentajes más altos en los subgrupos más jóvenes. No obstante esa similitud, el nivel de ambas series es sustancialmente distinto, encontrándose que los hogares entrevistados en la primera encuesta presentan un porcentaje más alto de familias con ahorro negativo que los entrevistados en la segunda encuesta. El perfil decreciente de ese ratio apoyaría la imagen de las familias jóvenes como el colectivo más inclinado a presentar un comportamiento desahorrador; el 10,5 por ciento de esos hogares muestran niveles negativos de ahorro, cuando en el conjunto de la muestra ese porcentaje asciende al 7,24 por ciento. En la encuesta de 1980-81 sigue produciéndose el mismo patrón de comportamiento, pero con porcentajes marcadamente más elevados.

Ahorro y renta

Para poder estudiar el efecto del nivel de renta sobre la decisión de ahorro de las familias, se ha computado el ahorro mediano y la tasa media de ahorro de los

diferentes grupos de hogares atendiendo a la edad del cabeza de familia y al cuartil de renta disponible al que pertenece. Los gráficos 2.3 y 2.4 muestran los resultados obtenidos.

GRÁFICO 2.3 *Perfiles de ahorro por edad y cuartil de renta (pesetas corrientes)*



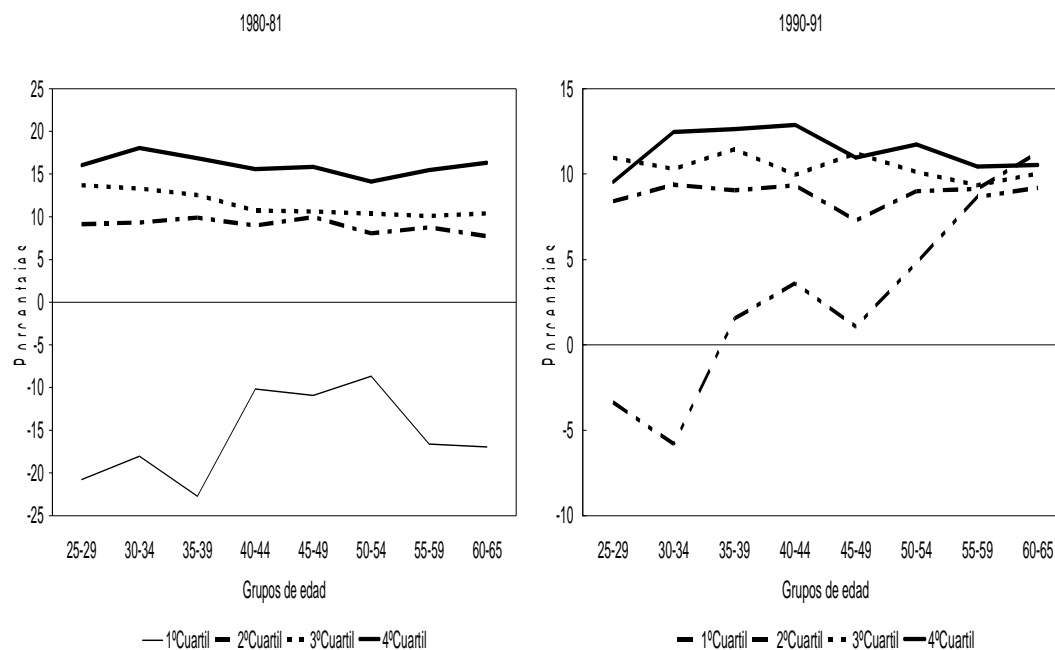
Nota: Los gráficos recogen valores medianos para cada subgrupo de edad.

Fuente: Elaboración propia con datos de las EBPf 80-81 y EBPf 90-91, modificados siguiendo la metodología de Marchante *et al.* (2002)

Cuando atendemos a los niveles de ahorro, se observa para cualquier grupo de edad una relación positiva entre renta y ahorro siendo los hogares del último cuartil de renta los que realizan un mayor esfuerzo ahorrador. Con datos de la EBPf 80-81, son los hogares del segmento 30-34 años los que mantienen un elevado nivel ahorrador, apareciendo a partir de entonces una senda decreciente que casa mal con los resultados obtenidos habitualmente en la literatura, (véanse los trabajos contenidos en Poterba,1994). Con los datos de la EBPf 90-91 los resultados parecen más ortodoxos. Para cualquier cuartil de ingresos, el ahorro dibuja siempre un perfil en U invertida que es tanto más pronunciado cuanto mayor es el cuartil de renta al que pertenece el hogar. A diferencia de lo observado en los datos de la primera

encuesta, el máximo nivel de ahorro se registra en los hogares de grupos de edad relativamente avanzados, entre 45 y 54 años.

GRÁFICO 2.4 *Tasas medias de ahorro por edad y cuartil de renta (porcentajes)*



Nota: tasas medias de ahorro obtenidas por el procedimiento (b) comentado en el texto.

Fuente: Elaboración propia con datos de las EBPF 80-81 y EBPF 90-91, modificados siguiendo la metodología expuesta en Marchante *et al.* (2002)

Las tasas medias de ahorro permiten matizar algunos de los resultados obtenidos al utilizar los niveles medianos de ahorro, (véase gráfico 2.4). En este sentido, el perfil en forma de U invertida desaparece para todos los cuantiles de ingreso. Aun cuando los hogares situados en el último cuartil de renta suelen presentar las mayores tasas de ahorro, son los hogares situados en los tres cuantiles superiores los que contribuyen de manera significativa al ahorro agregado. Los hogares encuadrados en el primer cuartil de renta presentan un comportamiento diferenciado por encuestas. Con datos de la EBPF 80-81, las familias de renta reducida presentan siempre tasas medias de ahorro negativas, independientemente del grupo de edad al que se asigne el hogar. En el caso de los hogares de la EBPF 90-91, la tasa media de ahorro muestra un perfil creciente, partiendo de valores

negativos en el caso de los hogares más jóvenes, para finalizar su trayectoria con tasas positivas nada despreciables en los hogares próximos a la jubilación.

El hecho de que el ahorro y la renta disponible de las familias muestren una relación positiva no ha de juzgarse como inconsistente con los postulados de la Teoría de la Renta Permanente-Ciclo Vital. Dentro de los segmentos de población que tienen bajos niveles de renta es probable que estemos incluyendo hogares que, en el momento de la encuesta, estaban experimentando una caída temporal en sus niveles de renta. De ser cierta la Teoría de la Renta Permanente, esos mismos hogares habrían reducido sus niveles de ahorro con el fin de “suavizar” su consumo. De igual manera, entre los hogares situados en el cuartil más elevado de renta, con toda seguridad se habrán incluido aquellos que de manera transitoria disfrutaban de alguna perturbación positiva en sus niveles de renta, y que por tanto habrán incrementado su ahorro. El uso de la renta presente en vez de la permanente para definir los cuartiles de renta, podría explicar esa correlación positiva entre ahorro y renta³⁰.

Abundando en la idea del párrafo anterior, Attanasio (1994) considera que para caracterizar la relación entre ahorro y renta se debería agrupar a los hogares atendiendo a su renta permanente y no a la renta disponible del periodo. En consecuencia, parecería recomendable aunar los hogares de acuerdo con alguna variable que esté correlacionada con la renta permanente de los mismos, pero que no esté correlacionada con perturbaciones transitorias. El nivel educativo alcanzado puede ser una buena variable que reúna esas dos condiciones.

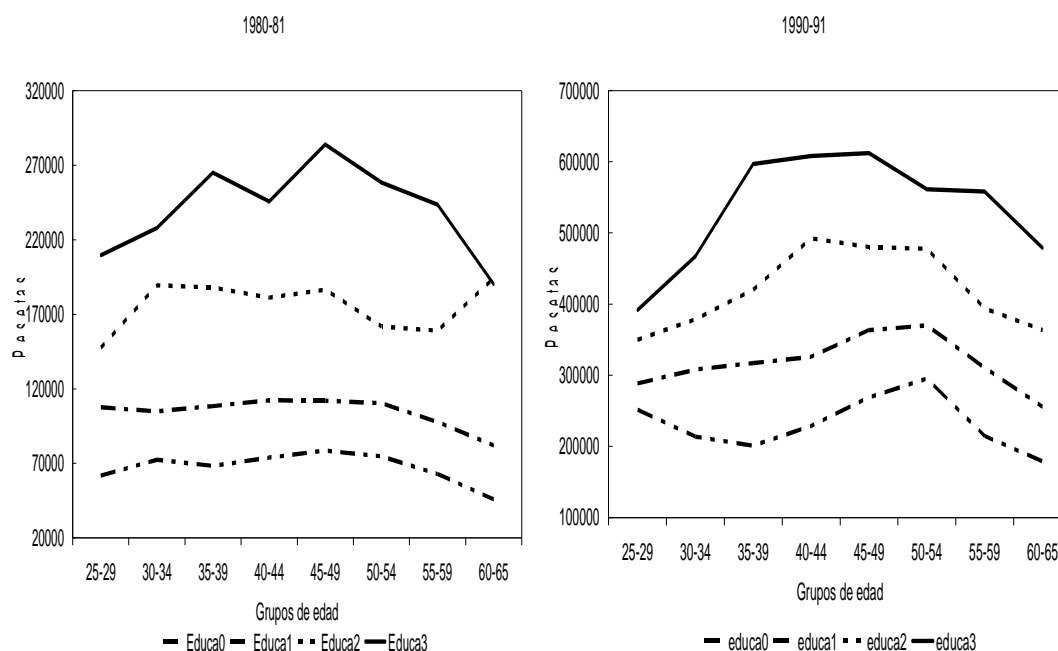
Ahorro y nivel educativo

El gráfico 2.5 recoge los niveles medianos de ahorro, cuando condicionamos por grupos de edad y grado de instrucción del sustentador principal. Dos comentarios

³⁰ En este sentido parecen pronunciarse Pujolar y Raymond (2004) cuando constatan que con respecto a la renta permanente todos los estratos de renta son igualmente frugales, mientras que la contribución de la renta transitoria al ahorro es la que hace que aparezca esa relación positiva entre ambas variables.

son pertinentes. En primer lugar, volvemos a obtener perfiles de ahorro con forma de U invertida, presentándose pendientes positivas en los grupos más jóvenes y negativas en los grupos de edad más avanzada. En segundo lugar, si el nivel formativo aproxima correctamente la renta permanente del hogar, entonces es claro que el ahorro está asociado de manera positiva con la renta esperada de la familia. Los hogares con mayor formación muestran niveles de ahorro mediano claramente superiores a los de hogares con escasa instrucción.

GRÁFICO 2.5. *Perfiles de ahorro por edad y nivel educativo (pesetas corrientes)*



Nota: El nivel educativo se determina atendiendo a los estudios completados por el sustentador principal, de acuerdo con el siguiente criterio:

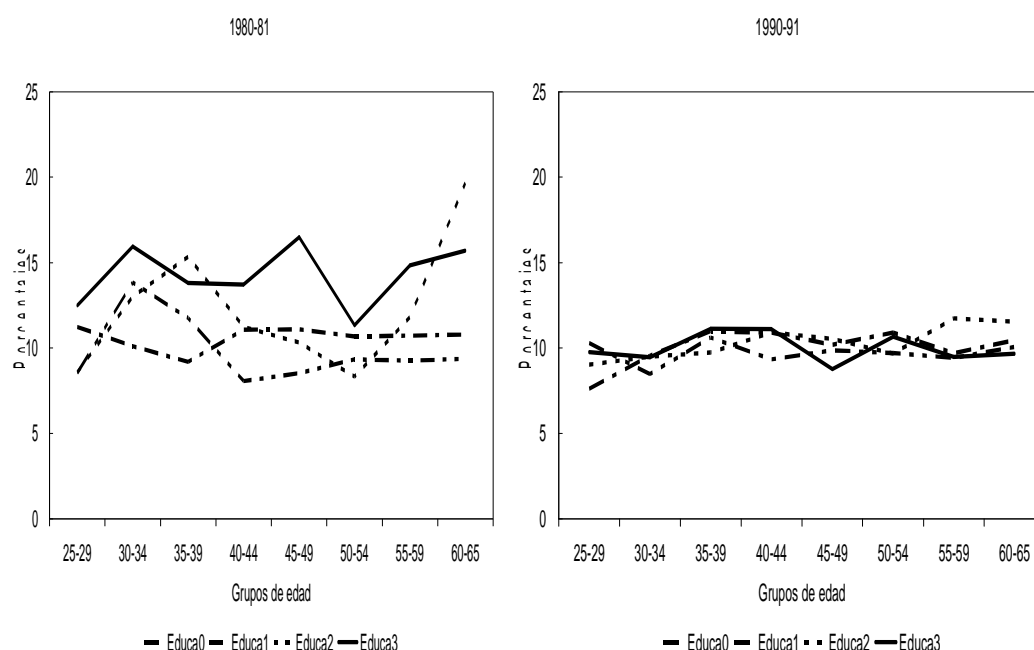
- Educa0: Analfabetos o sin estudios.
- Educa1: Estudios primarios, EGB o FP-I
- Educa2: Bachillerato superior o equivalente: BUP, COU o FP-II
- Educa3: Estudios universitarios: Carreras de grado medio o superior.

Fuente: Elaboración propia con datos de la EBPF 80-81 y EBPF 90-91, modificados siguiendo la metodología expuesta en Marchante *et al.* (2002)

Si en vez de atender a los niveles nos centramos en las tasas de ahorro, es difícil observar un patrón definido de comportamiento, (véase el gráfico 2.6). Con datos para 1980-81, las tasas medias de ahorro fluctúan en el rango del 10 al 15 por ciento, con una notable dispersión a lo largo de los distintos subgrupos de edad. Cuando utilizamos datos para 1990-91, las conclusiones son bien diferentes: el nivel

medio de las tasas de ahorro está en torno al 10 por ciento y la dispersión es muy reducida a lo largo de los distintos grupos de edad y por nivel formativo. En ninguno de los dos conjuntos de datos las cohortes jóvenes muestran un comportamiento ahorrador claramente diferenciado en relación con el resto de la población.

GRÁFICO 2.6. *Tasas medias de ahorro por edad y nivel educativo (porcentajes)*



Nota: tasas medias de ahorro obtenidas por el procedimiento (b) comentado en el texto.

Fuente: Elaboración propia con datos de las EBPF 80-81 y EBPF 90-91, modificados siguiendo la metodología expuesta en Marchante *et al.* (2002).

Quedémonos en cualquier caso con la idea de que el nivel de ahorro alcanzado por el hogar está asociado de manera importante a su renta permanente o, como proxy de esta última, al nivel educativo del sustentador principal.

Ahorro y composición familiar

Un hecho constatado cuando se estudia el ahorro familiar utilizando una sección cruzada, y que nosotros hemos observado en los datos de los cuadros 2.3 y 2.4 es la similitud entre los perfiles de edad de la renta y el consumo, (véanse los trabajos contenidos en Poterba, 1994). Esa evolución paralela en el tiempo de ambas

magnitudes ha sido vista como una evidencia en contra de la Teoría del Ciclo Vital. No obstante, para llevar a cabo esa inferencia hay que tener en cuenta que en la elaboración de los perfiles temporales no estamos considerando la composición familiar, esto es, el número de adultos e hijos que componen en hogar, ni su comportamiento oferente en el mercado de trabajo.

Respecto a la composición familiar o tamaño del hogar, es especialmente difícil ver su efecto sobre el comportamiento ahorrador en un contexto como el utilizado aquí en el que la unidad de análisis es el hogar, no el individuo. Para obtener resultados en el ámbito individual hace falta, tal como indica Marchante *et al.* (2002), hacer supuestos sobre la distribución de la renta y el consumo entre los distintos miembros de la unidad familiar, es decir, asumir que las magnitudes familiares se distribuyen equitativamente entre los distintos miembros del hogar o siguiendo las ponderaciones dadas por alguna escala de equivalencia. Para mantener el marco de análisis utilizado hasta ahora, y siguiendo el ejemplo de Attanasio (1994), emplearemos un procedimiento más rudimentario consistente en obtener las tasas de ahorro de los subgrupos de hogares, condicionadas por el valor de una variable de composición familiar.

El cuadro 2.5 recoge las tasas de ahorro por subgrupos de edad y atendiendo al número de hijos menores presentes en el hogar. Los valores obtenidos no permiten constatar unas pautas definidas de comportamiento cuando se tiene en cuenta simultáneamente tanto la edad como la composición familiar. Acaso debamos mencionar que, atendiendo al promedio de las tasas de ahorro por subgrupos, esta medida es decreciente según aumenta en número de hijos, es decir, en términos medios, al aumentar el número de hijos menores de 14 años disminuye la tasa de ahorro. Y esto se produce tanto en los datos de la EBPF 80-81 como en los de la EBPF 90-91.

CUADRO 2.5. Tasas de ahorro, según composición familiar (porcentajes)

Edad	EBPF 80-81				EBPF 90-91			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
25-29	9,22	11,89	11,29	8,37	8,14	8,69	8,61	3,09
30-34	13,66	14,19	11,51	10,29	10,73	10,16	9,66	3,91
35-39	12,98	12,01	12,14	9,18	9,45	11,11	11,11	10,06
40-44	14,33	10,32	10,89	9,71	11,94	11,16	9,88	10,97
45-49	10,96	9,11	12,76	12,34	10,08	10,38	8,55	10,01
50-54	10,52	9,70	10,25	10,34	10,56	10,69	7,94	12,88
55-59	11,58	8,88	9,22	4,95	10,26	9,25	2,06	1,95
60-65	11,73	10,81	7,77	8,15	10,53	8,74	7,71	10,97
Promedio^a	<i>11,87</i>	<i>10,86</i>	<i>10,73</i>	<i>9,17</i>	<i>10,21</i>	<i>10,02</i>	<i>8,19</i>	<i>7,98</i>
Población 25-65	11,42	10,68	11,51	9,97	10,36	10,33	9,69	9,22
Jóvenes	11,01	13,15	11,45	9,96	9,35	9,65	9,46	3,81

Nota: Los valores medios por subgrupos se obtienen por el procedimiento (b) comentado en el texto.

- (1) Hogares sin menores.
- (2) Hogares con un menor.
- (3) Hogares con dos menores.
- (4) Hogares con tres o más menores, siendo menores las personas de 14 años o menos.
- a. Media aritmética simple de los valores para cada subgrupo de edad.

Fuente: Elaboración propia con datos de las EBPF 80-81 y EBPF 90-91, modificados siguiendo la metodología de Marchante *et al.* (2002).

Por otro lado, hemos de indicar que los hogares jóvenes presentan, para cualquier composición familiar, tasas de ahorro menores que las del conjunto de la población entre 25 y 65 años (al menos con los datos modificados de la EBPF 90-91), siendo éstas más elevadas en los datos de la primera encuesta que en los de la segunda.

Finalmente, si reparamos en los dos subgrupos jóvenes, el segundo, el formado por hogares con sustentador entre 30 y 34 años, mantiene sistemáticamente promedios de ahorro superiores a los del grupo más joven. Ello les concede una

mayor capacidad para suavizar las fluctuaciones en sus niveles de renta y una menor sujeción al efecto de posibles restricciones de liquidez.

Ahorro y ocupación

Como indicábamos en el capítulo primero, los modelos de ahorro preventivo enfatizan el hecho de que los consumidores acumulan activos no sólo para hacer frente a caídas futuras en los niveles de renta sino también como una forma de seguro ante el riesgo de fluctuaciones a corto plazo. Medir el riesgo en la renta se convirtió desde un primer momento en el principal problema a resolver por parte del análisis empírico del ahorro por motivo precaución. Skinner (1988) introdujo en la especificación de ecuaciones de ahorro variables ficticias de ocupación para controlar el riesgo o la varianza de la renta. Los resultados obtenidos fueron justamente los contrarios a los postulados por la teoría; los trabajadores en ocupaciones con mayor riesgo en renta presentaban menores tasas de ahorro que los de otras ocupaciones más seguras. Desde entonces se ha convertido en rutinario intentar encontrar algún tipo de regularidad empírica entre la tasa de ahorro y tipo de ocupación del sustentador principal, (véase a modo de ejemplo Lusardi, 1997).

Los datos del cuadro 2.6 hacen difícil establecer una relación entre la tasa de ahorro y la incertidumbre o riesgo en la evolución futura de la renta que enfrenta cada colectivo. Si atendemos a los datos de la EBPF 80-81, son los colectivos de empresarios agrarios sin asalariados (Ocup2), empresarios no agrarios sin asalariados y trabajadores independientes (Ocup6), y empresarios no agrarios con asalariados y profesionales liberales con o sin asalariados (Ocup5) los que presentan menores tasas de ahorro. Los valores negativos de las tasas medias de ahorro de los colectivos Ocup2 y Ocup6 no han de sorprendernos; la presencia de observaciones extremas, con niveles de ahorro incluso negativos, hacen que la media sea anormalmente baja. En el extremo opuesto aparecen los colectivos de directores, gerentes y cuadros superiores no agrarios, (Ocup7), y cuadros medios y resto de personal administrativo, comercial y técnico (Ocup8).

CUADRO 2.6. *Tasas de ahorro según condición socioeconómica (porcentajes)*

<i>Condición socioeconómica</i>	<i>EBPF80-81</i>					
	<i>Total población(25-65)</i>			<i>Jóvenes(25-34)</i>		
	<i>Media</i>	<i>d.t.</i>	<i>N. obs</i>	<i>Media</i>	<i>d.t.</i>	<i>N. obs</i>
<i>Ocup1</i>	6,79	70,15	105	14,75	12,69	9
<i>Ocup2</i>	-61,44	2695,90	1.453	12,61	35,78	92
<i>Ocup3</i>	13,45	24,23	19	8,33	43,52	6
<i>Ocup4</i>	5,83	83,15	1.270	8,37	20,88	164
<i>Ocup5</i>	4,28	156,86	664	18,07	55,45	127
<i>Ocup6</i>	-21,22	755,05	1.658	-41,75	747,30	292
<i>Ocup7</i>	17,75	195,83	720	-2,54	224,31	207
<i>Ocup8</i>	29,11	828,50	3.102	5,63	167,07	858
<i>Ocup9</i>	9,90	36,81	298	13,85	19,25	39
<i>Ocup10</i>	6,69	177,37	6.877	8,79	38,45	1.579
<i>Ocup11</i>	9,98	54,43	299	6,61	99,06	70
<i>Ocup12</i>	11,17	13,65	87	9,27	9,36	15
<i>Ocup13</i>	9,98	94,68	2.376	29,77	117,01	47
<i>Promedio</i>	3,24			7,06		

<i>Condición socioeconómica</i>	<i>EBPF90-91</i>					
	<i>Total población(25-65)</i>			<i>Jóvenes(25-34)</i>		
	<i>Media</i>	<i>d.t.</i>	<i>N. obs</i>	<i>Media</i>	<i>d.t.</i>	<i>N. obs</i>
<i>Ocup1</i>	7,24	28,60	769	4,62	36,58	60
<i>Ocup2</i>	8,52	19,30	751	5,21	33,01	107
<i>Ocup3</i>	6,08	43,00	2.052	0,16	66,80	401
<i>Ocup4</i>	9,02	21,80	1.566	7,24	27,95	384
<i>Ocup5</i>	8,51	22,80	3.056	7,01	26,96	789
<i>Ocup6</i>	8,56	26,20	4.252	6,45	44,13	924
<i>Ocup7</i>	9,38	22,20	349	6,55	35,33	67
<i>Ocup8</i>	8,82	24,50	165	12,52	3,04	26
<i>Ocup9</i>	9,15	44,10	2.864	6,18	26,48	44
<i>Promedio</i>	8,36			6,21		

Nota: La definición de las variables de ocupación aparece más adelante, en el capítulo 3.

Fuente: Elaboración propia a partir de las EBPF 80-81 y EBPF 90-91, modificados siguiendo la metodología de Marchante *et al.* (2002)

Con datos de la segunda encuesta, los colectivos con menores tasas medias de ahorro se corresponden con empresarios, profesionales y trabajadores independientes no agrarios, (Ocup3), y con empresarios y directivos agrarios, (Ocup1). Con tasas medias elevadas se encuentran los colectivos de operarios sin especialización no agrarios (Ocup7), e inactivos y otros, (Ocup9).

En general, puede concluirse que los estadísticos descriptivos facilitados en el cuadro 2.6 muestran muy poca evidencia de que los hogares en ocupaciones que impliquen un mayor riesgo en la evolución de la renta futura ahorren más³¹. La variable utilizada, la condición socioeconómica del sustentador principal, siendo la mejor que puede encontrarse en la base de datos empleada, no parece la más adecuada para inferir el riesgo de renta de los diferentes tipos de hogares. Por otro lado, la media aritmética de las tasas individuales de ahorro no parece estar exenta de problemas. La influencia de los valores atípicos en la media y la elevada desviación típica hacen que tengamos que contemplar los resultados con suma precaución.

Lo poco concluyente de los resultados obtenidos con la variable condición socioeconómica nos llevó a utilizar otra variable alternativa, el tipo mayoritario de ingreso del hogar. Los datos contenidos en el cuadro 2.7 no parecen avalar la existencia de un comportamiento preventivo por parte de los hogares entrevistados. Si presumimos más volátiles (y por tanto más arriesgados) los ingresos por cuenta propia y los derivados de rentas del capital y de la propiedad, entonces esperaríamos encontrar mayores tasas medias de ahorro para los hogares que tienen esos tipos mayoritarios de ingresos, si realizan ahorro por motivo precaución. Para el total de la población y en ambas encuestas encontramos que la tasa media de ahorro es superior en las familias con ingresos mayoritarios por cuenta ajena. Los hogares con ingresos mayoritarios por rendimientos del capital y la propiedad no sólo no presentan tasas elevadas sino que por el contrario los valores medios resultan ser negativos. En el caso de los hogares jóvenes, el patrón de comportamiento en la EBPF 90-91 es similar al del conjunto de la población, mientras que con datos de 1980-81 los hogares con ingresos mayoritarios por cuenta propia ahorran más, en términos medios, que las familias con ingresos mayoritarios por cuenta ajena.

³¹ A similar conclusión llega Lusardi (1997) cuando analiza los datos de la encuesta italiana SHIW89.

CUADRO 2.7. *Tasas medias de ahorro según tipo mayoritario de ingreso (porcentajes)*

	EPF80-81					
	Total población(25-65)			Jóvenes(25-34)		
	Media	d.t.	N. Obs.	Media	d.t.	N. Obs.
Tipo mayoritario de ingreso						
Tipo0	6,07	121,67	114	4,29	14,84	11
Tipo1	3,70	1.043	12.002	3,16	257,32	2.790
Tipo2	-0,64	468	3.832	6,39	183,02	522
Tipo3	-21,39	235,87	125	-208,43	392,88	3
Tipo4	9,20	82,06	2.855	10,97	79,19	179
	EPF90-91					
Tipo0	2,25	47,8	41	12,55	2,87	6
Tipo1	8,77	21,6	9.298	7,24	26,96	2.139
Tipo2	6,95	33,0	3.011	3,67	40,21	501
Tipo3	-14,11	220,0	106	-37,34	84,38	3
Tipo4	9,16	29,5	3.368	-7,04	124,70	153

Nota: las distintas categorías de tipo mayoritario de ingresos son:

Tipo0: Si no percibe ingresos.

Tipo1: Si percibe ingresos mayoritarios por cuenta ajena.

Tipo2: Si percibe ingresos mayoritarios por cuenta propia.

Tipo3: Si percibe ingresos mayoritarios por rendimientos del capital y la propiedad.

Tipo4: Otros tipos mayoritarios de ingresos.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de las EPF80-81 y EPF90-91, modificados siguiendo la metodología de Marchante *et al.* (2002)

Los resultados comentados han de considerarse con la debida precaución. En general, las desviaciones típicas obtenidas son muy elevadas, por lo que la medida de posición empleada es poco representativa de la distribución de las tasas de ahorro individuales. Por otro lado, algunas de las celdas contienen un número tan reducido de observaciones que el promedio obtenido no se puede considerar significativo.

Ahorro y adquisición de vivienda

La acumulación de activos líquidos que sirvan de garantía para poder acceder a un crédito hipotecario, constituye uno de los principales motivos entre los hogares jóvenes para ahorrar. Chiuri y Jappelli (2003) estudian los determinantes de la distribución por edades de las tasas de propiedad para un conjunto de 14 países de la

OCDE, caracterizando el caso español como un país en el que la vivienda se adquiere relativamente tarde dentro del ciclo biográfico de las familias, en el que la edad media de primera adquisición se sitúa a finales de la treintena y en la cuarentena, y en el que el nivel de eficiencia de nuestro sistema judicial, de cara a disponer por parte del prestamista del colateral presentado por el prestatario, es el más bajo entre los países estudiados.

CUADRO 2.8. *Adquisición de vivienda y endeudamiento*

	<i>EPF80-81</i>		<i>EPF90-91</i>	
	<i>Tasa de propiedad^a</i>	<i>Hogares endeudados^b</i>	<i>Tasa de propiedad^a</i>	<i>Hogares endeudados^b</i>
	%	%	%	%
25-29	43,37	25,87	48,80	15,18
30-34	59,74	27,18	64,85	21,69
35-39	66,46	23,73	74,45	21,27
40-44	71,80	20,25	80,32	16,25
45-49	73,52	18,04	81,42	12,71
50-54	73,65	16,73	84,84	10,21
55-59	73,66	13,24	85,09	8,31
60-65	73,61	10,26	86,62	6,73
Total población 25-65	68,74	18,80	78,35	13,48
Jóvenes	53,44	26,68	59,38	19,47

Notas:

^a Hogares que poseen su vivienda en propiedad.

^b Hogares que declaran realizar pagos en concepto de amortización de créditos recibidos para la compra o reparación de algún tipo de vivienda.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de las EBPF 80-81 y EBPF 90-91.

El cuadro 2.8 ofrece datos relativos a los porcentajes, por grupos de edad, de hogares que ocupan su vivienda en régimen de propiedad, y el porcentaje de los que declaran estar endeudados. La primera nota destacable que surge al comparar las tasas de propiedad de las dos encuestas, es que dicha tasa, para cualquier grupo de edad, toma valores más altos en la segunda encuesta que en la primera. En el conjunto de la población entre 25 y 65 años se registra una diferencia de diez puntos porcentuales, diferencia que es inferior si nos centramos en el conjunto de los

hogares jóvenes. Presumiblemente la bonanza económica de la segunda mitad de los años ochenta debe haberse concretado en un aumento importante en el número de familias propietarias de la vivienda que ocupan.

Como segundo aspecto relevante hemos de comentar la similitud en el perfil temporal de la tasa de propiedad. Es en la etapa joven de los hogares cuando se producen los mayores incrementos en dicha tasa, mientras que en los años que siguen a la cincuentena apenas si se registran variaciones significativas. La etapa joven se configura pues como un período de esfuerzo ahorrador en el que típicamente se acumulan los activos inmobiliarios que habrán de mantenerse durante el resto de la vida.

Si atendemos al aspecto financiero de la cuestión, no deja de sorprender el reducido número de hogares que declaran estar amortizando algún tipo de crédito hipotecario, sobre todo si lo relacionamos con la elevada tasa de propiedad de la vivienda antes comentada. Aparte de las limitaciones achacables al indicador utilizado, los bajos porcentajes de hogares endeudados podrían estar revelando la existencia de serias imperfecciones en el sistema financiero español de la época así como el recurso de muchos hogares al ahorro acumulado, a transferencias *inter vivos* o a herencias, para poder acceder a una vivienda.

3. El consumo y el ahorro de los hogares jóvenes. Análisis econométrico

3.1 Un análisis de función de consumo

El modelo teórico

En este subapartado se estudia el comportamiento consumidor de los hogares jóvenes atendiendo a la diferente propensión marginal que podrían presentar en

relación con los hogares que se encuentran en una posición más avanzada en su ciclo vital. Tras descomponer la renta observada en un componente permanente y otro transitorio, se estima una función de consumo y se contrasta la existencia de una propensión marginal a consumir a partir de la renta permanente estadísticamente distinta de la que presentan los hogares que calificaremos como adultos.

Suponemos en este análisis que las restricciones de liquidez, el comportamiento preventivo ante situaciones de incertidumbre y los hábitos ejercen su efecto de manera inespecífica, actuando en el sentido de restringir los niveles de consumo corrientes y/o reduciendo la propensión marginal a consumir a partir de la renta permanente. En este sentido, Muellbauer (1994) reitera que el efecto de las restricciones de liquidez y del ahorro preventivo se puede asimilar, en el contexto de un análisis de función de consumo, a un incremento en la tasa de descuento de los flujos de renta futura que reducen dicha propensión a consumir. Respecto a los hábitos, Alessie y Lusardi (1997), a partir de funciones de subutilidad cuadráticas y exponencial negativa, y considerando el efecto de hábitos introducidos aditivamente, son capaces de obtener una función de consumo en la que la propensión a consumir a partir de la renta permanente es menor que en el caso de que no existiesen hábitos³².

Siguiendo a Cortazar (1996), para comparar los patrones de consumo de distintos grupos de edad, debemos especificar un modelo de consumo y ahorro. La ecuación a estimar será:

$$C_i = \alpha + \delta YP_i + \lambda YT_i + \gamma X_i + \sum_j \beta_j E_{ij} + e_i, \quad (27)$$

con $\text{cov}(e_i, X_i) = \text{cov}(e_i, E_{ij}) = 0$, y donde C_i denota el consumo del hogar i -ésimo, YP_i es la renta permanente, YT_i es la renta transitoria, X_i es un conjunto de

³² Alessie y Lusardi (1997) también indican que el consumo no solo depende de la renta permanente y del riesgo de renta sino también del consumo en el periodo anterior. Dado que los datos que utilizamos para estimar el modelo son de sección cruzada, sólo disponemos de la observación del consumo actual pero no del realizado en el periodo anterior, de ahí que no se considere esta variable en nuestro análisis

variables que recogen características específicas del hogar que afectan al consumo, E_{ij} es una variable ficticia que adopta el valor uno si el cabeza de familia del hogar i pertenece al grupo de edad j y cero en caso contrario, y e_i un término de error estocástico.

Al estimar la ecuación (27) nos encontramos con el problema de que tanto YP_i como YT_i son variables inobservables. Hemos de suponer por tanto que la renta del hogar i se puede describir con una ecuación de la forma:

$$Y_i = Z_i\beta + YT_i, \quad (28)$$

con $\text{cov}(YT_i; Z_i) = \text{cov}(YT_i; e_i) = 0$, y donde Z_i representa un conjunto de variables específicas del hogar como la edad, la edad al cuadrado, el sexo, el número de perceptores de ingresos, el nivel educativo, la localización rural o urbana del hogar, el número de miembros del hogar, la condición de propietario o no de la vivienda que ocupa, la ocupación o categoría socio profesional del cabeza de familia, así como ficticias territoriales. Dado que la renta permanente no es más que el valor presente descontado de la renta presente y futura del hogar, podemos suponer que este componente de la renta depende de características y atributos del mismo que son permanentes en el tiempo y que son indicativas de la capacidad de generar ingresos de la familia. YT_i , como se ha dicho, es un término de error estocástico que representa la renta transitoria y que refleja factores que afectan accidentalmente a la renta del hogar.

La ecuación (28) se puede estimar por MCO, obteniéndose una estimación consistente del vector β , $\hat{\beta} = (Z_i'Z_i)^{-1}Z_i'Y_i$, un valor predicho o ajustado, $YP_i = Z_i\hat{\beta}$, que será nuestra estimación de la renta permanente, y un residuo $YT_i = Y_i - YP_i$, que será la estimación de la renta transitoria del hogar. Sustituyendo en la ecuación (27) las variables inobservables por YP_i y YT_i , tendríamos una función de consumo en términos de variables observables de la forma:

$$C_i = \alpha + \delta Y\hat{P}_i + \lambda Y\hat{T}_i + \gamma X_i + \sum_j \beta_j E_{ij} + u_i, \quad (29)$$

donde el término de error estocástico queda definido como:

$$u_i = e_i + (\lambda + \delta)[Y\hat{T}_i - Y\hat{T}]. \quad (30)$$

Bajo los supuestos habituales, la estimación por MCO de la ecuación (29) es consistente, pero no produce una correcta estimación de la varianza de u , dado que nuestras variables renta permanente y renta transitoria constituyen lo que se conoce como regresores generados, (Pagan, 1984). El estimador MCO subestima la varianza del término de error y por tanto sobrevalora los t-ratios obtenidos en la segunda etapa de la estimación. Dos soluciones se pueden aplicar. En primer lugar, dado que la inclusión de regresores generados de lugar en última instancia a un problema de heteroscedasticidad, se puede utilizar para el cálculo de los errores estándar el “estimador sándwich” de White (1980), sin reparar en la forma concreta que adopte tal heteroscedasticidad. En segundo lugar, a partir de la ecuación (30) se puede ajustar la matriz de varianza-covarianzas aplicando la corrección de Pagan (1984). Siguiendo lo expuesto en Cortazar (1996), hemos aplicado esta última corrección, obteniéndose que no hay diferencias significativas entre ambos tipos de corrección.

Datos y definición de variables

Los datos utilizados para el análisis econométrico proceden de la Encuesta Básica de Presupuestos Familiares, en sus cortes de 1980-81 y 1990-91. Esta base de datos constituye una valiosa fuente de información sobre ingresos, gasto de consumo y características demográficas y de localización de una muestra de hogares representativa del conjunto de la población española en los años de referencia.

Las muestras iniciales consistían en 23.972 y 21.155 observaciones, respectivamente. No obstante, fue necesario proceder a la eliminación de cierto número de casos. Así, en la EBPF 80-81 se suprimieron dos casos en los que el

número de perceptores de ingresos era cero, treinta y un hogares en los que se declaraba ingresos nulos, y una observación que no estaba disponible por problemas de grabación de los datos originales. Quedó pues un conjunto de 23.938 casos disponibles. Respecto a la EBPF 90-91, se eliminaron dos hogares en los que la renta declarada era igual a cero, así como otros dos en los que la edad del sustentador principal era de diez años; de esta forma, la muestra final contenía 21.151 casos. Adicionalmente, se decidió restringir la muestra en función de la edad del sustentador principal, de forma que quedaron excluidos los hogares en los que el cabeza de familia tenía menos de 25 o más de 65 años.

Recordemos que la EBPF recoge datos sobre hogares individuales. El hogar se define como el conjunto de miembros que comparten la misma vivienda y que consumen a partir de un presupuesto común. Las distintas características que se utilizarán para explicar la renta y el consumo familiar están referidas al sustentador principal. Los ficheros de gasto del hogar ofrecen niveles de desagregación que no se utilizan en nuestro análisis (la EBPF 80-81 desagrega hasta 632 tipos de bienes mientras que la EBPF 90-91 distingue un total de 918 tipos). De igual forma, los ficheros de ingresos, ahorro y características personales ofrecen datos de ingresos para los distintos miembros de la unidad familiar; nosotros utilizamos siempre la magnitud agregada a nivel de hogar³³

En relación con la variables utilizadas, como variable representativa de la renta del hogar se ha considerado en la EBPF 80-81 los ingresos monetarios totales de hogar, netos de impuestos y pagos asimilados, mientras que de la EBPF 90-91 se ha hecho uso del total de ingresos del hogar, tanto monetarios como en especie, que la familia tiene disponibles para hacer frente a sus gastos inmediatos, a sus necesidades futuras o para incrementar su patrimonio. Respecto al consumo del hogar, se consideran gastos de consumo, por una parte, el flujo monetario que destina la familia y cada uno de sus miembros al pago de determinados bienes y servicios

³³ La descripción de ambas encuestas están en Alonso-Colmenares et al. (1999) y Arévalo et al. (1998). Los datos se pueden descargar de: <http://www.eco.uc3m.es/investigación>.

considerados habitualmente como de consumo y, por otra parte, el valor de aquellos bienes provenientes del autoconsumo, autosuministro o salario en especie que, siendo efectivamente consumidos por el hogar, no tienen como contrapartida ningún flujo monetarios inmediato. En definitiva, el consumo se aproxima mediante el gasto de todos los miembros del hogar en bienes duraderos, bienes no duraderos y en servicios, independientemente de que sean o no consumidos en el periodo de referencia.

El resto de las variables aparecen definidas en el cuadro 3.1³⁴.

CUADRO 3.1. *Definición de variables*

Variable	Definición
Consumo	De la EBPF80-81 se utilizó la variable <i>gt57</i> , que recoge el gasto en bienes de los 8 grandes grupos de gasto considerados en el sistema IPC. De la EBPF90-91, se utilizó la variable <i>gine</i> , gasto total por todos los conceptos.
Renta	De la EBPF80-81 se utilizó la variable <i>imth</i> , ingreso monetarios totales del hogar, que resulta de la agregación de ingresos monetarios ordinarios y extraordinarios. De la EBPF90-91 se empleó la variable <i>ithine</i> (ingresos totales del hogar, según INE) que surge de la suma de los ingresos monetarios totales del hogar y las imputaciones de autoconsumos, autosuministros, alquileres, salarios en especie y comidas en el lugar de trabajo.
Riqueza	Suma de riqueza inmobiliaria y financiera. La primera se mide por el valor actual del alquiler imputado a los hogares que son propietarios o que poseen la vivienda en régimen de cesión por razón de trabajo. La riqueza financiera se obtiene como el valor actualizado de las rentas que el hogar declara derivar de activos financieros.
Edad	Se define como la edad del sustentador principal. A partir de ella se definen <i>Edad2</i> , el cuadrado de la edad, <i>Joven</i> , ficticia que toma el valor unitario si el s.p. tiene entre 25 y 34 años, <i>Adulto</i> , ficticia que toma valor unitario si el s.p. tiene entre 35 y 65 años, <i>Adulto1</i> , ficticia que toma valor unitario si el s.p. tiene entre 35 y 44, <i>Adulto2</i> , ficticia que toma valor unitario si el s.p. tiene entre 45 y 54, y <i>Adulto3</i> , ficticia que toma valor unitario si el s.p. tiene entre 55 y 65 años.
Tamaño	Variable continua que recoge el número de miembros del hogar.
N.perceptores	Variable continua que recoge el número de perceptores en el hogar que reciben ingresos monetarios.
Mujer	=1 si el sustentador principal es mujer.

³⁴ Una descripción más amplia y precisa de cómo se obtienen estas variables se puede ver en Núñez (2006)

<i>(Continuación)</i>	
Emigr	Para la EBPF80-81, ficticia que toma valor unitario si el hogar cambio de residencia después del 31-12-1975. Para la EBPF90-91, ficticia que toma valor unitario si el hogar cambio de residencia después del 4-4-1986.
Desempl.	=1 si el sustentador principal se encontraba en situación de desempleo.
Urbano	=1 si el hogar reside en una ciudad con más de 50.000 habitantes, en la capital de la provincia o en una ciudad mayor que aquélla.
Prop.	=1 si el sustentador principal es propietario de la vivienda que ocupa
Wwife	=1 si el cónyuge del sustentador principal está trabajando
Tdependencia	$= \frac{\textit{Tamaño} - n\textit{perceptores}}{\textit{Tamaño}}$
Educa0	=1 si el sustentador principal es analfabeto o sin estudios
Educa1	=1 si el sustentador principal tiene educación primaria (EGB o FP1)
Educa2	=1 si el sustentador principal tiene educación secundaria (BUP, COU o FP2)
Educa3	=1 si el sustentador principal tiene estudios universitarios
Ocup1	En la EBPF80-81 valor unitario si el s.p. es empresario agrario con asalariados. En la EBPF90-91, valor unitario si el s.p. es empresario o directivo agrario.
Ocup2	En la EBPF80-81 valor unitario si el s.p. es empresario agrario sin asalariados. En la EBPF90-91, valor unitario si el s.p. es trabajador agrario o miembro de cooperativa agraria.
Ocup3	En la EBPF80-81, valor unitario si el s.p. es director, gerente o personal titulado agrario. En la EBPF90-91, valor unitario si el s.p. es empresario, profesional o trabajador independiente no agrario.
Ocup4	En la EBPF80-81, valor unitario si el s.p. es otro tipo de activo agrario. En la EBPF90-91, valor unitario si el s.p. es director, profesional o jefe administrativo por cuenta ajena.
Ocup5	En la EBPF80-81, valor unitario si el s.p. es empresario no agrario con asalariados o profesional liberal con o sin asalariado. En la EBPF90-91, valor unitario si el s.p. es cualquier otro personal administrativo o comercial, de los servicios o profesionales de las FFAA.
Ocup6	En la EBPF80-81, valor unitario si el s.p. es empresario no agrario sin asalariado o trabajador independiente. En la EBPF90-91, valor unitario si el s.p. es contraamaestre, operario cualificado o miembro de cooperativa no agraria.
Ocup7	En la EBPF80-81, valor unitario si el s.p. es director, gerente o cuadro superior no agrario. En la EBPF90-91, valor unitario si el s.p. es operario sin especialización no agrario.
Ocup8	En la EBPF80-81, valor unitario si el s.p. es cuadro medio, otro personal administrativo, comercial o técnico. En la EBPF90-91, valor unitario si el s.p. no es clasificable por su condición socioeconómica.

<i>(Continuación)</i>	
Ocup9	En la EBPF80-81, valor unitario si el s.p. es contraestrate, capataz o jefe de grupo no agrario. En la EBPF90-91, valor unitario si el s.p. es inactivo o pertenece a otros colectivos no mencionados antes.
Ocup10	En la EBPF80-81, valor unitario si el s.p. es obrero no agrario y otro tipo de trabajador de los servicios.
Ocup11	En la EBPF80-81, valor unitario si el s.p. es un profesional de las FFAA.
Ocup12	En la EBPF80-81, valor unitario si el s.p. es un activo no clasificado.
Ocup13	En la EBPF80-81, valor unitario si el s.p. pertenece a la categoría de los inactivos.

Resultados

A lo largo de este apartado procedemos a estudiar el efecto de la edad del sustentador principal sobre las decisiones de consumo del hogar. Para ello consideramos en primer lugar que ese efecto se recoge mediante una variable ficticia de edad que afecta solamente al nivel medio de consumo de cada grupo de edad, es decir, una ficticia que afecta a la ordenada en el origen de la función de consumo. En segundo lugar, introducimos las interacciones de las ficticias de edad con la variable de renta permanente, a fin de determinar de qué manera la pertenencia a un determinado grupo de edad afecta a la propensión marginal a consumir a partir de esa renta. El resultado de estimar la ecuación (29) aparece recogido en el cuadro 3.2. Tal como postula la Teoría de la Renta Permanente, el consumo responde más a la renta permanente³⁵ que a la transitoria, dado que las propensiones marginales a consumir a partir de aquélla se sitúan en 0,99 y 0,93, mientras que las propensiones marginales a consumir a partir de la transitoria ascienden a 0,45 y 0,31. El elevado valor de este último parámetro pondría de manifiesto la dificultad que encuentran los hogares para

³⁵ Tal como se indica en el texto, la renta permanente se define como el valor ajustado o predicho a partir de la estimación de una función de ingresos. Se han de estimar tantas funciones de ingresos como grupos de edad se estén considerando en la ecuación de consumo. Por razones de economía de espacio, presentamos en el anexo la ecuación de ingresos para el conjunto de la muestra. Las ecuaciones de ingresos por grupos de edad aparecen recogidas en Núñez (2006) y están disponibles a petición del interesado.

aislar sus niveles de gasto en relación con los elementos transitorios contenidos en la renta del periodo.

CUADRO 3.2. Ecuación de consumo. Cambio en la ordenada en el origen

Variables	EBPF 80-81		EBPF 90-91	
	Coef.	<i>t-ratio</i> ^a	Coef.	<i>t-ratio</i> ^a
Constante	-8,31	-0,60	30,38	0,67
YP ^b	0,99	22,99	0,931	44,51
YT	0,456	12,27	0,310	3,07
Joven	-26,40	-2,45	-132,57	-3,82
Desempleado	-106,26	-7,09	-177,02	-3,25
Emigrante	2,37	0,15	134,57	2,54
T.Depend.	391,81	21,74	996,79	20,81
Wwife	40,53	3,34	199,23	3,45
Riqueza	0,022	0,45	0,0422	1,04
R ²	0,410		0,365	
No. Obs.	18.907		15.824	

Notas:

Joven: Variable ficticia que toma valor unitario si el sustentador principal tiene una edad entre 25 y 34 años, y cero en caso contrario.

Adulto: Variable ficticia que toma valor unitario si el sustentador principal tiene una edad entre 35 y 65 años, y cero en caso contrario. Esta categoría actúa como grupo de referencia.

a. Los *t-ratios* se han obtenido a partir de errores estándar ajustados por la corrección de Pagan (1984)

b. La variable de renta permanente se obtiene como la renta ajustada o predicha a partir de la estimación de una ecuación de ingresos. La renta transitoria es el residuo obtenido a partir de la ecuación de ingresos.

Por otro lado, en cuanto a la primera propensión a consumir, se contrastó la hipótesis nula de que la misma era igual a uno, apareciendo resultados contrapuestos. En el contraste realizado con datos de la EBPF 80-81, nunca se pudo rechazar tal hipótesis, es decir, el parámetro estimado no era significativamente distinto de uno, mientras que con datos de la EBPF 90-91 lo contrario es cierto, esto es, se rechazaba por un amplio margen que la propensión a consumir a partir de la renta permanente fuese igual a uno.

En los dos conjuntos de datos el coeficiente de la variable ficticia *Joven* adopta un signo negativo y presenta un aceptable nivel de significación estadística. El consumo de este colectivo de hogares resulta ser significativamente inferior al del

conjunto de hogares que les precede en el ciclo vital, dado el valor de las demás variables explicativas. Ello ha de considerarse como indicativo del hecho de que los hogares jóvenes, por alguna o varias de las razones apuntadas en el apartado primero, se ven obligados a mantener niveles de consumo que están por debajo de los justificados por los recursos que espera recibir a lo largo de su vida.

En cuanto al resto de las variables, la ficticia de desempleo toma en los dos conjuntos de datos un signo negativo y se estima con elevada precisión. Desde el punto de vista teórico, dos explicaciones avalan este resultado. Así, en primer lugar, en presencia de aversión al riesgo, una perturbación económica que incremente el desempleo puede inducir a los hogares a juzgar más incierta su renta futura de lo previamente anticipado, reduciendo en consecuencia su consumo presente por debajo del nivel planeado con anterioridad a la perturbación; el hogar respondería en suma incrementando su ahorro preventivo. En segundo lugar, la posible no separabilidad entre consumo y ocio en la función de utilidad de los consumidores puede crear esa relación negativa, (Heckman, 1974).

Respecto a la relación positiva que se detecta entre consumo y el carácter de emigrante del sustentador principal, la literatura sobre movimientos migratorios enfatiza que la decisión de cambiar de residencia viene determinada por el incremento esperado en el valor presente de los ingresos futuros asociado al cambio de localización, por los costes y beneficios no pecuniarios del traslado, y por la probabilidad de encontrar trabajo. El hecho de que el hogar haya cambiado recientemente de localización podría estar señalizando familias que tienen una renta permanente más alta por haber elegido lugares de residencia con mayores niveles de renta, individuos que se han desplazado hacia mercados de trabajo con mayores oportunidades de empleo (y por tanto con menor incertidumbre sobre la evolución esperada de su renta futura y menor necesidad de ahorro preventivo), o individuos que se han trasladado a regiones en las que las características idiosincrásicas en cuanto a atributos locales o amenidades influyen positivamente sobre las decisiones de gasto. Desde el punto de vista estadístico, los datos de ambas encuestas registran

esa relación positiva, si bien en el caso de la EBPF 80-81, el parámetro estimado no es significativo.

Con la variable tasa de dependencia pretendemos recoger el efecto que la composición familiar tiene sobre las decisiones de consumo de los hogares. El hecho de que el consumo siga de cerca de la renta a lo largo del ciclo vital se ha explicado argumentando, entre otras razones, que el patrón de consumo es muy similar al patrón demográfico seguido por los hogares. En este sentido, Oliver *et al.* (1998) estima una función de consumo en la que introducen como variable explicativa el número de hijos dependientes. Consideran que dicha variable aproxima las mayores necesidades de consumo así como el más elevado gasto en educación que se produce en los hogares con individuos dependientes. Paxson (1992) indica una vía alternativa por la que puede discurrir la relación positiva entre consumo y número de hijos o tasa de dependencia. Si los padres confían en sus hijos para ser asistidos cuando sean mayores, el mayor gasto provocado por los hijos puede servir como un sustituto del ahorro presente, implicando por tanto que familias con más hijos ahorrarán menos, *ceteris paribus*. Sea cual fuere la razón teórica, la variable representativa del componente demográfico del hogar, la tasa de dependencia, entra en la ecuación con signo positivo y se estima con elevada precisión.

Los datos utilizados permiten introducir una variable ficticia que recoja el hecho de tener cónyuge que trabaja. En todos los casos se obtiene para esa variable un signo positivo y un aceptable nivel de significación estadística. Graham (1987) justifica esa relación indicando que un aumento de la participación de la mujer en la actividad económica tenderá a deprimir la tasa de ahorro si en la unidad familiar los gastos de consumo aumentan proporcionalmente más que la renta disponible como consecuencia de la necesidad de remplazar a precios de mercado las actividades que la mujer realizaba previamente en el hogar. Además, el incremento de la tasa de actividad femenina podría reducir la tasa de ahorro dado que, si la renta familiar cuando ambos esposos trabajan es menos volátil, la demanda de ahorro precaución descenderá.

Por último, en relación con la variable riqueza, el valor obtenido de los coeficientes entra dentro del rango de valores que habitualmente se dan en la literatura, si bien se estima con reducida precisión. Este resultado no es particularmente sorprendente si tenemos en cuenta el error de medida que se comete en la aproximación de esta variable. Recordemos que las encuestas de presupuestos no contienen datos patrimoniales de la familia, de suerte que la riqueza se ha de aproximar mediante la actualización de flujos de renta³⁶.

CUADRO 3.3. *Ecuación de consumo. Cambio en la ordenada en el origen*

Variables	EBPF 80-81		EBPF 90-91	
	Coef.	<i>t-ratio</i> ^a	Coef.	<i>t-ratio</i> ^a
Constante	19,75	1,20	132,94	2,42
YP ^b	0,99	22,71	0,92	44,06
YT	0,45	12,04	0,31	3,07
Joven	-39,00	-3,21	-257,48	-6,11
Adulto1	-10,00	-1,03	-250,83	-7,76
Adulto3	-32,48	-3,15	-88,69	-2,61
Desempleado	-107,53	-7,26	-176,71	-3,26
Emigrante	1,37	0,09	155,80	2,94
T.Depend.	374,77	18,39	1055,41	19,31
Wwife	39,43	3,24	249,22	4,23
Riqueza	0,022	0,46	0,039	0,97
R ²	0,411		0,368	
No. Obs.	18.907		15.824	

Notas:

Joven: Variable ficticia que toma valor unitario si el sustentador principal tiene una edad entre 25 y 34 años, y cero en caso contrario.

Adulto1: Variable ficticia que toma valor unitario si el sustentador principal tiene una edad entre 35 y 44 años, y cero en caso contrario.

Adulto2: Variable ficticia que toma valor unitario si el sustentador principal tiene una edad entre 45 y 54 años, y cero en caso contrario. Esta categoría actúa como grupo de referencia.

Adulto3: Variable ficticia que toma valor unitario si el sustentador principal tiene una edad entre 55 y 64 años, y cero en caso contrario.

a. Los *t-ratios* se han obtenido a partir de errores estándar ajustados por la corrección de Pagan (1984)

b. La variable de renta permanente se obtiene como la renta ajustada o predicha a partir de la estimación de una ecuación de ingresos. La renta transitoria es el residuo obtenido a partir de la ecuación de ingresos.

³⁶ Véase en el cuadro 3.1 cómo se elabora la variable riqueza.

En el cuadro 3.2 se ha utilizado como grupo de referencia los hogares con sustentadores principales con edad entre 35 y 65 años. Cuando desglosamos este último colectivo en subgrupos más reducidos y estimamos la función de consumo, los resultados, recogidos en el cuadro 3.3, son básicamente los mismos. Esto es, los hogares jóvenes mantienen *ceteris paribus* niveles de consumo sustancialmente más reducidos que los del grupo de referencia y también más reducidos que los demás subgrupos de edad. A modo de ejemplo, con datos de la EBPF 90-91 el consumo medio de un hogar joven es, dadas todas las demás variables, 257 mil pesetas más bajo que el que presenta un hogar con edad entre 45 y 54 años.

En las funciones de consumo estimadas hasta ahora hemos supuesto que la propensión marginal a consumir a partir de la renta permanente es igual para todos los grupos de población. Relajamos esta restricción introduciendo como variable explicativa la interacción de las ficticias de edad con la variable renta permanente. El modelo a estimar sería el siguiente:

$$C_i = \alpha + \delta Y\hat{P}_i + \lambda Y\hat{T}_i + \gamma X_i + \beta_j Joven + \mu_j Y\hat{P} * Joven + u_i, \quad (8)$$

donde μ_j representa la diferente propensión a consumir a partir de la renta permanente del grupo de hogares jóvenes en relación al grupo de referencia.

Los resultados de esta ampliación aparecen recogidos en el cuadro 3.4. En cuanto a la estimación tipo (a), en la que el grupo de referencia son los hogares con sustentador entre 35 y 65 años, con los dos conjuntos de datos se obtiene una ordenada en el origen positiva mientras que el coeficiente que acompaña a la variable de interacción $Y\hat{P} * Joven$ toma un valor negativo. No obstante, a juzgar por el valor de los t-ratios, podemos rechazar en la primera muestra la existencia de un comportamiento consumidor diferenciado para el colectivo de hogares jóvenes en relación con el resto de la población entre 35 y 65 años (aunque el signo del coeficiente es el esperado), mientras que con datos de la segunda encuesta la constante toma un valor significativamente mayor que la del grupo de referencia y la

propensión marginal a consumir a partir de la renta permanente es marcadamente inferior ($0,953-0,209=0,744$).

CUADRO 3.4. *Ecuación de consumo con cambio en pendiente*

Variables	(a)				(b)			
	EBPF 80-81		EBPF 90-91		EBPF 80-81		EBPF 90-91	
	Coef	t-ratio	Coef	t-ratio	Coef	t-ratio	Coef	t-ratio
Constante	-11,67	-0,84	-8,78	-0,19	-30,35	-1,30	68,07	0,72
Yp	1,00	23,24	0,953	47,56	1,06	19,80	0,952	24,53
Yt	0,456	12,26	0,309	3,09	0,45	12,06	0,306	3,07
Joven	7,58	0,28	335,69	3,56	37,07	1,24	224,76	1,88
Adulto1	-	-	-	-	21,92	0,83	-112,45	-1,13
Adulto3	-	-	-	-	59,51	2,31	-98,93	-1,01
Yp*Joven	-0,046	-1,19	-0,209	-4,35	-0,103	-2,29	-0,213	-3,76
Yp*Adulto1	-	-	-	-	-0,043	-1,10	-0,054	-1,27
Yp*Adulto3	-	-	-	-	-0,133	-3,54	0,007	0,18
Parado	-107,23	-7,11	-186,62	-3,38	-106,86	-7,19	-189,47	-3,44
Emigr	3,16	0,20	129,19	2,45	1,15	0,07	150,70	2,86
Tdependencia	388,53	21,39	961,17	20,42	374,83	17,84	1014,08	18,82
Wwife	42,18	3,40	213,02	3,60	39,90	3,19	269,96	4,34
Riqueza	0,022	0,45	0,0419	1,04	0,022	0,45	0,038	0,97
Observaciones.	18.907		15.824		18.907		15.824	
R ²	0,410		0,366		0,412		0,370	
Wald(1)	-		-		5,74		12,65	
Wald(2)	-		-		14,47		18,70	
Wald(3)	-		-		23,69		72,27	

Nota: Los t-ratios y el estadístico de Wald se obtienen a partir de errores estandar ajustados por la corrección de Pagan (1984). *Adulto1:* Variable ficticia que toma valor unitario si el sustentador principal tiene una edad entre 35 y 44 años, y cero en caso contrario.

Adulto2: Variable ficticia que toma valor unitario si el sustentador principal tiene una edad entre 45 y 54 años, y cero en caso contrario. Esta categoría actúa como grupo de referencia.

Adulto3: Variable ficticia que toma valor unitario si el sustentador principal tiene una edad entre 55 y 64 años, y cero en caso contrario.

Wald(1) denota el estadístico de contraste para la hipótesis nula de que todas las ordenadas en el origen son iguales a cero. El valor crítico, para un nivel de significación del 5 por ciento, es de 7,81

Wald(2) denota el estadístico de contraste para la hipótesis nula de que todas las pendientes son iguales a cero. El valor crítico, para un nivel de significación del 5 por ciento, es de 7,81.

Wald(3) denota el estadístico de contraste para la hipótesis nula de que las ordenadas en el origen y las pendientes son iguales a cero. El valor crítico, para un nivel de significación del 5 por ciento, es de 12,59.

Cuando el modelo se amplía en el sentido de desglosar la población no joven en distintos subtramos (estimación tipo (b)), los resultados son básicamente los mismos que los comentados en el párrafo anterior. Es decir, se observan valores positivos para la variable ficticia *Joven* y coeficientes para la variable de interacción que son negativos, indicando con ello la menor propensión marginal a consumir a partir de la renta permanente en relación al subgrupo de referencia. Con datos de la EBPF 80-81 no conseguimos rechazar la hipótesis nula de que todas las ordenadas en el origen son nulas de forma que, atendiendo al valor de la constante, no observaríamos un comportamiento consumidor estadísticamente diferenciado de los distintos grupos de edad en relación con el grupo de referencia. Sí rechazamos en cambio la hipótesis nula de que todas las propensiones marginales a consumir específicas para cada grupo de edad son iguales a cero (y por tanto iguales a la del grupo de referencia). También se rechaza la hipótesis nula cuando consideramos simultáneamente las dos hipótesis anteriores. Los datos de la EBPF 90-91 ofrecen una evidencia más contundente sobre el comportamiento específico de cada grupo de edad. En todos los casos se rechaza la hipótesis nula al tiempo que para el subgrupo de los jóvenes se obtiene una propensión marginal a consumir notablemente inferior a la del grupo de referencia, poniéndose con ello de manifiesto el menor horizonte de planificación de este grupo de población.

3.2 La respuesta del consumo a la renta futura esperada

El estudio realizado en la sección anterior reviste un carácter eminentemente estático. Tras dividir la muestra en distintos subgrupos en función de la edad del sustentador principal, hemos intentado constatar la existencia de un comportamiento consumidor diferenciado para el conjunto de los hogares jóvenes, y lo hemos medido a través de una menor propensión marginal a consumir a partir de la renta permanente.

Ese carácter estático casa mal con la naturaleza dinámica de proceso de asignación de recursos que los modelos de Renta Permanente-Ciclo Vital tratan de

recoger. Paliar ese desajuste entre la dinamicidad del modelo teórico y la estaticidad de análisis empírico es difícil cuando los datos disponibles son secciones cruzadas en los que las variables están referenciadas a un único momento del tiempo. No obstante lo anterior, en esta sección intentamos remediar esa posible desconexión buscando incorporar al análisis de función de consumo con sección cruzada una variable representativa de la renta futura esperada por los hogares jóvenes, y viendo cuál es la sensibilidad del consumo a la misma. La obtención de correlaciones positivas entre consumo presente y renta futura esperada entraría dentro de la predicción habitual de los modelos de Renta Permanente-Ciclo Vital. La existencia de correlaciones nulas o incluso negativas nos haría pensar que alguna o varias de las razones apuntadas en el epígrafe primero actúan de manera determinante para alejar al hogar de un comportamiento consumidor tendente a “suavizar” o estabilizar los niveles de gasto.

La obtención de una variable de renta futura esperada

Para contrastar el modelo de Renta Permanente-Ciclo Vital necesitamos conseguir una medida de la renta futura esperada del hogar, y ver el efecto de ésta sobre el consumo presente. Si dispusiésemos de datos longitudinales de renta y consumo, sería casi inmediata la construcción de esa variable para cada hogar. A falta de este tipo de datos, y dado que disponemos de dos secciones cruzadas, es posible seguir el procedimiento empleado por Carroll *et al.* (1999) para imputar a los individuos observados en la EBPF 80-81, una renta permanente predicha con coeficientes estimados a partir de datos de la EBPF 90-91. Se trata básicamente de emplear un método que nos permita estimar el nivel de renta en el año 1990 de la misma cohorte de hogares que son observados en 1980-81.

Para ser más precisos, sean i el subíndice de los hogares entre 25 y 34 años que son observados en la EBPF 80-81 y j el subíndice que representa a los hogares que son observados en la EBPF 90-91. Para este último colectivo, que en 1990-91 tiene una edad entre 35 y 44 años, se estima una función de ingresos de la forma:

$$Y_{j90} = X_{j90}\beta_{j90} + u_{j90}, \quad (32)$$

con el fin de obtener una estimación consistente de los parámetros poblacionales β_{j90} , que será empleada para predecir la renta futura esperada. Ésta se define como la renta permanente o “ajustada” de los hogares que en 1980-81 tienen una edad entre 25 y 34 años. Se predice utilizando como coeficientes los $\hat{\beta}_{j90}$ y como variables explicativas las \hat{X}_{i90} . Nótese que \hat{X}_{i90} es la matriz de características que esperaríamos observar en 1990 para los hogares i , que sólo son en realidad observados en 1980-81. Sus valores son iguales a los de la matriz X_{i80} , con la salvedad de que la edad y sus interacciones con los estudios y la ocupación han sido aumentadas en diez años. La renta futura esperada quedaría pues definida como:

$$\hat{Y}_{i90} = \hat{X}_{i90}\hat{\beta}_{j90}. \quad (33)$$

Apuntemos por último que en las matrices X_{i80} y X_{j90} sólo incluimos variables cuyo cambio entre 1980 y 1990 se puede predecir con una precisión razonable, bien porque no cambian en el tiempo, como el sexo del sustentador principal, o bien porque cambian de una manera determinista, como la edad. También se tienen en consideración la educación y el tipo de ocupación³⁷.

³⁷ Sin duda, asumir que todas las variables explicativas incluidas en la ecuación de ingresos no varían o lo hacen de forma determinista es un poco arriesgado. En cuanto al sexo y la edad, no habría problemas en aceptar ese supuesto. En cuanto a la educación, es difícil mantener que un hogar encabezado por un individuo de, digamos, 18 años no varía en el transcurso de una década. Por ello, optamos por restringir la muestra excluyendo aquellos hogares que en la sección cruzada de 1980 tiene una edad inferior a 25 años. Respecto a la ocupación, existen referencias contrapuestas en la literatura en lo que se refiere a su estabilidad. Así, Carroll (1994) indica que educación y ocupación tienden a ser razonablemente estables para hogares encabezados por individuos de más de 25 años. En sentido contrario, Ando *et al.* (1994), a partir de microdatos para la economía italiana, indican que la probabilidad de cambiar de puesto de trabajo es de un 11,7 por ciento para hogares por debajo de 30 años, y del 10,4 por ciento para el segmento entre 30 y 34 años; sólo a partir de los 35 años esa probabilidad se reduce considerablemente.

Datos y definición de variables

Para llevar a cabo la estimación de una función de consumo con datos de 1980, introduciendo una variable de renta esperada elaborada a partir de datos de 1990, fue necesario realizar una cierta homogeneización a fin de que las matrices X_{i80} y X_{j90} contemplasen las mismas variables. En cuanto a la variable educación, la definición en ambas encuestas es muy parecida, de forma que su homogeneización fue innecesaria. Respecto a la variable ocupación, la EBPF 80-81 recoge 13 categorías socioeconómicas mientras que en la EBPF 90-91, esas mismas categorías quedaban reducidas a 9 grupos. Del esfuerzo de homogeneización surgieron 9 clases para las dos encuestas.

A diferencia del análisis realizado en el subepígrafe anterior y del que haremos en el próximo, en este apartado hemos de relacionar datos que están fechados en dos momentos distintos del tiempo. Fue por tanto necesario deflactar los datos monetarios de 1990 para expresarlos en términos reales de 1980. Para ello se utilizó el Índice General de Precios al Consumo (IPC) del INE para España.

Finalmente, la muestra de 1980 se limitó a hogares formados por parejas casadas en las que el sustentador principal tenía entre 25 y 34 años, mientras que en la encuesta de 1990 se excluyeron hogares no casados y con sustentadores principales de edades inferiores a 35 años y superiores a 44 años. La exclusión en ambas encuestas de hogares encabezados por un sustentador principal no casado se realizó por considerarse que era muy probable el cambio en el estado civil de los individuos comprendidos en este segmento de población³⁸. Recordemos que la finalidad última de la homogeneización es conseguir una muestra de población en

³⁸ Implícitamente asumimos que un hogar nuclear formado por dos adultos casados y con hijos, mantiene su estado civil entre 1980 y 1990.

1990 que sea lo más representativa posible de la cohorte de hogares que en 1980 tenían entre 25 y 34 años³⁹.

Estimación y resultados

A lo largo de este subepígrafe se procede a la estimación de una función de consumo con datos de la EBPF80-81, utilizándose los datos de la segunda encuesta sólo para obtener la variable de renta futura esperada. La forma funcional elegida^{40,41} es:

$$C_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 E_t Y_{t+1} + \beta_3 W_t + \beta_4 Y_t \cdot E_t + \beta_5 Y_t \cdot Dep + u_t, \quad (34)$$

donde Y_t es la renta del hogar en el años 1980, $E_t Y_{t+1}$ es la renta futura esperada, W_t es la riqueza del hogar, $Y_t \cdot E_t$ y $Y_t \cdot Dep$ interacciones de la renta con la edad del sustentador principal y con el número de miembros dependientes, respectivamente, y u_t una perturbación aleatoria independiente e idénticamente distribuida. Una estimación de β_2 positiva indicaría una actuación del hogar tendente a anticipar la mayor renta futura esperada y a estabilizar por tanto intertemporalmente sus niveles de consumo. Un valor nulo o negativo se entendería como evidencia a favor de la hipótesis de que el hogar, por las razones apuntadas más arriba, no puede o no desea mantener un nivel de consumo estable en los primeros años de su ciclo biográfico.

³⁹ Los distintos supuestos sobre la estabilidad en el estado civil, en el nivel educativo y en la ocupación, son la servidumbre que tenemos que pagar por intentar aproximar un panel de datos a partir de dos secciones cruzadas. Ando *et al.* (1994) se enfrentan a un problema similar cuando utilizan los datos referidos a Japón. El procedimiento seguido para obtener la renta futura esperada es ligeramente más complejo que el empleado aquí, y no está exento de supuestos más o menos *ad hoc*. Por otro lado, para estudiar el caso italiano disponen de un panel de dos años de forma que es posible obtener una renta futura esperada mediante el ajuste de una ecuación de ingresos con renta del año $t+1$ sobre características del hogar datadas en t .

⁴⁰ La especificación empleada en este apartado es la utilizada por Ando *et al.* (1994). Por razones de comparabilidad hemos decidido modificarla lo menos posible.

⁴¹ En la ecuación que sigue no debe confundirse $E_t Y_{t+1}$, el valor esperado en t de la renta que se obtendrá en $t+1$, con $Y_t \cdot E_t$, la interacción de renta del periodo con la edad del sustentador principal, definida esta última de manera continua.

El primer paso en la medición del efecto de la renta futura esperada sobre el consumo corriente consiste en la estimación de una función de ingresos para el colectivo de población que en 1990 tiene entre 35 y 44 años, teniendo en cuenta las restricciones indicadas anteriormente. A partir de esa estimación se obtienen los valores muestrales de los coeficientes β_{j90} que serán empleados para predecir la renta de hogares que sólo son observados en 1980.

Del resultado obtenido, recogido en el anexo, hemos de hacer notar que, a diferencia de la ecuación de ingresos estimada para 1980⁴², entre las variables introducidas no hemos contemplado las interacciones del cuadrado de la edad con las variables ficticias de educación y ocupación⁴³.

El segundo paso en la obtención de la renta futura esperada consistió en la predicción de la renta permanente de esos hogares utilizando como vector de coeficientes, los derivados de la estimación mínimo cuadrática de la ecuación de ingresos anterior, esto es, los $\hat{\beta}_{j90}$. La matriz de variables explicativas estaba constituida por observaciones de hogares de la EBPF 80-81 que en la misma tenían entre 25 y 34 años, y a los que se les había aumentado la edad en 10 años; se supuso que el resto de características distintas de la edad permanecían constantes entre los dos períodos de referencia. De esta forma obtuvimos para cada hogar $\hat{Y}_{i90} = \hat{X}_{i90} \hat{\beta}_{j90}$

⁴² En la estimación de la función de consumo se hizo necesario obtener una ecuación de ingresos para los hogares i en 1980, no porque fuese una variable explicativa de la ecuación (34) sino porque el método de estimación exigió escalar las variables con la renta permanente contemporánea del hogar. La ecuación de ingresos, de la que se obtuvo la renta permanente de 1980, aparece recogida en Núñez (2006) y está disponible bajo petición del lector interesado.

⁴³ Y ello por dos razones. En primer lugar, en el trabajo de referencia que seguimos para elaborar la variable de renta esperada, Carroll (1999), se estiman ecuaciones de renta y riqueza en las que las interacciones del cuadrado de la edad con la educación y la ocupación no son consideradas. En segundo lugar, realizamos una estimación no restringida contemplando esas interacciones e hicimos un test de restricciones lineales sobre la significatividad conjunta de las mismas. El estadístico de prueba resultante, una $F(11;3654)$ arrojaba un valor de 1,13 lo que, para un nivel de significación del 5 por ciento, nos impedía rechazar la hipótesis nula de que los coeficientes de esas variables de interacción fuesen iguales a cero

donde \hat{X}_{i90} no es más que la proyección a diez años vista de las características que los hogares presentan en 1980⁴⁴.

CUADRO 3.5. *Dependencia del consumo de los hogares jóvenes de la renta presente, la riqueza y la renta futura esperada*

	25-34		25-29		30-34	
	Coef.	t-ratio	Coef.	t-ratio	Coef.	t-ratio
Const	181163,6	(2,53)	246757,3	(2,00)	133632,2	(3,04)
Y80	1,018	(5,11)	1,58	(2,61)	0,639	(1,76)
	0,051DEP	(3,26)	0,067DEP	(2,24)	0,0398DEP	(2,55)
	-0,0115E	(-1,73)	-0,0328E	(-1,48)	-0,0023E	(-0,22)
EY90	0,124	(1,72)	0,0277	(0,20)	0,205	(2,50)
W80	0,170	(4,54)	0,179	(2,41)	0,248	(6,81)
Obs.	3.152		1.178		1.974	
R²	0,8301		0,907		0,338	
Media de:	E=30,294 Dep=2,517		E=27,281 Dep=2,057		E=32,091 Dep=2,791	

Nota:

DEP: Número de personas dependientes en el hogar.

E: Edad del sustentador principal

W80: riqueza del hogar en 1980. Corresponde a la primera definición de riqueza que se obtiene para ese año, es decir, es el valor resultante de actualizar los alquileres imputados por viviendas en propiedad o cedidas gratuitamente por razones distintas del trabajo (riqueza inmobiliaria), y de la actualización de los ingresos ordinarios por rentas del capital y la propiedad (riqueza inmobiliaria).

Los t-ratios y el estadístico de Wald se calculan con errores estandar robustos a heteroscedasticidad obtenidos por el método de White (1980).

⁴⁴ En realidad lo que estamos haciendo no deja de ser una previsión como las que habitualmente se hace con un modelo de regresión lineal clásico. Dado un espacio muestral, se estima el vector de parámetros y la predicción se deriva al proyectar en el futuro las variables explicativas. La relación entre la predicción y las variables explicativas proyectadas en el futuro viene determinada por los parámetros estimados. En nuestro caso, las variables explicativas proyectadas en el futuro son las características de los hogares en el momento inicial, excepto la edad que de manera determinista se verá aumentada en diez años. En cuanto al vector de parámetros estimados, éstos se obtienen no de la primera muestra sino de la segunda, la de 1990.

Los resultados de estimar la función de consumo (34) aparecen recogidos en los cuadros 3.5 y 3.6. El método de estimación es el de mínimos cuadrados ordinarios, dividiendo todas las variables por la renta del hogar en 1980 (cuadro 3.5), tal como hace Ando *et al.* (1994). Dividir por la renta del período no es un procedimiento arbitrario. Cuando se trabaja con datos de sección cruzada es habitual encontrarse con problemas de heteroscedasticidad en los residuos. Un procedimiento de estimación más eficiente que MCO es realizar mínimos cuadrados ponderados. Dividir cada variable por el nivel de renta y estimar por mínimos cuadrados ordinarios sería análogo a suponer que la variancia de los residuos es proporcional al cuadrado de la renta y estimar por mínimos cuadrados ponderados. Dicho esto, para facilitar la interpretación de los resultados, se presentaran con las variables en niveles.

Los resultados conseguidos indican que para el conjunto de la muestra de hogares jóvenes la propensión marginal a consumir a partir de la renta es de 0,797 (tras tener en cuenta los términos de interacción E y DEP valorados en sus respectivas medias) mientras que la propensión a consumir a partir de la renta futura esperada es de 0,124, no siendo esta última estadísticamente significativa al 5 por ciento. La riqueza aparece como variable determinante en el consumo de los hogares jóvenes, presentando un valor inusualmente alto y estimándose con elevada precisión. En general, el colectivo de jóvenes muestra un comportamiento *forward looking* tendente a suavizar la evolución del consumo en el tiempo; esto es lo que inferimos a partir de la significatividad estadística del parámetro asociado a la variable riqueza. El elevado valor y la significatividad de la variable renta del período deben entenderse en el sentido de confirmar que un colectivo nada despreciable de hogares jóvenes ven condicionadas sus decisiones de consumo y ahorro por la renta del periodo. Presumiblemente, la existencia de restricciones de liquidez, la prudencia ante potenciales circunstancias futuras adversas o la adopción de reglas de decisión miopes expliquen esta elevada correlación.

El colectivo de hogares jóvenes se ha subdividido en dos segmentos, el de los hogares encabezados por individuos entre 25 y 29 años, y el de hogares en los que el sustentador principal tiene entre 30 y 34 años. Respecto al primer colectivo, el coeficiente que acompaña a la renta presente muestra un valor de 0,825 (tras tener en cuenta las variables DEP y E) frente a 0,0277 de la renta futura esperada. Mientras que aquél resulta estadísticamente significativo, este último no. Este resultado es similar al obtenido por Ando *et al.*(1994), respaldando de alguna forma la previsión teórica acerca de que los hogares muy jóvenes encuentran dificultades para anticipar en sus decisiones de consumo el valor de la renta futura. No obstante esa dificultad, el comportamiento de este colectivo está lejos de calificarse de miope. El inusualmente alto valor y la significatividad estadística de la variable riqueza indica que este colectivo de familias tiene en cuenta el futuro, algo que por otra parte no se puede aseverar atendiendo únicamente a la variable renta futura esperada. El elevado valor del parámetro asociado a la riqueza indicaría que los hogares muy jóvenes ajustan rápidamente con sus decisiones de consumo y ahorro cualquier diferencia entre el patrón efectivo de acumulación de riqueza y el patrón deseado.

El conjunto de hogares jóvenes entre 30 y 34 años muestra una menor propensión marginal a consumir a partir de la renta presente, 0,676 (tras tener en cuenta las variables DEP y E), mientras que la renta futura toma un valor notablemente más alto que en el colectivo anterior al tiempo que resulta ser estadísticamente significativa. También en este caso la variable riqueza juega un papel destacado en la explicación del consumo, tanto si atendemos al valor el coeficiente como a su significatividad.

Los resultados obtenidos hasta el momento están en consonancia con los de Ando *et al.* (1994) en el sentido de que la variable renta futura esperada no parece ejercer un efecto estadísticamente relevante en las decisiones de consumo presente de los hogares muy jóvenes pero sí cuando esos hogares son más maduros, aunque aún relativamente jóvenes. Dos explicaciones teóricas se verían avaladas por estos resultados. Por un lado, de existir restricciones al endeudamiento para los hogares

jóvenes, éstas serían particularmente efectivas de cara a las familias más jóvenes mientras que las de edad más avanzada, aunque aún jóvenes, no se verían muy afectadas por tales imperfecciones en los mercados financieros. En segundo lugar, siguiendo el modelo teórico propuesto por estos autores, los hogares muy jóvenes se encontrarían en las primeras etapas de su proceso de aprendizaje social, intentando descubrir su nicho social y sus auténticas preferencias. Si es cierto que el consumo en estadios biográficos posteriores lleva asociado externalidades positivas que no se pueden obtener cuando se es muy joven, en ese caso las familias tendrían un claro incentivo para posponer su consumo presente hasta momentos posteriores. Esta postergación del consumo presente para los hogares muy jóvenes se vería reflejada en la no significatividad de la renta futura esperada, mientras que en los hogares entre 30-34 años, más próximos a sus respectivos nichos sociales finales, podrían encontrar óptimo anticipar la mayor renta futura esperada.

Para contrastar la robustez de los resultados obtenidos, y siguiendo el análisis que hace Ando *et al.* (1994) para los datos de la economía italiana, realizamos en esta ocasión la estimación dividiendo las variables continuas por una predicción de la renta permanente⁴⁵, en lugar de dividir por la renta del periodo. Los resultados aparecen recogidos en el cuadro 3.6. A diferencia del primer caso, en la ecuación de consumo introducimos como variables explicativas la renta permanente e interacciones de ésta con la edad del sustentador principal, con el número de miembros en la familia y con el número de individuos en el hogar que son económicamente dependientes, la renta transitoria y la renta futura esperada.

⁴⁵ La ecuación de ingresos utilizada para predecir la renta permanente de los hogares en 1980, aparece recogida en Núñez (2006) y está disponible bajo petición del interesado.

CUADRO 3.6. *Dependencia del consumo de los hogares jóvenes de la renta permanente, la riqueza y la renta futura esperada*

Variable dependiente: Gasto total del hogar en 1980						
	25-34		25-29		30-34	
	<i>Coef.</i>	<i>t-ratio</i>	<i>Coef.</i>	<i>t-ratio</i>	<i>Coef.</i>	<i>t-ratio</i>
Const	190453,4	(6,25)	153939,4	(2,79)	176090,1	(5,19)
YP80	0,8	(5,38)	1,338	(4,00)	0,692	(2,06)
	-0,0116E	(-2,15)	-0,0287E	(-2,23)	-0,0023E	(-0,23)
	0,0576CAP	(1,67)	0,118CAP	(2,63)	0,0174CAP	(0,48)
	-0,0158DEP	(-0,48)	-0,0484DEP	(-1,20)	0,0071DEP	(0,20)
YT80	0,567	(7,13)	0,561	(8,72)	0,551	(6,85)
EY90	0,222	(2,67)	0,101	(1,04)	0,172	(2,30)
W80	0,161	(8,02)	0,149	(6,06)	0,163	(6,19)
Obs.	3.152		1.178		1.974	
R²	0,266		0,289		0,236	
Media de:	E=30,294 CAP=3,858 DEP=2,517		E=27,281 CAP=3,428 DEP=2,057		E=32,091 CAP=4,114 DEP=2,791	

Nota:

DEP: Número de personas dependientes en el hogar.

E: Edad del sustentador principal

CAP: Número de miembros del hogar.

YP80: renta permanente de 1980. Es el valor ajustado o predicho de la ecuación de ingresos estimada que aparece en el apéndice B2 de este capítulo.

YT80: renta transitoria de 1980. Es el residuo de la ecuación de ingresos estimada, que aparece en el apéndice B2 de este capítulo.

W80: riqueza del hogar en 1980. Corresponde a la primera definición de riqueza que se obtiene para ese año, es decir, es el valor resultante de actualizar los alquileres imputados por viviendas en propiedad o cedidas gratuitamente por razones distintas del trabajo (riqueza inmobiliaria), y de la actualización de los ingresos ordinarios por rentas del capital y la propiedad (riqueza inmobiliaria)

Entre paréntesis los t-ratios calculados con errores estandar robustos a heteroscedasticidad obtenidos por el método de White (1980).

Cuando consideramos el conjunto de la muestra se obtiene que, atendiendo a su significatividad estadística, renta permanente, renta transitoria, renta futura esperada y riqueza tiene una notable capacidad para explicar las variaciones del consumo del hogar. La propensión marginal a consumir a partir de la renta

permanente tiene un valor de 0,631 frente a una propensión a partir de la renta transitoria de 0,567⁴⁶. Por grupos de edad, el parámetro asociado a la renta permanente, tras considerar el valor medio de las variables de interacción, es más alto en los hogares muy jóvenes que en los de edades más avanzadas. Las variables representativas de un comportamiento intertemporal optimizador, la renta esperada y la riqueza, consiguen valores elevados y se estiman con precisión. En relación con el coeficiente que acompaña a la riqueza, presenta un valor próximo al obtenido en la especificación anterior, y muy elevado en relación a lo que se obtiene habitualmente en la literatura⁴⁷. Debe aceptarse con las debidas precauciones puesto que se trata de una variable elaborada, esto es, obtenida a partir de la actualización de flujos de renta, y cabe esperar que presente un notable error de medida.

En cuanto a la estimación del parámetro asociado a la variable de renta esperada, su valor entra dentro del rango de valores obtenido por Ando *et. al.* (1994). En este caso, de cara a aceptar o refutar el modelo teórico propuesto por estos autores, lo que interesa es considerar el valor y la significación estadística en las dos submuestras de hogares jóvenes. El patrón de comportamiento es similar al encontrado con la especificación anterior, es decir, en el colectivo de hogares muy jóvenes, la propensión a consumir a partir de la renta futura esperada es inferior a la que se obtiene para el colectivo de hogares entre 30 y 34 años. Para un nivel de significación del 5 por ciento no podemos rechazar la hipótesis de que ese coeficiente es igual a cero en la primera submuestra, mientras que en la segunda esa hipótesis queda ampliamente descartada. Son por tanto los hogares jóvenes más mayores los que muestran claros signos de mantener patrones de consumo suavizados, mientras

⁴⁶ El elevado valor y la significatividad estadística de coeficiente que acompaña a la renta transitoria, tiene una interpretación en términos de la Teoría de la Renta Permanente. Tal como indicábamos en el subepígrafe 3.1, el elevado valor obtenido debe entenderse como una prueba de la dificultad que tienen los hogares jóvenes para aislar su consumo de elementos transitorios contenidos en la renta del periodo.

⁴⁷ A modo de ejemplo, Ando *et al.* (1994) obtienen valores entre 0,020 y 0,05, dependiendo del tipo de especificación. Carroll (1994) presenta incluso valores negativos para la propensión a consumir a partir de la riqueza, dentro del rango -0,007 hasta 0,015. Cortazar (1996) ofrece estimaciones del orden de 0,02 con datos de la EBPF 80-81 y del 0,135 con datos de la EBPF 90-91.

que los más jóvenes parecen no anticipar en sus decisiones de consumo presente la mayor renta futura.

A modo de resumen, podemos concluir esta sección indicando que la evidencia empírica disponible permite apoyar la hipótesis de que los hogares jóvenes muestran un comportamiento diferenciado en cuanto a su capacidad y/o voluntad para suavizar el consumo o para anticipar en sus decisiones de consumo presente la mayor renta futura. De las dos especificaciones empleadas se deduce que los hogares muy jóvenes no tienen en cuenta la renta futura a la hora de determinar sus niveles de gasto, optando por postergar hasta momentos posteriores la consecución de niveles más altos de consumo, mientras que en el caso de los hogares entre 30 y 34, los signos de actuación tendente a suavizar los niveles de consumo son más claros. No obstante, sólo los resultados obtenidos con la segunda especificación nos permiten ser relativamente concluyentes.

3.3 Análisis de la relación ahorro-crecimiento de la renta

El modelo teórico

El modelo básico de Renta Permanente-Ciclo Vital con expectativas racionales ofrece como predicción fundamental la existencia de una correlación negativa entre crecimiento económico y tasa de ahorro⁴⁸. La modificación de ese modelo para incorporar la existencia de restricciones de liquidez, ahorro preventivo y

⁴⁸ A lo largo de este capítulo hemos utilizado como análogos los términos renta permanente y ciclo vital. Es precisamente en cuanto a la relación entre crecimiento de la renta y ahorro que ambas teorías presentan diferencias más claras. A partir del modelo de Renta Permanente, tal como lo expone Flavin (1981), se puede deducir la ecuación de días lluviosos (*the rainy day equation*) de Campbell (1987), en la que la tasa de ahorro del hogar depende negativamente del crecimiento futuro esperado de la renta. Por su parte, la Teoría del Ciclo Vital en su formulación más básica, obtiene una relación positiva entre crecimiento de la economía y la tasa agregada de ahorro. Pero, como remarca Deaton (1999), esa relación es fruto de un efecto de agregación, dado que el crecimiento en este modelo tiene lugar entre generaciones y no a lo largo del ciclo vital de un individuo u hogar. De hecho, el modelo asume que los individuos no anticipan la mayor renta futura de manera que, ante un perfil de ingresos situado por encima del consumo y siendo éste constante, se puede derivar el perfil de ahorro en forma de U necesario para deducir la relación positiva en términos agregados.

hábitos en el consumo, puede invertir esa relación haciendo aparecer correlaciones positivas entre ambas variables. Es precisamente para el colectivo de hogares jóvenes para el que es más probable que elevadas tasas de crecimiento de la renta estén asociadas a elevadas tasas de ahorro⁴⁹. Y ello por tres razones. En primer lugar, dado que estos individuos enfrentan un perfil de renta con pendiente positiva, son los principales candidatos a anticipar la mayor renta futura, teniendo que soportar las restricciones de liquidez con mayor probabilidad que cualquier otro colectivo. En segundo lugar, tener horizontes de planificación más dilatados que otros hogares hace que también tengan que hacer frente a una más elevada incertidumbre en cuanto a la evolución de su renta futura, estando por tanto más inclinados a realizar ahorro por motivo precaución. En tercer lugar, si el consumo contiene elementos de carácter habituacional, será más caro para los hogares jóvenes puesto que los hábitos han de ser alimentados durante un periodo de vida más prolongado.

En este subapartado se indaga sobre la relación entre ahorro y crecimiento de la renta⁵⁰. A partir de datos microeconómicos pretendemos dilucidar si el comportamiento revelado por los hogares jóvenes en sus decisiones de consumo y ahorro respaldaría un modelo teórico que tenga como predicción fundamental la existencia de una senda estable de consumo a lo largo de los primeros años de vida laboral (o lo que es lo mismo, una relación negativa entre crecimiento de la renta y ahorro) o si, por el contrario, es más razonable suponer la existencia de restricciones de liquidez, ahorro preventivo o hábitos en el consumo, que fueren a los hogares jóvenes a presentar sendas de consumo no suavizadas (esto es, la existencia de una relación nula o positiva entre ahorro y crecimiento de la renta del hogar).

La especificación econométrica a estimar sería de la forma:

⁴⁹ Carroll y Weil (1994) hacen un extenso repaso a las razones teóricas que justifican una relación positiva entre ahorro y crecimiento.

⁵⁰ Distintos trabajos abordan el estudio de esta relación a nivel microeconómico. Desde un punto de vista teórico puede verse Deaton (1992, cap: 2). Desde una perspectiva empírica, referencias útiles son: Carroll y Weil (1994), Deaton y Paxson (1994), Paxson (1996), Deaton y Paxson (2000) y Carroll *et al.* (2000).

$$S_i = \beta_0 + \beta_1 g_{yi} + \beta_2' Q_i + e_i, \quad (35)$$

donde S_i es la tasa de ahorro del hogar, g_{yi} es el componente predecible del crecimiento de la renta del hogar i , y Q_i recogería un conjunto de variables idiosincrásicas que plausiblemente estarían relacionadas con la tasa de ahorro del hogar.

La principal dificultad que nos encontramos a la hora de estimar una relación como la (35), es la falta de observaciones referidas al mismo hogar en dos instantes del tiempo, condición necesaria para disponer de una tasa de crecimiento esperado de la renta. Siguiendo a Carroll y Weil (1994), procedemos a construir una estimación del crecimiento esperado de la renta de cada hogar utilizando la renta de hogares que presentan igual categoría educacional y ocupacional pero que están más adelantados en sus ciclos biográficos. Más en concreto, procedemos como primera etapa a estimar por MCO una ecuación de ingresos de la forma:

$$\ln Y_i = D_i \pi + Edad_i D_i \gamma + u_i, \quad (36)$$

siendo D_{ij} un conjunto de variables ficticias indicativas del nivel educativo y de la ocupación del hogar i -ésimo, y $Edad_i$ la edad del sustentador principal de dicho hogar. Al estar la variable explicativa en logaritmos, la tasa esperada de crecimiento de la renta del hogar i vendría dada por la expresión $\hat{g}_y = D_i \hat{\gamma}$, siendo ésta la variable que utilizaremos para estimar la ecuación de ahorro. El procedimiento, tal como indican estos autores, supone en cierto modo estimar la ecuación de ahorro en dos etapas, pero con la salvedad de que en la primera etapa la variable crecimiento de la renta nunca se observa directamente⁵¹.

En la estimación de la ecuación de ingresos decidimos utilizar dos muestras. La primera de ellas estaba limitada a hogares cuyo sustentador principal tenía una

⁵¹ Las ecuaciones de ingresos, a partir de las cuales se extraen las tasas esperadas de crecimiento de la renta, aparecen recogidas en Núñez (2006) y están disponibles a petición del lector interesado.

edad entre 25 y 34 años. El parámetro γ estimado, $\widehat{\gamma}_{joven}^{(a)}$ nos permitiría en principio derivar el crecimiento esperado de la renta durante la etapa más temprana del ciclo vital, $\widehat{g}_{joven}^{(a)}$. Como segunda muestra se utilizó el segmento de hogares con sustentador principal entre 25 y 65 años, obteniéndose $\widehat{\gamma}_{joven}^{(b)}$. Este vector de parámetros fue utilizado posteriormente para predecir el crecimiento de la renta en hogares con sustentadores entre 25 y 34 años, esto es, $\widehat{g}_{joven}^{(b)}$. La razón de proceder de esta manera fue disponer de dos medidas alternativas de la parte predecible del crecimiento de la renta de cada hogar. La calidad de las tasas de crecimiento estimadas dependía de la exactitud o precisión con las que se obtenían los parámetros $\widehat{\gamma}_{joven}^{(a)}$ y $\widehat{\gamma}_{joven}^{(b)}$, y esa precisión era mayor cuanto más grande era el tamaño muestral⁵². Al igual que los autores que nos sirven de referencia en esta parte, nos parece razonable suponer que $\widehat{g}_{joven}^{(b)}$ mide de manera más fidedigna el auténtico crecimiento esperado de la renta, incluso para hogares situados en la primera etapa del ciclo vital.

Datos y definición de variables

En cuanto a los datos y variables construidos, son los mismos que los descritos en el subepígrafe 3.1. A diferencia de lo ocurrido en el apartado anterior, en este caso las ecuaciones de ahorro se estiman de manera independiente para cada encuesta, de forma que no fue necesario deflactar los datos monetarios de ninguna de ellas ni utilizar la variable homogeneizada de categoría socioeconómica. Por otro lado, la variable tasa de ahorro se obtuvo mediante la aproximación $LnY_i - LnC$. Las dos encuestas ofrecían la posibilidad de obtener una medida del ahorro del hogar como diferencia entre partidas de ahorro y desahorro. Decidimos no hacer uso de

⁵² En ambas muestras se estimó la ecuación de ingresos y se realizó un test de significación conjunta sobre los parámetros γ . Con datos de la EBPF 80-81 los estadísticos muestrales obtenidos fueron 3,14 (muestra 25-34) y 22,5 (muestra 25-65) mientras que con datos de la EBPF 90-91, los resultados fueron 4,80 y 75,29, respectivamente. En todos los casos se rechaza la hipótesis nula de que esos parámetros son cero, aunque con mucha más rotundidad en el caso de la muestra grande que en el de la muestra pequeña.

esos datos por la gran cantidad de valores ausentes que el encuestador sustituía de forma inmediata por ceros. Adicionalmente, el dato de ahorro del hogar obtenido a partir de las encuestas no estaba exento de errores, siendo en la mayoría de los casos sustancialmente distinto del que se derivaba de la diferencia entre la renta y consumo.

En cuanto a las restricciones muestrales, el colectivo de población estudiado se limita a los hogares cuyo sustentador principal tenía entre 25 y 34 años de edad. Aun cuando se utilizó los hogares de hasta 65 años para estimar los coeficientes de la ecuación de ingresos, las tasas de crecimiento de la renta del hogar se obtuvieron únicamente para el segmento joven de población. Se excluyó asimismo los hogares en los que el sustentador principal era soltero, asumiéndose en consecuencia que el estado civil del matrimonio no cambiaba a lo largo de esa etapa de su ciclo vital. También se eliminaron los hogares situados por debajo del percentil 5 en las distribuciones de renta y consumo. Con ello se pretendía eliminar posibles observaciones atípicas que de otra forma habrían influenciado indebidamente los resultados. Finalmente se suprimieron aquellos hogares en los que el sustentador principal presentaba una situación laboral distinta de la de ocupado⁵³.

Estimación y resultados

Los resultados de la estimación de la ecuación de ahorro aparecen recogidos en los cuadros 3.7 y 3.8.

⁵³ Al introducir esta restricción en las muestras, la variable condición socioeconómica perdió en cada encuesta una categoría.

CUADRO 3.7. *Regresión de las tasas de ahorro individuales sobre el crecimiento esperado de la renta. EBPF 80-81*

Variable dependiente: tasa de ahorro

Reg.	Cte	t-ratio	\hat{g}_y	t-ratio	Edad	t-ratio	Log(Y)	t-ratio	Log(C)	t-ratio	OID ^d
1	-0,326	-3,58	3,69	4,49 ^a	0,0004	0,14	-	-	-	-	-
2	-3,093	-7,37	0,72	0,85	-0,002	-0,73	0,215	6,75	-	-	33,87
3	-2,881	-4,46	1,73	1,71 ^c	-0,0017	-0,51	-	-	0,194	4,03	34,45
4	-0,334	-3,43	7,75	1,64 ^c	0,001	0,31	-	-	-	-	-
5	-3,272	-8,90	5,18	1,25	-0,002	-0,75	0,226	8,32	-	-	32,30
6	-3,417	-5,75	6,93	1,33	-0,002	-0,6	-	-	0,232	5,35	32,95

Notas:

La variable dependiente tasa de ahorro se aproxima como $\log(\text{renta}) - \log(\text{consumo})$.

Los errores estandar se obtienen en todos los casos aplicando el ajuste de White (1980) para hacerlos robustos a heteroscedasticidad. Número de observaciones: 2895.

a) Significativo al 1%

b) Significativo al 5%

c) Significativo al 10%

d) Contraste de restricciones de sobreidentificación. El valor crítico para un nivel de significación del 5% de una Chi2 con 13 grados de libertad es 22,362. La obtención de este estadístico se realiza por el método robusto a heteroscedasticidad propuesto por Wooldridge (2002)

Las estimaciones (1) a (3) tienen como variable explicativa $\hat{g}_{joven}^{(a)}$, mientras que las estimaciones (4) a (6) utilizan en su lugar $\hat{g}_{joven}^{(b)}$. Por otro lado, las regresiones uno y cuatro se realizan por MCO mientras que las restantes se estiman empleando variables instrumentales, donde los instrumentos son las mismas variables de edad, educación y ocupación que sirvieron para estimar las ecuaciones de ingresos.

Como primer resultado destacable podemos indicar que en prácticamente todas las estimaciones se observa una relación positiva entre el crecimiento esperado de la renta y la tasa de ahorro que presenta el hogar; la única excepción a este

resultado sería el coeficiente negativo conseguido en la especificación cuatro del cuadro 3.8.

Al igual que sucede en el trabajo que nos sirve de referencia, Carroll y Weil (1994), los parámetros estimados presentan mayores valores absolutos cuando la variable explicativa es $\widehat{g}_{joven}^{(b)}$ que cuando es $\widehat{g}_{joven}^{(a)}$. Estos autores interpretan este hecho en el sentido de considerar que esta última tasa de crecimiento ofrece una más pobre estimación de la verdadera tasa de crecimiento de la renta de los hogares que $\widehat{g}_{joven}^{(b)}$. De alguna forma, la metodología utilizada no es suficientemente potente para identificar diferencias en las tasas de crecimiento por niveles educativos o tipos de ocupación, cuando se aplica sobre la submuestra reducida.

Si atendemos a la precisión de las estimaciones, los mayores valores absolutos no van acompañados de mayor significatividad estadística. La pauta constatada parece ser más bien la contraria. Cuando la tasa de crecimiento empleada es $\widehat{g}_{joven}^{(a)}$, en cinco de las seis regresiones se obtienen estimaciones con algún nivel de significación estadística, mientras que cuando se utiliza $\widehat{g}_{joven}^{(b)}$, en sólo dos ocasiones sucede eso.

Si utilizamos como valoración general de las ecuaciones estimadas el contraste de restricciones de sobreidentificación, los resultados son contrapuestos. Con datos de la EBPF 80-81, el estadístico muestral superaba con creces el valor crítico, de forma que se rechazaba la hipótesis nula de correcta especificación del modelo⁵⁴. Desde un punto de vista econométrico, los instrumentos utilizados presentan cierta correlación con los residuos del modelo estructural, considerándose por tanto que éstos contienen valor informativo o estructura que no ha sido

⁵⁴ En sentido estricto, un contraste de restricciones de sobreidentificación evalúa la exogeneidad o no correlación de un subconjunto de instrumentos en relación con la perturbación aleatoria del modelo estructural. Rechazar las restricciones llevaría a albergar dudas sobre la propia consistencia de las estimaciones por variables instrumentales. Es habitual colegir a partir de este rechazo que existe un problema de error de especificación de modelo en términos de omisión de alguna variable relevante o bien que los instrumentos no son exógenos.

explícitamente controlada en la ecuación estructural; se piensa pues que se ha omitido alguna variable relevante en el modelo o bien que los instrumentos no son adecuados. En nuestro caso este hecho sería especialmente preocupante si tenemos en cuenta que, además de la tasa de crecimiento de la renta, en el modelo estructural hemos introducido la renta y el consumo como variables *proxies* de la renta permanente del hogar, y ello no parece ser suficiente para obtener un ruido blanco. Cuando incorporamos estas dos últimas variables, el coeficiente estimado se reduce de manera importante y sólo marginalmente presenta cierto nivel de significación (regresión (3) del cuadro 3.7).

Una explicación posible del rechazo de las restricciones de sobreidentificación apunta al hecho de que los instrumentos utilizados están correlacionados con la variable independiente *tasa de ahorro* a través de canales distintos de la renta permanente. Así, en el caso de las ficticias de educación es cierto que mayores niveles educativos pueden estar asociados a una elevada renta permanente y ésta, *ceteris paribus*, conducir a mayores tasas de ahorro. Pero igualmente la relación podría producirse por otros caminos. Por ejemplo, individuos [que encabezan hogares] con elevados niveles de estudios podrían ser particularmente pacientes en el sentido de tener tasas de preferencia temporal reducidas, presentando en consecuencia relativamente bajos niveles de consumo presente y por tanto elevadas tasas de ahorro. Mayor formación sería sinónimo de mayor paciencia y, *ceteris paribus*, es ésta la que conduce a las más elevadas tasas de ahorro.

Respecto a las variables ficticias de ocupación, lo comentado en el párrafo anterior es de aplicación. Ocupaciones de las que se deriven elevados niveles de renta permanente, pueden ser también especialmente arriesgadas. Si los individuos que ocupan tales empleos utilizan el ahorro como seguro frente a contingencias imprevistas, podría establecerse otro canal de influencia de la ocupación sobre el ahorro distinto del nivel de renta permanente.

Presumiblemente, la inclusión en la ecuación estructural de variables representativas del grado de impaciencia del hogar y de su aversión al riesgo, deberían conducir al no rechazo de la hipótesis nula de correcta especificación del modelo⁵⁵.

CUADRO 3.8. *Regresión de las tasas de ahorro individuales sobre el crecimiento esperado de la renta. EBPF 90-91*

Variable dependiente: tasa de ahorro

Reg.	Cte	t-ratio	g_y	t-ratio	Edad	t-ratio	Log(Y)	t-ratio	Log(C)	t-ratio	OID ^d
1	-0,457	-4,16	4,09	6,02 ^a	0,0078	2,19	-	-	-	-	-
2	-4,900	-8,20	1,24	1,76 ^c	0,0004	0,13	0,325	7,47	-	-	6,272
3	-6,710	-5,19	2,02	2,11 ^b	0,0012	0,25	-	-	0,442	4,83	6,373
4	-0,236	-2,01	-13,37	-3,90 ^a	0,0081	2,26	-	-	-	-	-
5	-5,768	-9,40	3,08	0,88	-0,0007	-0,22	0,386	9,03	-	-	9,077
6	-8,461	-5,43	3,14	0,55	-0,0002	-0,05	-	-	0,565	5,26	9,461

Notas:

La variable dependiente tasa de ahorro se aproxima como $\log(\text{renta}) - \log(\text{consumo})$.

Los errores estandar se obtienen en todos los casos aplicando el ajuste de White (1980) para hacerlos robustos a heteroscedasticidad. Número de observaciones: 2174.

a) Significativo al 1%

b) Significativo al 5%

c) Significativo al 10%

d) Contraste de restricciones de sobreidentificación. El valor crítico para un nivel de significación del 5% de una Chi2 con 9 grados de libertad es 16,918. La obtención de este estadístico se realiza por el método robusto a heteroscedasticidad propuesto por Wooldridge (2002).

Los resultados obtenidos con datos de la EBPF 90-91, (véase cuadro 3.8) son más optimistas en cuanto a la correcta especificación del modelo. En todas las

⁵⁵ En la práctica decidimos no incluir las proxies de impaciencia o aversión al riesgo, por dos razones. En primer lugar, la especificación más parsimoniosa que empleamos nosotros parecía dar buenos resultados en términos del contraste OID cuando se aplicaba a datos de la EBPF 90-91. La inclusión de aquellas variables habría imposibilitado la comparación de resultados. En segundo lugar, tras muchos intentos, resultó infructuosa la obtención de ese tipo de variables que ayudasen a aumentar la eficiencia de los estimadores.

estimaciones por variables instrumentales el contraste OID da valores muestrales que no permiten rechazar la hipótesis nula de exogeneidad del conjunto de instrumentos utilizados. Respecto a la relación tasa de ahorro-crecimiento de la renta, cuando utilizamos la variable $\widehat{g}_{joven}^{(a)}$, se obtienen correlaciones positivas, con estimaciones paramétricas razonablemente precisas. La inclusión de variables representativas de la renta permanente del hogar disminuye el coeficiente de la variable *tasa de crecimiento* y los *t-ratios*, pero no hasta el punto de invertir el signo de la relación y anular su significación estadística. Cuando la ecuación de ahorro se estima utilizando como regresor el crecimiento de la renta obtenido a partir de una ecuación de ingresos para el colectivo de hogares entre 25 y 65 años, los resultados son en cierto sentido decepcionantes. La única regresión que genera una estimación estadísticamente significativa, presenta un signo negativo para la relación entre tasa de ahorro-crecimiento de la renta. Desde un punto de vista teórico, esto es lo que sería de esperar en un modelo de Renta Permanente-Ciclo Vital con expectativas racionales, si el hogar no está sujeto a restricciones de liquidez, si no existe ahorro preventivo y si el consumo no presenta elementos habituales.

Aun cuando teóricamente fuese aceptable esa relación negativa, hay que contemplar el resultado de la regresión (4) con cierta cautela. En primer lugar, si extendemos la estimación de la ecuación de ahorro al colectivo de población entre 25 y 65 años, aparece una correlación positiva. En segundo lugar, cuando ampliamos la especificación para tomar en consideración la renta permanente del hogar, vuelve a aparecer el signo positivo encontrado en las regresiones (1) a (3).

Concluimos pues este subepígrafe indicando que los datos disponibles parecen avalar hasta cierto punto la idea de que los hogares jóvenes presentan una relación positiva entre la tasa de ahorro y el crecimiento esperado de su renta. Con datos de la EBPF 80-81 se obtienen correlaciones positivas entre ambas variables pero la parquedad del modelo estimado impide considerar como correcta la especificación planteada. Cuando la muestra utilizada es la EBPF 90-91, se sigue obteniendo, salvo en la regresión (4), una relación positiva entre las variables de

interés; el contraste utilizado no nos lleva a pensar en una incorrecta especificación del modelo.

4. CONCLUSIONES

A lo largo de este trabajo se realiza un estudio del comportamiento consumidor y ahorrador de los hogares jóvenes encabezados por un sustentador principal con edad comprendida entre los 25 y los 34 años. Para ello se utiliza datos de la Encuesta Básica de Presupuestos Familiares, en sus ediciones de 1980-81 y 1990-91. De lo expuesto a lo largo del mismo queremos destacar:

1. Las decisiones de consumo y ahorro de los hogares jóvenes han sido poco estudiadas tanto en la literatura nacional como internacional. Sea por indefinición teórica, por no ser relevante para contrastar un modelo teórico concreto o por limitaciones del análisis de agente representativo sobre datos agregados, lo cierto es que este colectivo de población no ha suscitado el interés de la literatura.
2. La conducta consumidora de los hogares jóvenes está condicionada por cuatro factores, a saber: por la existencia de restricciones de liquidez, por la necesidad de acumular una proporción de activos líquidos como paso previo para conseguir financiación para adquirir una vivienda, por el deseo de crear unos activos amortiguadores con los que hacer frente a situaciones de incertidumbre, y por la existencia de hábitos que crean una relación de complementariedad entre el consumo corriente y el consumo pasado.
3. Tras la conveniente modificación de los datos originales de las EBPF 80-81 y EBPF 90-91, para hacer coincidir los agregados muestrales de renta y consumo con los agregados de Contabilidad Nacional, se observa que: a) las familias jóvenes presentan niveles y tasas positivas de ahorro, b) la renta y el consumo tienen un perfil en forma de U invertida, sin una clara separación entre ambas magnitudes, c) el ahorro está correlacionado positivamente con la renta, la riqueza y el nivel educativo alcanzado por el sustentador principal, y, d), el acelerado crecimiento de la tasa de

propiedad de la vivienda en la fase joven del ciclo biográfico es indicativo del notable esfuerzo ahorrador realizado por este tipo de hogares.

4. El análisis de función de consumo indica que cuando se introduce una variable ficticia representativa del grupo de edad joven, ésta toma un signo negativo y una elevada significación estadística. Es decir, los hogares jóvenes mantienen un nivel medio de consumo inferior al del grupo de población que le precede en el ciclo vital. Cuando se introduce adicionalmente como variable explicativa la interacción de la ficticia joven con la variable de renta permanente, se observa que el comportamiento diferencial del colectivo de población joven se concreta en presentar una ordenada en el origen mayor que la del grupo de referencia, mientras que la propensión marginal a consumir a partir de la renta permanente es menor.

5. El colectivo de hogares muy jóvenes no tiene en consideración la renta futura esperada en sus decisiones de consumo corriente, mientras que el subgrupo de jóvenes más próximos a la madurez sí tiene en cuenta en sus decisiones de consumo esa variable. Son por tanto los hogares muy jóvenes los que se verían especialmente afectados por las restricciones de liquidez, la necesidad de acumular una entrada para adquirir una vivienda, el deseo de ahorrar para hacer frente a situaciones de incertidumbre, y la existencia de hábitos en el consumo.

6. Por último, cuando se estima una ecuación de ahorro-crecimiento de la renta, los resultados obtenidos muestran que en 11 casos de los 12 existe una relación positiva entre tasa de ahorro del hogar y el crecimiento de la renta. En cuanto a la significatividad estadística del coeficiente de la variable de crecimiento, en 7 de los 12 casos se obtiene alguna significación, mientras que en los 5 casos restantes el coeficiente de interés no es estadísticamente distinto de cero. Con las debidas precauciones, existe más evidencia a favor de una relación positiva entre crecimiento de la renta y tasa de ahorro que de una relación negativa, al menos para el caso de los hogares jóvenes.

BIBLIOGRAFÍA

Abel, A.B. (1990): “Asset prices under habit formation and catching up with the Joneses”. *American Economic Review*, vol.80, no. 2, págs.: 38-42.

Albarrán, P. (2000): “*Income uncertainty and precautionary saving: evidence from a household rotating panel data*”. CEMFI, documento de trabajo no. 0008, Madrid.

Alessie, R., y A. Lusardi (1997): “Consumption, saving and habit formation”. *Economics Letters*, vol. 55, págs.: 103-108.

Alonso-Colmenares, M.D., A. Lara, R. Arévalo, y J. Ruiz-Castillo (1999): “*La Encuesta de Presupuestos Familiares de 1980-81*”, mimeo. Departamento de Economía de la Universidad Carlos III de Madrid.

Altonji, J., y A. Siow (1987): “Testing the response of consumption to income changes with (noisy) panel data”. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 102, no. 2, págs.: 291-328.

Ando, A., L. Guiso, D. Terlizzese, y D. Dorsainvil (1991): “*Younger households saving: evidence from Japan and Italy*”. NBER Working Paper Series, documento de trabajo no. 3871.

Ando, A., L. Guiso, D. Terlizzese, y D. Dorsainvil (1992): “Saving among young households. Evidence from Japan and Italy”. *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 84, no. 2, págs: 233-250.

Ando, A., L. Guiso, y D. Terlizzese (1992): “*Young households’ saving and the life cycle of opportunities. Evidence from Japan and Italy*”. Banca d’Italia, Temi di discussione del Servizio Studi, documento de trabajo no. 164.

Ando, A., L. Guiso, y D. Terlizzese (1994): “Young households’ saving and the life cycle of opportunities. Evidence from Japan and Italy”, en A. Ando, L. Guiso y I. Visco (eds.), *Saving and the accumulation of wealth. Essays on Italian household and government saving behavior*, Cambridge University Press, Cambridge.

Arévalo, R., M. T. Cardelús, y J. Ruiz-Castillo (1998): “*La Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990-91*”, mimeo. Departamento de Economía de la Universidad Carlos III de Madrid.

-
- Artle, B., y P. Varaiya (1978):** “Life cycle consumption and homeownership”. *Journal of Economics Theory*, vol. 18, págs.: 38-58.
- Attanasio O.P. (1994):** “Personal saving in the United States”, en J. Poterba (editor), *International comparisons of household saving*, The University of Chicago Press, Chicago.
- Attanasio, O. (1999):** “Consumption”, en J.B. Taylor y M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics vol. I*, Elsevier Science, Amsterdam.
- Attanasio, O. y S. Davis (1994):** “Relative wage movements and the distribution of consumption”, NBER, documento de trabajo no. 4771, Cambridge.
- Attanasio, O., L. Picci, y A. Scorcu (2000):** “Saving, growth, and investment: a macroeconomic analysis using a panel of countries”. *Review of Economics and Statistics*, vol. 82, no. 2, págs.: 182-211.
- Attanasio, O., y G. Weber (1993):** “Consumption growth, interest rate and aggregation”. *Review of Economic Studies*, vol. 60, págs.: 631-649.
- Attanasio, O., y G. Weber (1995):** “Is consumption growth consistent with intertemporal optimization?. Evidence from the Consumer Expenditure Survey”. *Journal of Political Economy*, vol. 103, no. 6, págs.: 1121-1157.
- Attanasio, O., y M. Browning (1995):** “Consumption over the life cycle and over the business cycle”. *American Economic Review*, vol. 85, no. 5, págs: 1118-1137.
- Banks, J., R. Blundell, y A. Brugiavini (2001):** “Risk pooling, precautionary saving and consumption growth”. *Review of Economic Studies*, vol. 68, págs.: 757-779.
- Benito, A. (2002):** “Does job insecurity affect household consumption?”. Servicio de Estudios del Banco de España, documento de trabajo no. 0225, Madrid.
- Bester, H. (1984):** “Screening vs rationing in credit markets with imperfect information”. *American Economic Review*, vol. 75, no. 4, págs: 850-855.
- Blanchard, O., y N.G. Mankiw (1988):** “Consumption: beyond certainty equivalence”. *American Economic Review. Papers and Proceedings*, vol. 78, no. 2, págs.: 173-177.

-
- Blanchard, O.J. y S. Fischer (1989):** *Lectures on Macroeconomics*. The MIT Press, Cambridge.
- Blundell, R., M. Browning y C. Meghir (1994):** “Consumer demand and the life-cycle allocation of household expenditure”. *Review of Economic Studies*, vol. 61, págs.: 57-81.
- Bosworth, B.P. (1993):** “Saving and investment in a global economy”. Brookings Institution, Washington, DC.
- Browning, M. y A. Lusardi (1996):** “Household saving: micro theories and micro facts”. *Journal of Economic Literature*, vol.34, págs.: 1797-1855.
- Browning, M. y M.D. Collado (2001):** “The response of expenditures to anticipated income changes: panel data estimates”. *American Economic Review*, vol. 91, no. 3. págs.: 681-692.
- Brueckner, J. (1986):** “The downpayment constraint and housing tenure choice”. *Regional Science and Urban Economics*, vol. 16, págs.: 519-525.
- Caballero, R. (1990):** “Consumption puzzles and precautionary savings”. *Journal of Monetary Economics*, vol. 25, págs.: 113-136.
- Caballero, R. (1991):** “Earnings uncertainty and aggregate wealth accumulation”. *American Economic Review*, vol. 81, no. 4, págs.: 859-971.
- Campbell, J. (1987):** “Does saving anticipate declining labor income? An alternative test of the permanent income hypothesis”. *Econometrica*, vol. 55, no. 4, págs: 1249-1273.
- Campbell, J. y J. H. Cochrane (1999):** “By force of habit: a consumption-based explanation of aggregate stock market behaviour”. *Journal of Political Economy*, vol. 107, no. 2, págs.: 205-251.
- Campos, J.A., A. Marchante, y M.A. Roperro (2004):** “¿Ahorran por motivo precaución los hogares españoles?”. *Revista Asturiana de Economía*, vol. 30, págs.: 161-176.
- Carroll, Ch (1992):** “The buffer-stock theory of saving: some macroeconomics evidence”. *Brookings Papers on Economics Activity*, vol. 2, págs.: 61-156.

-
- Carroll, Ch. (1994):** “How does future income affect current consumption?”. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, págs.: 111-148.
- Carroll, Ch. (1997):** “Buffer-stock saving and the life cycle/permanent income hypothesis”. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, no. 1, págs.: 2-55.
- Carroll, Ch. (2000):** “*Risky habits and the Marginal Propensity to Consume out of Permanent Income, or, How Much Would a Permanent Tax Cut Boost Japanese Consumption?*”. John Hopkins University, mimeo.
- Carroll, Ch. (2001):** “A theory of the consumption function, with and without liquidity constraints”. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15, no. 3, págs: 23-45.
- Carroll, Ch. y A. Samwick (1997):** “The nature of precautionary wealth”. *Journal of Monetary Economics*, vol. 40, págs.: 41-71.
- Carroll, Ch. y A. Samwick (1998):** “How important is precautionary saving?”. *Review of Economics and Statistics*, vol. 80, págs.: 410-419.
- Carroll, Ch. y D. Weil (1994):** “Saving and growth: a reinterpretation”. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 40, págs.: 133-192.
- Carroll, Ch. y L. Summers (1991):** “Consumption growth parallels income growth: some new evidence”, en B. D. Bernheim, y J.B. Shoven (eds.), *National savings and economic performance*, University of Chicago Press, Chicago, págs.: 305-343.
- Carroll, Ch., K. Dynan, y S. Krane (2003):** “Unemployment risk and precautionary wealth: evidence from households’ balance sheets”. *Review of Economics and Statistics*, vol. 85, no. 3, págs.: 586-604.
- Carroll, Ch., J. Overland, y D. Weil (2000):** “Saving and growth with habit formation”. *American Economic Review*, vol. 90, no. 3, págs.: 341-355.
- Carroll, Ch., B. Rhee, y Ch. Rhee (1999):** “Does cultural origin affect saving behaviour? Evidence from immigrants”. *Economic Development and Cultural Change*, vol. 48, nº. 1, págs: 33-50.
- Chiuri, M. C. y T. Jappelli (2003):** “Financial market imperfections and home ownership: a comparative study”. *European Economic Review*, vol. 47, págs.: 857-875.

-
- Collado, M.D. (1998):** “Separability and aggregate shocks in the lifecycle model of consumption: evidence from Spain”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 60, no. 2, págs.: 227-247.
- Constantinides, G.M. (1990):** “Habit formation: a resolution of the equity premium puzzle”. *Journal of Political Economy*, vol. 98, no. 3, págs.: 519-543.
- Cortazar, J. (1996):** “Regional effects on consumption decision: evidence from the Spanish family expenditures survey”. CEMFI, documento de trabajo nº. 9605, Madrid.
- Cutanda, A. (2002):** “La hipótesis de la renta permanente: evidencia de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares”. *Moneda y Crédito*, vol. 215, págs.: 145-165.
- Cutanda, A. (2003):** “An empirical investigation of the effect of borrowing constraints on Spanish consumption”. *Spanish Economic Review*, vol. 5, págs.: 63-84.
- Dardanoni V. (1991):** “Precautionary savings under income uncertainty: a cross-sectional analysis”. *Applied Economics*, vol. 23, págs.: 153-160.
- Davis, M., y M. Palumbo (2001):** “A primer on the economics and time series econometrics of wealth effects”. Financial and Economics Discussion Series, Federal Reserve Borrada, documento de trabajo no. 2001-09.
- Deaton, A. (1991):** “Saving and liquidity constraints”. *Econometrica*, vol. 59, págs.: 1221-1248.
- Deaton, A. (1992):** *Understanding Consumption*. Clarendon Press, Oxford.
- Deaton, A. (1997):** *The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy*. The Johns Hopkins University Press, Baltimore, USA.
- Deaton, A. (1999):** “Saving and growth”, en K. Schmidt-Hebbel y L. Servén, (eds.), *The economics of saving and growth. Theory, evidence, and implications for policy*, Cambridge University Press, Cambridge, U.K. págs., 33-70.
- Deaton, A., y Ch Paxson (1994):** “Saving, growth, and aging in Taiwan”, en D.A. Wise (ed.), *Studies in the economics of aging*, Chicago University Press, Chicago, págs.: 331-357.

-
- Deaton, A., y Ch. Paxson (2000):** “Growth and saving among individuals and households”. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 82, no. 2, págs: 212-225.
- DeJuan, J., y J. Seater (1999):** “The permanent income hypothesis: evidence from the consumer expenditure survey”. *Journal of Monetary Economics*, vol. 43, págs: 351-376.
- Del Olmo, M. (1996):** “Separabilidad entre consumo duradero y no duradero: resultados microeconómicos para España”. *Moneda y Crédito*, no. 203, págs. 85-122.
- Drèze, J. y F. Modigliani (1972):** “Consumption under uncertainty”. *Journal of Economic Theory*, vol. 5, págs.: 308-335.
- Duesenberry, J. (1972):** *La renta, el ahorro y la teoría del comportamiento de los consumidores*. Alianza Editorial, Madrid.
- Dynan, K. (1993):** “How prudent are consumers?”. *Journal of Political Economy*, vol. 101, no. 6, págs.: 1104-1113.
- Eberly, J. (1994):** “Adjustment of consumers’ durables stocks: evidence from automobile purchases”. *Journal of Political Economy*, vol. 102, no. 3, págs.: 403-436.
- Edwards, S. (1996):** “Why are Latin America’s savings rates so low? An international comparative analysis”. *Journal of Development Economics*, vol. 51, págs.: 5-44.
- Engelhardt, G. (1994):** “House price and the decision to save for downpayments”. *Journal of Urban Economics*, vol. 36, págs.: 209-237.
- Engelhardt, G. (1996):** “Consumption, downpayment and liquidity constraints”. *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 28, no. 2, págs.: 255-271.
- Engen, E., y J. Gruber (2001):** “Unemployment insurance and precautionary saving”. *Journal of Monetary Economics*, vol. 47, no. 4, págs.: 545-579.
- Farr, Ch., y M. J. Luengo-Prado (2001):** “*The implications of lower down payments on consumption volatility*”. Universidad Carlos III de Madrid, mimeo.
- Flavin, M. (1981):** “The adjustment of consumption to changing expectations about future income”. *Journal of Political Economy*, vol. 89, no. 51, págs.: 974-1009.

-
- Friedman, M. (1957):** *A theory of the consumption function*. Princeton: Princeton University Press.
- Friedman, M. (1963):** “Windfalls, the “horizon” and related concepts in the permanent income hypothesis”, en Carl Christ et al., (eds.), *Measurement in Economics*, Stanford: Stanford University Press, págs: 1-28.
- Fuhrer, J. (2000):** “Habit formation in consumption and its implications for monetary-policy models”. *American Economics Review*, vol. 90, n°. 3, págs.: 367-390.
- García, A. (1999):** “Consumption of Spanish households: evidence from cohort data”. *Applied Economics*, vol. 31, págs.: 841-855.
- García, R., Lusardi, A., y S. Ng (1997):** “Exceso sensitivity and asymmetries in consumption: an empirical investigation”. *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 29, no. 2, págs.: 154-176.
- Gomes, F. y A. Michaelides (2003):** “Portfolio choice with internal habit formation: a life-cycle model with uninsurable labor income risk”. *Review of Economic Dynamics*, vol. 6, págs.: 729-766.
- Gourinchas, P.O. y J. Parker (2001):** “The empirical importance of precautionary saving”. *American Economic Review. Papers and Proceedings*, vol. 91, no. 2, págs.: 406-412.
- Graham, J.W. (1987):** “International differences in saving rates and the life cycle hypothesis”. *European Economic Review*, vol. 31, págs.: 1509-1529.
- Guariglia, A. (2001):** “Saving behaviour and earnings uncertainty: evidence from the British Household Panel Survey”. *Journal of Population Economics*, vol. 14, págs.: 619-634.
- Guiso, L., T. Jappelli, y D. Terlizzese (1992):** “Earnings uncertainty and precautionary saving”. *Journal of Monetary Economics*, vol. 30, no. 2, págs.: 307-337.
- Hall, R. (1978):** “Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence”. *Journal of Political Economy*, vol. 86, no. 6, págs.: 971-987.

-
- Hall, R. (1989):** “Consumption”, en R. J. Barro (ed.), *Modern business cycle theory*, Basil Blackwell, Oxford.
- Hall, R. y R. Mishkin (1982):** “The sensitivity of consumption to transitory income: theory and evidence”. *Econometrica*, vol. 50, no. 2, págs. 461-481
- Hayashi, F. (1985a):** “The effect of liquidity constraints on consumption: a cross-sectional analysis”. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 100, págs.: 183-206.
- Hayashi, F. (1987):** “Test for liquidity constraints: a critical survey and some new observations”, en T. F. Bewley (ed.), *Advances in econometrics*, vol. 2, Cambridge University Press, Londres, págs: 91-120.
- Hayashi, F. (1997):** *Understanding saving: evidence from the United States and Japan*. The MIT Press, Massachusetts.
- Hayashi, F., Ito, T., y J. Slemrod (1988):** “Housing finance imperfections, taxation and private saving: a comparative simulation analysis of the U.S. and Japan”. *Journal of the Japanese and International Economies*, vol. 2, págs.: 215-238.
- Heckmans, J.J. (1974):** “Life cycle consumption and labor supply: an explanation of the relationship between income and consumption over the life cycle”. *American Economic Review*, vol. 64, págs: 188-194.
- Henderson, J. y Y. Ioannides (1983):** “A model of housing tenure choice”. *American Economics Review*, vol. 73, no. 1, págs.: 98-113.
- Jaffee, D. y J. Stiglitz (1990):** “Credit rationing”, en B.M. Friedman y F.H. Hahn, *Handbook of Monetary Economics*, vol. 2, Elsevier Science Publishers, Amsterdam.
- Jaffee, D. y Th. Russell (1976):** “Imperfect information, uncertainty and credit rationing”. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 90, págs: 651-666.
- Jappelli, T. y M. Pagano (1994):** “Saving, growth, and liquidity constraints”. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, págs.: 83-109.
- Jappelli, T., J. Pischke, y N. Souleles (1998):** “Testing for liquidity constraints in Euler equations with complementary data sources”. *Review of Economics and Statistics*, vol. 80, págs.: 251-262.
- Jehle, G., y P.J. Reny (2001):** *Advanced microeconomic theory*. Second edition. The Addison-Wesley, Nueva York.

-
- Jones, L. (1989):** “Current wealth and tenure choice”. *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, vol. 17, no. 1, págs.: 17-40.
- Jones, L. (1995):** “Testing the central prediction of housing tenure transition models”. *Journal of Urban Economics*, vol. 38, págs.: 50-73.
- Kazarosian, M. (1997):** “Precautionary saving. A panel study”. *Review of Economics and Statistics*, vol. 92, no. 2, págs.: 241-247.
- Keane, M. y D. Runkle (1992):** “On the estimation of panel data models with serial correlation when instruments are not strictly exogenous”. *Journal of Business and Economics Statistics*, vol. 10, no. 1, págs.: 1-9.
- Kimball, M. (1990):** “Precautionary saving in the small and in the large”. *Econometrica*, vol. 58, no. 1, págs.: 53-73.
- Kimball, M. y N.G. Mankiw (1989):** “Precautionary saving and the timing of taxes”. *Journal of Political Economy*, vol. 97, no. 4, págs.: 863-879.
- Kuehlwein; M. (1991):** “A test for the presence of precautionary saving”. *Economics Letters*, vol. 37, págs.: 471-475.
- Lahiri, A., y M. Puhakka (1998):** “Habit persistence in overlapping generations economies under pure exchange”. *Journal of Economic Theory*, vol. 78, págs.: 176-186.
- Lawrance, E. (1995):** “Consumer default and the life cycle model”. *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 27, no. 4, págs: 939-954.
- Leland, H (1968):** “Saving and uncertainty: the precautionary demand for saving”. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 82, págs.: 465-473.
- Loayza, N., K. Schmidt-Hebbel, y L. Servén (2000):** “What drives private saving across the world?”. *Review of Economics and Statistics*, vol. 82, no. 2, págs.: 165-181.
- López García, M. A. (1993):** “Imposición, subsidios a la vivienda y control de alquileres: un análisis de algunas políticas de vivienda en España”. *Revista de Economía Aplicada*, vol. 1, no. 3, págs.: 49-73.
- López-Salido, D. (1993):** “Consumo y ciclo vital: resultados para España con datos de panel”. *Investigaciones Económicas*, vol. 17, no. 2, págs. 285-312.

López-Salido, D. (1995): “*Learning about intetemporal substitution in consumption from alternative data and preferente specifications: the case of Spain*”. CEMFI documento de trabajo no. 9512, Madrid.

Lusardi, A. (1996): “Permanent income, current income and consumption: evidence from two panel data sets”. *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 14, no. 1, págs.: 81-90.

Lusardi, A. (1997): “Precautionary saving and subjective earnings variance”. *Economics Letters*, vol. 57, págs.: 319-326.

Lusardi, A. (1998): “On the importance of the precautionary saving motive”. *American Economic Review Papers and Proceedings*, vol. 88, no. 2, págs.: 449-453.

Marchante, A., B. Ortega, T. Soria, y L. Colomer (2002): “Renta, consumo y ahorro de los mayores: un análisis aplicado”. *Estudios de Economía Aplicada*, vol. 20, no. 1, págs: 197-215.

Marchante, A., B. Ortega, F. Trujillo, y L. González (1998): “El ahorro de las familias. Un análisis regional”. *Revista de Economía Aplicada*, vol. 6, no. 18, págs.: 141-156.

Mariger, R., y K. Shaw (1993): “Unanticipated aggregate disturbances and tests of the life-cycle consumption model using panel data”. *Review of Economics and Statistics*, vol. 75, no. 1, págs.: 48-56.

Meghir, C., y G. Weber (1996): “Intertemporal nonseparability or borrowing restrictions?”. A disaggregate analysis using a US consumption panel”. *Econometrica*, vol. 64, no. 5, págs.: 1151-1181.

Merediz, A., y B. Pena (1996): “La cuenta de renta de los hogares en 1973, 1980 y 1990 por autonomías, categorías socio-profesionales y clases de hábitat”, en B. Pena Trapero (dir.), *Distribución personal de la renta en España*, Ediciones Pirámide, Madrid, págs.: 189-372.

Merrigan, Ph. y M. Normandin (1996): “Precautionary saving motives: an assessment from UK time series of cross-section”. *Economic Journal*, vol. 106, págs.: 1193-1208.

-
- Messinis, G. (1999):** “Habit formation and the theory of addiction”. *Journal of Economic Surveys*, vol. 13, no. 4, págs.: 417-442.
- Milde, H. y J. G. Riley ((1988):** Signaling in credit markets”. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 10, págs.: 101-129.
- Miles, D. (1997):** “A household level study of the determinants of incomes and consumption”. *Economic Journal*, vol. 107, págs.: 1-25.
- Modigliani, F. (1966):** “The life cycle of saving, the demand for wealth and the supply of capital”. *Social Research*, vol. 33, nº. 2, págs.: 323-381.
- Modigliani, F. (1986):** “Life cycle, individual thrift, and the wealth of nations”. *American Economic Review*, vol. 76, nº. 3, págs.: 297-313.
- Muellbauer, J. (1994):** “The assessment: consumer expenditure”. *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 10 (summer 1994), págs: 1-41
- Muellbauer, J., y A. Murphy (1990):** “Is the UK balance of payments sustainable?”. *Economic Policy*, vol. 11, págs.: 345-383.
- Muellbauer, J., y R. Lattimore (1995):** “The consumption function: a theoretical and empirical overview”, en H. Pesaran y M. Wickens (eds.), *Handbook of Applied Econometrics*, Blackwell Publishers, Oxford, págs: 221-311.
- Núñez, J.A. (2006):** *Consumo y ahorro de los hogares jóvenes. Evidencia para España*. Tesis doctoral. Universidad de Málaga.
- Obstfeld, M. (1990):** “Intertemporal dependence, impatience, and dynamics”. *Journal of Monetary Economics*, vol. 26, no. 1, págs.: 45-75.
- Oliver, J. (1997):** “Ingreso, consumo y ahorro de las familias: propuesta de una metodología para la explotación de la Encuesta de Presupuestos Familiares”, Fundación FIES documento de trabajo n 132/1997. Madrid.
- Oliver, J., J.L. Raymond, y D. Pujolar (1997):** “El ahorro de las familias en España: una perspectiva de ciclo vital”. *Papeles de Economía Española*, vol. 70, págs: 55-83.
- Oliver, J., J.L. Raymond, J.L. Roig, y A. Roca (1998):** *Educación, niveles de ingreso y ahorro en la economía española*. Fundación FIES documento de trabajo no. 141/1998, Madrid.

-
- Ortalo-Magné, F. y S. Rady (1999):** “Boom in, bust out: young households and the house price cycle”. *European Economic Review*, vol. 43, págs.: 755-766.
- Pagan, A. (1984):** “Econometric issues in the analysis of regressions with generated regressors”. *International Economic Review*, vol. 25, págs.: 221-247.
- Pagano, P. (2004):** “Habit persistence and the marginal propensity to consume in Japan”. *Journal of the Japanese and International Economies*, vol. 18, págs.: 316-329.
- Paxson, Ch. (1992):** “Using weather variability to estimate the response of savings to transitory income in Thailand”. *American Economic Review*, vol. 82, no. 1, págs.: 15-33.
- Paxson, Ch. (1996):** “Saving and growth: evidence from micro data”. *European Economic Review*, vol. 40, págs.: 255-288.
- Pemberton, J. (2003):** “The application of stochastic dynamic programming methods to household consumption and saving decisions: a critical survey”, en Altug, S., Chadha, J.S. y Ch. Nolan (eds.), *Dynamic macroeconomic analysis. Theory and Policy in General Equilibrium*, Cambridge University Press, Cambridge, U.K.
- Pena, B. (1996):** *Distribución personal de la renta en España*, Editorial Pirámide, Madrid.
- Plaut, S. (1987):** “The timing of housing tenure transition”. *Journal of Urban Economics*, vol. 21, págs.: 312-322.
- Poterba, J.M. (1994):** *International Comparisons of Household Saving*, NBER y The University of Chicago Press, Chicago.
- Pou, Ll., J. Alegre, y J. Oliver (2002):** “*El exceso de sensibilidad del consumo al ciclo económico: un análisis microeconómico para el caso español*”. Comunicación presentada en el V Encuentro de Economía Aplicada, Oviedo, junio de 2002.
- Pujolar, D., y J.L. Raymond (2004):** ¿Qué nos dicen los datos acerca de la distribución del ahorro por niveles de renta?. *Cuadernos de Información Económica*, no. 182, págs.: 24-32.

-
- Raymond, J.L., Oliver, J., y D. Pujolar (1995):** “El comportamiento del ahorro familiar a partir de la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-91”. *Papeles de Economía Española*, vol. 65, págs: 196-211.
- Rodrik, D. (2000):** “Saving transitions”. *The World Bank Economic Review*, vol. 14, no. 3, págs.: 481-507.
- Rosen, H. (1985):** “Housing subsidies. Effects on housing decisions, efficiency, and equity”, en A. J. Auerbach y M. Feldstein, *Handbook of Public Economics*, vol. I, págs.: 375-420, Elsevier Science Publishers B.V. Amsterdam.
- Rosen, H. (1979a):** “Owner occupied housing and the federal income tax: estimates and simulations”. *Journal of Urban Economics*, vol. 6, págs.: 247-266.
- Rosen, H. (1979b):** “Housing decisions and the U.S. income tax”. *Journal of Public Economics*, vol. 11, págs.: 1-23.
- Rothschild, M. y J. Stiglitz (1976):** “Equilibrium in competitive insurance markets: an essay on the economics of imperfect information”. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 90, págs: 629-650.
- Sandmo, A. (1970):** “The effect of uncertainty on saving decisions”. *Review of Economic Studies*, vol. 37, págs.: 353-360.
- Sanz, B. (1995):** *La articulación micro-macro en el sector hogares: de la Encuesta de Presupuestos Familiares a la Contabilidad Nacional*, Instituto de Estudios Fiscales, documento de trabajo 27/95, Madrid.
- Shea, J. (1995b):** “Union contracts and the life-cycle/permanent-income hypothesis”. *American Economic Review*, vol. 85, no. 1, págs.: 186-200.
- Sheiner, L. (1995):** “Housing prices and the savings of renters”. *Journal of Urban Economics*, vol. 38, págs.: 94-125.
- Shi, Sh., y L. Epstein (1993):** “Habits and time preference”. *International Economic Review*, vol. 34, no. 1, págs.: 61-84.
- Skinner, J. (1988):** “Risky income, life cycle consumption and precautionary savings”. *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, págs.: 237-255.

-
- Slemrod, J. (1982):** “Downpayment constraints: tax policy effects in a growing economy with rental and owner-occupied housing”. *Public Finance Quarterly*, vol. 10, no. 2, págs. 193-217.
- Smith, A. (1776):** “An inquiry into the nature and causes of the wealth of nations”, en E. Cannan (ed.), *The Wealth of Nations: The Cannan Edition*, Modern Library, Nueva York, 1937.
- Stiglitz, J., y A. Weiss (1981):** “Credit rationing in markets with imperfect information”. *American Economic Review*, vol. 71, no. 3, págs: 393-410.
- Uzawa, H. (1968):** “Time preference, the consumption function, and optimum asset holdings”, en J.N. Wolfe (comp.), *Value, capital and growth: papers in honour of Sir John Hicks*, Chicago, págs.: 485-504.
- Wendner, R. (2003):** “Do habits raise consumption growth?”. *Research in Economics*, vol. 57, págs.: 151-163.
- White, H. (1980):** “Heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity”. *Econometrica*, vol. 48, págs: 817-838.
- Williams, J. T., (1993):** “Agency and ownership of housing”. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, vol. 7, págs.: 83-97.
- Wirjanto, T.S. (1994):** “Aggregate consumption behaviour and liquidity constraints: the Canadian evidence”. *Canadian Journal of Economics*, vol. 28, págs.: 1135-1152.
- Wooldridge, J.M. (2002):** *Econometric analysis of cross section and panel data*. The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Yoshikawa, H. y F. Ohtake (1989):** “An analysis of female labour supply, housing demand and the saving rate in Japan”. *European Economic Review*, vol. 33, págs.: 997-1030.
- Zeldes, S. (1989a):** “Consumption and liquidity constraints: an empirical investigation”. *Journal of Political Economy*, vol. 97, no. 2, págs: 305-346.
- Zeldes, S. (1989b):** “Optimal consumption with stochastic income: deviations from certainty equivalence”. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 104, págs.: 275-298.

ANEXO

Ecuación de ingresos para obtener la renta permanente

Variables	EBPF 80-81		EBPF 90-91	
	Coef.	t-ratio ^b	Coef.	t-ratio ^b
Constante	-53,85	-0,98	-1038,49	-5,81
Edad				
Edad	1,38	0,54	34,55	4,23
Edad2	0,007	0,25	-0,24	-2,76
Características familiares				
Mujer	-104,04	-10,97	-196,35	-6,14
Nperceptores	191,75	41,05	532,37	36,04
Urbano	73,41	11,28	230,57	9,81
Prop	41,06	6,46	479,57	16,76
Tamaño	35,77	14,62	69,75	6,30
Educación				
Educa1	80,65	14,41	328,33	12,35
Educa2	264,91	16,17	893,87	19,97
Educa3	520,59	22,27	1626,25	23,70
Ocupación^a				
Ocup1	266,15	5,73	257,20	5,25
Ocup2	-5,78	-0,39	87,42	1,88
Ocup3	358,29	3,94	1013,96	16,77
Ocup4	-31,42	-2,51	991,18	13,78
Ocup5	424,62	13,96	470,71	14,65
Ocup6	148,79	10,10	392,37	12,25
Ocup7	585,33	14,79	177,59	3,53
Ocup8	238,52	13,88	-108,77	-1,56
Ocup9	282,44	12,61	-	-
Ocup10	115,84	10,22	-	-
Ocup11	268,48	13,89	-	-
Ocup12	92,55	2,61	-	-
Ficticias regionales	SI		SI	
Observaciones	18.907		15.824	
R²	0,401		0,289	

Nota: Como grupo de referencia se toma el hogar con cabeza de familia sin estudios o analfabetos (Educa0), con condición socioeconómica de inactivo, y residente en la Comunidad Autónoma de Madrid.

- La variable de condición socioeconómica difiere de la EBPF 80-81 a la EBPF 90-91. En el primer caso se agrupa a los hogares en trece categorías distintas, actuando la decimotercera, Ocup13, como grupo de referencia en la estimación. En la segunda encuesta, los hogares se dividen en nueve categorías, siendo la novena, Ocup9, la tomada como referencia.
- Los errores estandar necesarios para calcular los t-ratio se obtienen con la corrección de White (1980), para hacerlos robustos a heteroscedasticidad.

Ecuación de ingresos para obtener la renta futura esperada

<i>Variable dependiente: ingresos totales del hogar</i>		
EBPF 90-91		
<i>Variables</i>	<i>Coef.</i>	<i>t-ratio</i>
Constante	2.200.390,00	1,03
Edad	-101.309,60	-1,04
Edad2	1.424,24	1,21
Mujer	189.030,70	3,73
Educa1	-389.451,60	-0,83
Educa2	-494.719,10	-0,89
Educa3	-398.558,20	-0,64
Ocup1	-462.744,40	-0,43
Ocup2	-658.081,80	-0,62
Ocup3	608.270,50	0,67
Ocup4	1.321.689,00	1,39
Ocup5	408.095,80	0,46
Ocup6	405.829,30	0,46
Ocup7	-3.622,57	0
Ocup8	863.855,30	0,75
Educa1*Edad	14.258,85	1,23
Educa2*Edad	24.216,93	1,75
Educa3*Edad	32.359,16	2,07
Ocup1*Edad	18.313,89	0,7
Ocup2*Edad	19.526,02	0,75
Ocup3*Edad	-5.739,47	-0,26
Ocup4*Edad	-22.704,60	-0,97
Ocup5*Edad	-2.944,73	-0,13
Ocup6*Edad	-4.664,90	-0,22
Ocup7*Edad	2.265,22	0,08
Ocup8*Edad	-14.932,91	-0,52
Observaciones	3.691	
R ² Corregido	0,286	

Nota: Como grupo de referencia se toma el hogar cuyo cabeza de familia no tiene estudios (Educa0) y es una persona inactiva (Ocup9). La submuestra utilizada recoge los hogares con sustentador principal con edad en 1990 entre los 35 y 44 años, y estado civil de casado.