

SIMULACIÓN DE PERFILES DE CONSUMO A PARTIR DE UN PSEUDO-PANEL DE LA ECPF*

ANTONIO CUTANDA
Universitat de Valencia

JOSÉ M^a LABEAGA
UNED

En este trabajo se utiliza la técnica propuesta por Deaton (1991) para simular la evolución de consumo y ahorro de individuos representativos. La simulación impone el cumplimiento de la condición de Euler del consumo, cuya estimación se ha realizado utilizando un pseudo-panel de datos extraído de la ECPF entre 1985 y 1995. Se pretende evaluar si las técnicas de simulación son capaces de replicar el comportamiento observado en consumo y ahorro agregados, tanto a nivel de la Contabilidad Nacional como tomando agregaciones sobre los datos muestrales, así como identificar algunos determinantes que a nivel desagregado pueden afectar a la tasa de ahorro. Los resultados obtenidos muestran evidencia de que los individuos consideran como relevante el diferencial entre la tasa de preferencia temporal y el tipo de interés pero no el nivel de ninguno de ellos. Por otra parte, también muestran la importancia de la incertidumbre en la renta sobre el comportamiento de los consumidores y la existencia de ahorro por motivo precaución para el caso español.

Palabras clave: microsimulación, cohorte, pseudo-panel, ecuación de Euler.

Clasificación JEL: C15, C23, D12, E21.

La tasa de ahorro interna es un determinante fundamental de la inversión y, por tanto, del crecimiento a largo plazo en una economía, lo que justifica el creciente interés por su análisis. Sus determinantes son conocidos, si bien no existe consenso sobre su importancia relativa [Smith (1990)]. También en España se ha dado una preocupación similar, centrada en el estudio de los componentes de la tasa de ahorro nacional, a partir de la prolongada e intensa reducción experimentada en la misma desde comienzos de la década de los años 70.

(*) Deseamos expresar nuestro agradecimiento a Javier Andrés, James Banks, Rafael Doménech, los asistentes a los seminarios del Banco de España, del Departamento de Análisis Económico de la Universitat de Valencia, al XIX Simposio de Análisis Económico y a tres evaluadores anónimos por sus numerosos comentarios y sugerencias. A. Cutanda se ha beneficiado de financiación de la DGICYT, proyectos SEC96-1435 y SEC99-0820 y José M^a Labeaga del proyecto PB95-0980, y también agradece la hospitalidad del Department of Economics del University College London durante la realización de parte del trabajo. Los autores son responsables exclusivos de su contenido.

En el marco del debate sobre dicha evolución, se han producido numerosos estudios empíricos tanto con datos de serie temporal como con datos de corte transversal. Una buena parte de dichos estudios responsabiliza de la caída de la tasa global de ahorro a la reducción de la tasa de ahorro pública, apoyándose en una escasa capacidad del ahorro privado para reemplazar al anterior [véanse, especialmente, Doménech y otros (1996) y Raymond (1997)]. Zabalza y Andrés (1991) señalan la importancia de los fenómenos de sustitución de unos tipos de ahorro por otros, debidos a diferencias en la fiscalidad. Precisamente, ha sido el incremento de la presión fiscal en el período considerado el factor que más atención ha recibido en la explicación de la caída de la tasa de ahorro española, si bien los resultados obtenidos no son concluyentes [ver Molinas y Taguas (1991), Raymond (1991) y Monés y otros (1992)]. También la relación entre el tipo de interés y el ahorro ha sido objeto de atención por parte de la investigación empírica [Herce (1986), Zabalza y Andrés (1991), Argimón y otros (1993) y Andrés y otros (1997)], con resultados contradictorios que no son sorprendentes si se tiene en cuenta que el signo del efecto de las alteraciones del tipo de interés depende de la cuantía relativa de los efectos renta y sustitución a los que da lugar¹.

Con estos precedentes, en este trabajo se utiliza una metodología relativamente nueva para el análisis del comportamiento del ahorro familiar. En concreto, se simulan sendas de consumo y ahorro, imponiendo los parámetros estimados en ecuaciones de Euler, con el objetivo de evaluar la incidencia de algunos factores en el comportamiento de ambas variables a lo largo del ciclo vital y comprobar si de esta forma es posible reproducir la evidencia de los datos agregados. En este sentido, el cuadro 1 presenta una comparación de distintos agregados de consumo en los años de análisis, tanto a partir de los datos de la Contabilidad Nacional (CN) como con datos extraídos de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF en adelante) debidamente elevados a la población. Como principal conclusión del análisis de dicho cuadro se encuentra el hecho de que ambas fuentes estadísticas, CN y ECPF, a pesar de la infravaloración de esta, ofrecen una imagen similar para el comportamiento de consumo privado español en el período de análisis, como pone de manifiesto la cercanía de los valores obtenidos para la tasa de crecimiento interanual media de los agregados de gasto considerados, mayor en el caso del pseudo-panel y con alguna diferencia para el gasto en no duraderos.

Por otra parte, el gráfico 1 presenta la evolución del consumo no duradero real de las cohortes de población laboral por grupos de edad del sustentador principal en dicha encuesta. A estos perfiles se ha superpuesto una predicción de dicha variable a lo largo del ciclo vital en base a una regresión sobre la edad y su cuadrado. El gráfico 2 recoge los perfiles del logaritmo del consumo no duradero real para cada una de las cohortes anteriores. La razón para el uso de datos individuales (debidamente agregados a cohortes) estriba en que el análisis del compor-

(1) A pesar del creciente interés por el ahorro que estos resultados ponen de manifiesto, así como la importancia que el modelo de ciclo vital otorga a elementos como la estructura demográfica y por edades de la población, los gustos y la preferencia temporal o la tasa de incertidumbre, todos ellos con una alta variabilidad individual, apenas disponemos de estudios sobre el ahorro privado familiar con datos individuales, debido a la muy defectuosa medida que de esta variable recogen las encuestas [ver Browning y Lusardi (1997)].

Cuadro 1: CONSUMO EN LA CONTABILIDAD NACIONAL Y EN LA ECPF

Gasto nominal <i>per capita</i> : 1985-1995				
Año	CPN	GT-ECPF	GT-PPANEL	CND-PPANEL
1985	470.588	396.961	327.807	143.323
1986	530.340	429.077	355.645	156.993
1987	591.628	473.005	388.680	165.265
1988	650.349	503.171	415.629	171.506
1989	731.257	576.536	488.674	192.025
1990	805.729	645.672	543.831	210.725
1991	880.493	709.974	596.643	229.489
1992	955.628	784.638	674.366	252.221
1993	984.545	819.004	706.525	254.392
1994	1.040.196	844.793	724.634	260.720
1995	1.105.121	876.496	752.922	268.595
Promedio	795.079	641.757	543.214	209.569
Tasa de cto.	9,0%	8,3%	8,8%	6,5%

CPN: Consumo Privado Nacional (en miles de pesetas corrientes) *per capita*.

GT-ECPF: Gasto total nominal *per capita* en la ECPF.

GT-PPANEL: Gasto total nominal *per capita* en el pseudo-panel.

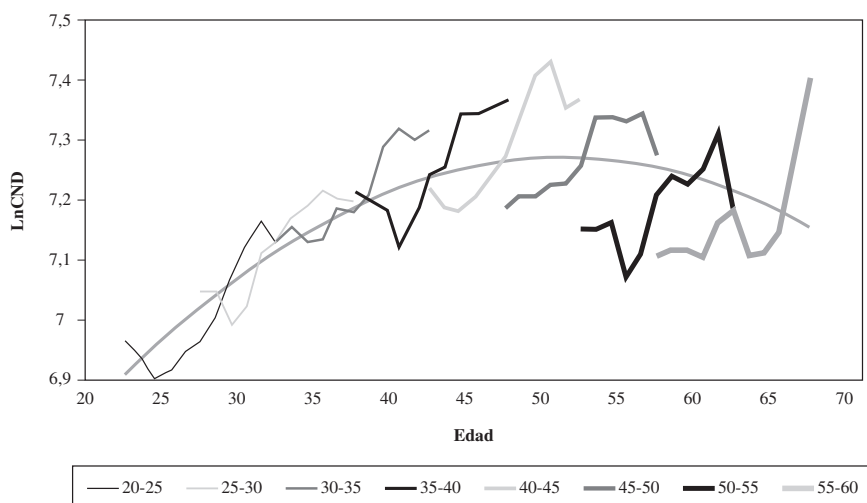
CND-PPANEL: Gasto no duradero nominal *per capita* en el pseudo-panel.

Nota: La tasa de crecimiento obtenida es la tasa de crecimiento interanual media.

tamiento del consumo y/o ahorro a través de las funciones agregadas tradicionales se enfrenta a serias limitaciones bien conocidas. Dos de estas limitaciones pueden corregirse, siquiera parcialmente, en un contexto más desagregado: en primer lugar, el estudio de los determinantes del consumo individual posibilita el análisis de la importancia de componentes demográficos en el comportamiento del ahorro agregado; en segundo lugar, la disponibilidad de datos individuales de carácter longitudinal permite abordar el consumo como un problema de asignación intertemporal, así como tener en cuenta la incidencia diferenciada de determinados factores, como la incertidumbre y las restricciones de liquidez. En este marco, el ingrediente fundamental en el análisis de la evolución del consumo es la estimación de las condiciones de primer orden del problema de optimización individual.

Sin embargo, el paso siguiente, es decir la derivación de soluciones explícitas para el mismo en función de determinantes exógenos, se enfrenta a muy serias dificultades cuando la función de ingresos es estocástica, lo que explica el escaso número de trabajos con este objetivo, a pesar de su relevancia en la evaluación de la incidencia de los distintos factores relevantes en el comportamiento del consumo

Gráfico 1: CONSUMO NO DURADERO REAL.
GASTO NO DURADERO DE LAS 8 COHORTES



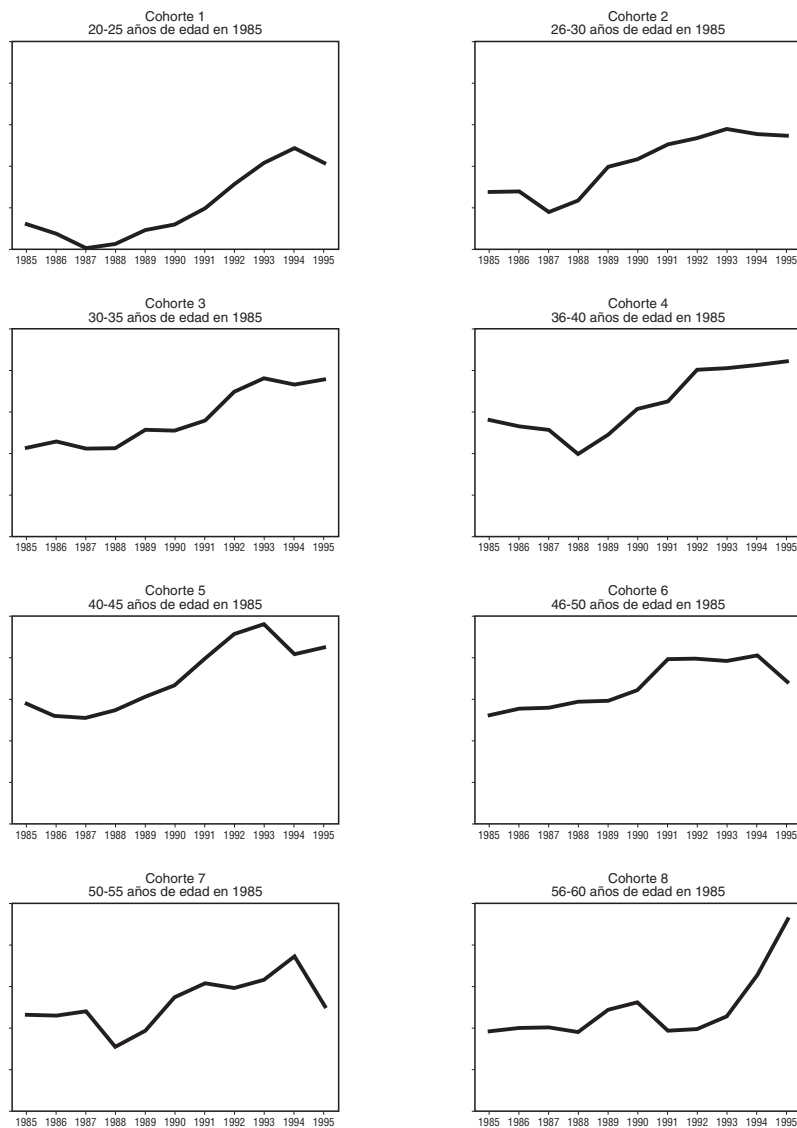
Nota: en este gráfico se representa LnCND de las 8 cohortes de población consideradas junto a una predicción de dicha variable a partir de una regresión sobre la edad y su cuadrado. Las edades de los intervalos se refieren a la edad del sustentador principal en 1985.

y/o ahorro, así como de la política económica [entre estos trabajos se pueden citar Blinder y Deaton (1985), Hubbard y Judd (1986) y Barsky y otros (1986)]. Precisamente, dicha relevancia explica el aumento del interés por los estudios cuya finalidad es simular la evolución temporal del consumo, dado un comportamiento de la renta y otras variables relevantes, para obtener el tipo de resultados que se hubiera podido alcanzar mediante las funciones de consumo correspondientes.

En este trabajo se realiza un ejercicio de simulación de este tipo, a partir de los resultados obtenidos en la estimación de las ecuaciones de Euler de la optimización intertemporal del consumo. Para ello se utilizan datos trimestrales debidamente agrupados a cohortes tomados de la ECPF para el período 1985-1995. La técnica de simulación considerada impone, simultáneamente, el cumplimiento de la ecuación de Euler y el de una restricción adicional que opera como un límite máximo al consumo individual en cada período², de acuerdo con la metodología

(2) La compatibilidad entre ambas no debe sorprender. Nótese que dicha restricción no impide la optimización individual, salvo cuando tiene como resultado unos niveles de endeudamiento *excesivos*. De hecho, resulta difícil imaginar casos en los que el consumo óptimo individual supere el nivel impuesto por dicha restricción, que no es, en absoluto, equivalente a las restricciones de liquidez consideradas tradicionalmente, como, por ejemplo, en Zeldes (1989a) o Meghir y Weber (1996). Téngase en cuenta, por otra parte, que las limitaciones que las restricciones de liquidez im-

Gráfico 2: LnCND PARA TODAS LAS COHORTES (1985-1995)



ponen a la optimización intertemporal no son incompatibles con comportamientos de *optimización* que las tengan en cuenta, por lo que no pueden confundirse, en ningún caso, con comportamientos miópicos, como los propuestos en Campbell y Mankiw (1989). En ese sentido, recuérdense trabajos como el de Mariger (1987), donde las restricciones de liquidez son endógenas y tienen el efecto de acortar el horizonte de planificación.

propuesta en Deaton (1991), y ya aplicada a pseudo-paneles de datos en el trabajo de Attanasio y otros (1994). Los resultados obtenidos permiten extraer conclusiones acerca de la incidencia sobre el ahorro de algunas variables fundamentales, como el tipo de interés (en relación a la tasa de descuento individual), la incertidumbre y el proceso estocástico que genera la renta.

Entre los resultados podemos destacar: primero, se proporciona evidencia de que los individuos consideran como relevante el diferencial entre la tasa de preferencia temporal y el tipo de interés pero no el nivel de ninguno de ellos. En segundo lugar, se establece la importancia de la incertidumbre en la renta sobre el comportamiento de los consumidores con cualquiera de los procesos considerados para la renta. La variabilidad del consumo es menor que la incertidumbre en la renta con independencia de la relación entre tasa de preferencia y tipo de interés y para cualquier horizonte de planificación. Por el contrario, la variabilidad del ahorro es siempre mayor que la incertidumbre de la renta y se incrementa a medida que aumenta el horizonte de planificación. Por último, se constata que la incertidumbre en los tipos de interés no se muestra como un factor relevante, al no ser el nivel de dicha variable lo que influye sobre las sendas de consumo y ahorro.

La estructura del trabajo es como sigue. En la primera sección, se resumen el modelo teórico y el procedimiento de simulación. Las estimaciones de las ecuaciones de Euler, de las ecuaciones auxiliares necesarias en el proceso de simulación y de los propios resultados de las simulaciones se presentan y comentan en la sección segunda. El estudio finaliza con un resumen de las conclusiones.

1. MODELO DE CICLO VITAL: ECUACIONES DE EULER Y SIMULACIONES DE CONSUMO

1.1. Marco teórico

En esta sección se presenta un modelo básico de ciclo vital y se describe la técnica de simulación. Consideramos que el consumidor se plantea en el período t el siguiente problema de optimización:

$$\max E_t \left[\sum_{j=0}^{T-t} \left(\frac{1}{1 + \delta_{i,t+j}} \right)^j \right] U(C_{i,t+j}, \theta_{i,t+j}) \quad [1]$$

sujeto a la restricción presupuestaria intertemporal y a las necesarias restricciones de no negatividad:

$$A_{i,t+j+1} = (1 + r_{t+j}) (A_{i,t+j} + Y_{i,t+j} - C_{i,t+j}) \quad [2]$$

$$C_{i,t+j} \geq 0, \quad A_{i,T} \geq 0, \quad i = 1, \dots, N, \quad j = 0, \dots, T-t-1$$

donde los subíndices i y j hacen referencia a la economía interna y al período temporal, respectivamente; $U(\cdot)$ es la función de utilidad uniperíodo; $C_{i,t}$ es el consumo real; $\theta_{i,t}$ es una perturbación de preferencias que contiene variables demográficas de los hogares; $\delta_{i,t}$ es la tasa de preferencia temporal de la economía interna; $A_{i,t}$ es la riqueza real no humana de la misma al comienzo del período t , que se materializa

za en el único activo disponible de la economía; r_t es el tipo de interés real después de impuestos que proporciona dicho activo entre los períodos t y $t + 1$ e $Y_{i,t}$ es la renta disponible en términos reales del período. E_t es el operador esperanza matemática condicionado al conjunto de información disponible en el momento t . Si el consumidor se enfrenta a restricciones de liquidez, éstas se traducirán, desde el punto de vista análgico, en la adición de las condiciones $A_{i,t+j} \geq 0, j = 0, \dots, T - t - 1$, sobre el anterior problema de optimización, que supondrán la aparición de un nuevo multiplicador de Lagrange en la condición de Euler del consumo.

Para completar el problema de optimización, supondremos que los consumidores tienen una función de utilidad isoelástica $U(C_t, \theta_t) = \frac{1}{1-\gamma} C_t^{1-\gamma} \exp\{\alpha' Z_t + v\}$ donde γ es el recíproco de la elasticidad de sustitución intertemporal, Z_t es un conjunto de variables demográficas observables y n incorpora *shocks* no observables sobre las preferencias. Con el objeto de flexibilizar al máximo las preferencias, lo ideal sería modelizar el coeficiente de aversión relativa al riesgo con variables demográficas [véase López Salido (1995)]. Sin embargo, hacerlo de esta manera complica tanto la estimación de la ecuación de Euler como la simulación, por lo que se supone que la elasticidad de sustitución intertemporal es constante.

Las dificultades inherentes a la obtención de una función de consumo a partir de la condición de Euler, en presencia o en ausencia de restricciones de liquidez, son bien conocidas y dependen de los postulados acerca del proceso estocástico que genera la renta. La mayor complejidad en el mismo implica la obtención de soluciones técnicamente intratables, por lo que los ejercicios realizados con esta finalidad sólo consideran opciones simples. Frente a estas dificultades, los trabajos de simulación son una opción válida para obtener resultados comparables a los que proporcionaría una función de consumo, en principio con su misma potencialidad.

Los trabajos de simulación previos al de Deaton (1991), como son Barsky y otros (1986), Skinner (1988) y Zeldes (1989b), difieren de aquél en que no consideran la repercusión de las restricciones de liquidez en el consumo, al tiempo que parten del supuesto de igualdad entre la tasa de preferencia temporal y el tipo de interés, aunque evalúan la plausibilidad de supuestos alternativos. A partir de Deaton (1991), los trabajos posteriores aplican un análisis similar, imponiendo los parámetros estimados de la ecuación de Euler y permitiendo, con limitaciones, la evolución temporal de la tasa de preferencia [Attanasio y otros (1994) y Hubbard y otros (1993)].

Deaton (1991) señala que el límite máximo en cada período al consumo de un individuo vendrá dado por la suma de la riqueza no humana acumulada hasta ese momento y la renta percibida en el mismo, variable que denomina *cash in hand* y denota por $X_{i,t} = A_{i,t} + Y_{i,t}$ ³. Suponiendo una función de utilidad convexa como la isoelástica, se plantea entonces una asimetría en cuanto a la ecuación de

(3) La expresión *cash in hand* podría haberse traducido al castellano por *disponible*, su significado literal, o alguna expresión similar. Sin embargo, hemos optado por mantener la expresión anglosajona porque creemos que es más general que cualquier denominación en castellano, que, por regla general, no da una idea exacta de su contenido, pues no engloba el monto de la riqueza de la economía doméstica.

Euler a aplicar, dependiendo de que el consumidor se enfrente o no a dicha restricción. Esta asimetría se refleja en la siguiente expresión, en la que, sin pérdida de generalidad, se ha omitido la perturbación de preferencias y los subíndices individuales para facilitar la notación:

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

En el caso de que el consumidor se enfrente a restricciones de liquidez, su consumo no excederá en ningún caso del valor de X_t , y la utilidad marginal del mismo no podrá ser inferior a $U'(X_t)$, que será superior al segundo argumento de la anterior función de máximo⁴. No obstante, nótese que la restricción puede no ser operativa para ambos tipos de consumidores, no restringidos y restringidos en liquidez, si bien siempre que sea operativa el consumidor se encontrará en esta última situación.

Por otra parte, dada la evolución de los activos, el *cash in hand* puede expresarse como $X_{t+1} = (1+r_t)(X_t - C_t) + Y_{t+1}$; es decir, en cada período su valor estará determinado por el ahorro pasado capitalizado y la renta percibida en el mismo. Así, podemos encontrar una relación entre X_t y C_t , que se puede expresar como $C_t = f(X_t)$ y, por tanto:

$$X_{t+1} = (1+r_t) [X_t - f(X_t)] + Y_{t+1} \quad [4]$$

proporcionando un método para la simulación de la evolución del consumo, dados unos supuestos sobre renta y tipo de interés. De esta forma, es posible razonar en términos de la existencia de un nivel óptimo estocástico de consumo individual, dependiendo del valor de X_t . De hecho, dada [4], suponiendo $r_t = r \forall t$ y que la renta se distribuye independiente e idénticamente, la única variable de estado del problema de optimización es el *cash in hand*. Denominando λ a la función de utilidad marginal del consumo y p a la función compuesta $\lambda \circ f$, cualquier solución estacionaria al problema de optimización deberá satisfacer la siguiente expresión [Deaton (1991) y Deaton y Laroque (1992)]:

$$p(X_t) = \max \left[\lambda(X_t), \frac{(1+r)}{(1+\delta_t)} \int p \left\{ (1+r)(X_t - \lambda^{-1} \circ p(X_t)) + Y_{t+1} \right\} dF(Y) \right] \quad [5]$$

que se ha obtenido a partir de [3], y [4]. La solución proporcionada por [5], caso que exista, se puede utilizar para caracterizar tanto la utilidad marginal del consu-

(4) Nótese que

$$U'(X_t) = E_t \frac{(1+r_t)}{(1+\delta_t)} U'(C_{t+1}) + \beta_t$$

siendo β_t el multiplicador de Lagrange asociado a las restricciones de liquidez, de acuerdo con el modelo de Zeldes (1989a).

mo como la función $f(\cdot)$, por lo que evaluando las integrales en dicha expresión es posible obtener el valor del nivel del consumo óptimo en t . Nótese que $f(\cdot)$ cambia, fundamentalmente, como resultado de la alteración de las preferencias de la economía doméstica con la edad. Así, la solución al problema de simulación consiste en la obtención de una serie de funciones f_j , con $j = t, \dots, T$, y elegir cada período la que optimiza [5].

Por otro lado, el procedimiento de simulación se completa estableciendo los supuestos oportunos sobre las variables demográficas que afectan al nivel de consumo. Es indudable que los patrones de consumo de las economías domésticas se alteran temporalmente en respuesta a variaciones en el número de miembros de las mismas o a alteraciones de su composición entre adultos y niños, al menos por razones de escala. De la misma forma, se puede pensar que dichos patrones de consumo también difieren en función de otras variables socioeconómicas⁵. Siguiendo a Attanasio y otros (1994), incorporamos en el modelo este tipo de efectos a través de la alteración de las preferencias del hogar, pero sin afectar la tasa de preferencia temporal. Si bien la modelización empleada es muy simple, no cabe duda de que proporciona un escenario más realista del que hubiera supuesto haber ignorado este tipo de efectos. Para ello, y de acuerdo con los supuestos que se enuncian en la siguiente subsección, consideramos que los valores futuros de los factores determinantes del consumo (que son el tamaño del hogar, el número de miembros mayores de catorce años y el número de perceptores de ingresos) varían de forma determinística, por lo que los predecimos empleando los parámetros obtenidos del ajuste de un polinomio de orden cinco en la edad y variables ficticias de cohorte. Para estas estimaciones, utilizamos la misma muestra que para la estimación de la ecuación de Euler.

El estudio presenta una limitación adicional en el hecho de que las simulaciones realizadas solamente tienen en cuenta el comportamiento individual hasta la fecha del retiro. A pesar de que no hay evidencia para el caso español, existe en estos momentos un cierto consenso en la literatura en que el comportamiento de consumo de los individuos jubilados no se ajusta a los postulados del modelo, dadas las altas tasas de ahorro que evidencia este grupo de población en la mayoría de los trabajos realizados, a partir del estudio pionero de Kotlikoff y Summers (1981) [véase la revisión crítica de Modigliani (1988)]. Las explicaciones aducidas son varias, y entre ellas cabe destacar la previsión de gastos por enfermedad más elevados, dada la mayor incertidumbre una vez alcanzadas ciertas edades, y la posibilidad de que se desee dejar herencias [ver Hubbard y otros (1993)].

1.2. La técnica de simulación: aspectos básicos e hipótesis

Dado que la solución al problema de simulación requiere la obtención de una serie de funciones f_j con $j = t, \dots, T$, y la posterior evaluación de $p = \lambda \text{ } \mathcal{J}$, siendo λ la utilidad marginal del consumo, resulta evidente que para hacer operativo el modelo presentado en las ecuaciones anteriores, necesitamos estimar previamente los

(5) De hecho, el análisis que se presenta podría extenderse a submuestras de consumidores con distintos niveles de educación o diferentes categorías profesionales del sustentador principal del hogar. Esto, sin embargo, queda fuera de los límites del presente trabajo.

parámetros de la ecuación de Euler implícita en las expresiones [1]-[2], a partir del supuesto de que la utilidad es isoelástica. Además, para completar el programa de simulación hemos de establecer los supuestos oportunos sobre renta, tipo de interés, tasa de preferencia y variables demográficas.

Para simular modelos de estas características se han propuesto diversos métodos, con ventajas e inconvenientes de cada uno respecto a los demás, tal como describe Marcet (1993)⁶. En este trabajo se utiliza la técnica propuesta por Deaton (1991) y extendida por Attanasio y otros (1994). Antes de detallarla, es preciso plantear algunos supuestos básicos.

1. Todas las variables demográficas son consideradas exógenas y, en particular, la edad de jubilación que se fija con carácter previo a la simulación (además es uno de los criterios de selección de la muestra). Además, eliminamos la posibilidad de que los individuos deseen dejar herencias con lo que se debe producir un ajuste en el consumo en los años anteriores a la jubilación (que desgraciadamente afecta tanto al consumo y ahorro simulados para dicho período). Los valores futuros del resto de variables demográficas se predicen utilizando los parámetros obtenidos del ajuste de un polinomio de orden cinco en la edad y variables ficticias de cohorte.

2. El tipo de interés puede ser considerado fijo o estocástico. De hecho, se realizan ejercicios de simulación bajo ambos supuestos con el fin de contrastar como afecta al consumo la incertidumbre en el tipo de interés. Aunque también se podrían suponer procesos diferentes al *iid*, esta extensión no se aborda en el trabajo.

3. La renta también puede ser considerada fija o estocástica y, en este segundo caso, se pueden suponer diferentes procesos generadores de la misma, de igual forma que se hace para el tipo de interés. En particular, se han realizado simulaciones para el caso de que la renta sigue un proceso *iid* y un proceso autorregresivo de orden uno [*AR(1)*], con diferentes valores para el parámetro autorregresivo⁷.

4. La función de utilidad isoelástica que caracteriza las preferencias impone que el consumo óptimo es siempre positivo. Por tanto, hemos de asegurarnos que la relación que nos proporciona el consumo óptimo en función del *cash in hand*, $C = f(X)$, satisfaga la condición de no negatividad de los valores de C . En el proceso de simulación suponemos la siguiente forma funcional, que garantiza dicha condición⁸:

$$f(X_t) = \frac{\exp(\alpha_t)}{1 + \exp(\alpha_t)} \left[X_t + \frac{y_{min}}{1 + r_{max}} \right] \quad [6]$$

(6) Entre otros pueden citarse los siguientes: aproximaciones cuadráticas o expansiones de Taylor de segundo orden [Skinner (1988)], iteraciones sobre la ecuación de Bellman [Deaton (1991)], iteraciones sobre la ecuación de Euler [Deaton (1991) y Attanasio y otros (1994)] o parametrización de las expectativas [Den Haan y Marcet (1990)].

(7) También hemos realizado ejercicios bajo el supuesto de presencia de una raíz unitaria en el proceso que gobierna la renta, aunque el procedimiento de simulación que se describe a continuación cambia ligeramente en presencia de variables no estacionarias, por lo que si bien los resultados son similares a ejercicios con un parámetro autorregresivo elevado, sólo los presentaremos para este último caso. Detalles de las alteraciones que la presencia de variables no estacionarias conllevan sobre la técnica de simulación se pueden consultar en Attanasio y otros (1994).

(8) Alternativamente, podríamos haber resuelto [4] para $f(\cdot)$ imponiendo directamente dichas restricciones.

siendo X_t los posibles valores sobre los que puede variar el *cash in hand*, y_{min} un límite inferior de la renta que evitamos que pueda ser negativo asumiendo una distribución lognormal para el *shock* de renta, r_{max} un límite superior del tipo de interés y a_t parámetros de ajuste para el caso que se deba evaluar la función con valores que estén fuera de la red sobre la que puede variar el *cash in hand*. El mínimo de la renta y el máximo del tipo de interés se eligen tomando los valores menor y mayor respectivamente de entre las abscisas que se proveen al método de integración de [5]⁹.

El método práctico para resolver el problema de optimización que plantea la ecuación [5], dados los supuestos anteriores, es el siguiente. Existirán $T - t$ condiciones de Euler de la forma [5], una para cada período hasta T , cuya resolución se aborda recursivamente desde dicha fecha y a partir de unos supuestos dados sobre la evolución de las variables renta, tipo de interés, tasa de preferencia temporal y todas aquellas que alteren las preferencias de la economía doméstica a través de q_t . Dado que conocemos T , supongamos que la economía doméstica ha elegido un valor concreto para su riqueza en el período $T + 1$, A_{T+1} , que no es objeto de la simulación. El consumo en T será aquel valor que asegure A_{T+1} , de acuerdo con el valor de X_T . En $T - 1$, el consumo será una función de X_{T-1} y deberá satisfacer, simultáneamente, la condición de Euler entre T y $T - 1$ y la restricción presupuestaria. Obtenido C_{T-1} de esta forma, procedemos exactamente igual para obtener los valores de C_{T-2} , C_{T-3} y todos los períodos anteriores hasta llegar a una solución para C_t ¹⁰.

Obsérvese que nada garantiza, en principio, que la solución al problema de optimización sea trivial ni única. La dificultad del proceso de simulación descrito a partir de la ecuación [5] es función directa de la complejidad de los procesos estocásticos que gobiernen la evolución de la renta y del tipo de interés.¹¹ Si se supone que renta y tipo de interés son *iid*, la única variable de estado en el proceso de simulación es el *cash in hand*, pero cuando no es así, las tres variables citadas tendrán este carácter. En términos teóricos, la extensión es inmediata, pero los problemas de cálculo crecen exponencialmente en el momento en el que se consideran procesos más realistas¹². Aun en el caso más sencillo en el que solamente supongamos incertidumbre en la renta, ya se ha mencionado que se han de apro-

(9) En nuestro caso dicho método es Gauss-Hermite y el conjunto de valores probados son 10, 20 y 30 abscisas. Por otro lado, si al pasar de la evaluación del consumo de un período a otro, se obtienen valores del *cash in hand* que no pertenecen a la red proporcionada, entonces los parámetros a ajustan dicho valor de forma que se satisfaga la ecuación de Euler, la restricción presupuestaria y $f(\cdot)$ proporcione un valor óptimo del consumo positivo.

(10) Debe tenerse en cuenta que el procedimiento de simulación no requiere la utilización de datos efectivos de riqueza, sino que es suficiente imponer un valor concreto inicial para el *cash in hand* (en nuestro caso, la unidad) a partir del cual la simulación se realizará de forma que su valor en el último período sea nulo. En cualquier caso, las limitaciones de la fuente estadística utilizada en este terreno son bien conocidas [véase López (1995)].

(11) Deaton y Laroque (1992) demuestran que la solución convergerá bajo ciertas condiciones sobre el proceso estocástico que gobierna la renta y si la tasa de preferencia temporal del consumidor es superior al tipo de interés, que es el caso analizado en Deaton (1991).

(12) Tal como apunta Marcet (1993), la dificultad, en términos de tiempo, para hallar la solución óptima crece a una tasa exponencial que depende del número de valores de las variables de estado para las que se optimiza.

ximar las integrales en [5] y para ello se debe de proveer al algoritmo de las abscisas del método de integración.

Supongamos, en un intento de realizar ejercicios más realistas, que la renta sigue el proceso autorregresivo $(Y_t - \mu_Y) = \phi (Y_{t-1} - \mu_Y) + \varepsilon_t$, siendo μ_Y la media del proceso y ε_t un ruido blanco. [5] pasa entonces a ser:

$$p(X_t, Y_t) = \max [\lambda(X_t), \zeta(X_t, Y_t)] \tag{7}$$

donde:

$$\zeta(X_t, Y_t) = \frac{(1+r)}{(1+\delta_t)} \int p \left\{ (1+r)(X_t - \lambda^{-1} \circ p(X_t, Y_t)) + \phi Y_t + \mu_Y(1-\phi) + \varepsilon_{t+p} \right. \\ \left. \phi Y_t + \mu_Y(1-\phi) + \varepsilon_{t+1} \right\} dF(\varepsilon) \tag{8}$$

Para optimizar [7] Deaton (1991) propone proceder de la misma forma que en [5] imponiendo un conjunto de valores tanto para el *cash in hand* como para la renta. Por tanto, la extensión a presencia de dos variables de estado es, teóricamente, muy sencilla. Sin embargo, la integración numérica con dos conjuntos de valores complica tremendamente los cálculos. En lugar de proceder de esta manera, seguimos la propuesta de Attanasio y otros (1994) de considerar un único conjunto de valores para el *cash in hand* y para cada valor de dicho conjunto aproximar la función de consumo por un polinomio en la innovación de la renta (que es realmente la segunda variable de estado). Para calcular el valor de consumo compatible con los valores del *cash in hand*, la ecuación de Euler debe ser evaluada en $q + 1$ puntos, siendo q el grado del polinomio. Es decir, el problema consiste en resolver un sistema de $l + 1$ ecuaciones con $l + 1$ incógnitas, que son el valor del consumo más los coeficientes de dicho polinomio¹³.

2. DATOS, ESTIMACIÓN Y RESULTADOS DE LA SIMULACIÓN

2.1. Datos y estimación

El procedimiento de simulación empleado en el presente trabajo exige que los valores del consumo simulados entre dos períodos de tiempo consecutivos satisfagan los parámetros estimados para la condición de Euler, con la finalidad de garantizar su coherencia intertemporal. En ese sentido, y dado que el período má-

(13) Como se puede suponer, aunque este procedimiento eleva los problemas de cálculo, lo hace en mucha menor medida que utilizando dos variables de estado en la simulación, siempre que q sea relativamente pequeño en relación al número de puntos en la red que se consideran, que es el caso habitual. También es posible proceder considerando una red de valores para la renta en lugar de para el *cash in hand* en la simulación; debe tenerse en cuenta que éste es una variable endógena en el modelo, mientras que la primera tiene el carácter de variable exógena (porque el rango de valores de la renta está completamente determinado por la distribución que hayamos supuesto para el *shock* de renta). El carácter de variable de estado de la renta proviene tan sólo de que su valor en cada período constituye una señal para el individuo acerca de sus realizaciones futuras.

ximo de colaboración de las economías domésticas en la ECPF es de 8 trimestres, se podría utilizar dicha estructura tanto para estimar como para simular. Sin embargo, la utilización de pseudo-paneles de datos permite incrementar el período de análisis para la estimación de los valores de parámetros que son cruciales para los resultados de las simulaciones, habida cuenta del fuerte componente estacional y el problema de error de medida presente en los datos. La ecuación de Euler se ha estimado utilizando datos de un pseudo-panel construido a partir de la información de la ECPF entre 1985 y 1995, tomando como base los resultados presentados en Cutanda (1994 y 95), y que se presenta en el cuadro 1, ya comentado en la introducción. Los criterios de definición de la población sujeta a estudio han sido los mismos que en los trabajos mencionados, al margen de los valores de la edad mínima y máxima considerados en la selección de las cohortes, y que el lector interesado puede consultar en dichos trabajos. En ese sentido, la población para la que se realiza el ejercicio es la población laboral española cuyo sustentador principal tiene una edad comprendida entre 20 y 50 años en 1985, con lo que ningún individuo mayor de 60 años figura en la muestra en ningún momento¹⁴.

Para la construcción de las cohortes sólo se utiliza la edad. De esta forma, el pseudo-panel considerado separa la población sujeta a estudio en seis grupos de edad (a intervalos quinquenales)¹⁵. A partir de los resultados de la ecuación de Euler estimada, el objetivo básico es la simulación de los perfiles temporales de consumo y ahorro de individuos-tipo de edades lo suficientemente diferentes como para extraer conclusiones firmes acerca del comportamiento a lo largo del ciclo vital. Por otra parte, se pretende verificar si es posible replicar el comportamiento del consumo agregado español en el período considerado en base a la utilización de técnicas de simulación. El tamaño medio de las cohortes en cada período es de 237 individuos; tan sólo la cohorte de edad más joven, entre 25 y 30 años en 1985, presenta unos valores medios más reducidos, en torno a los 180 individuos por período¹⁶.

Una vez obtenidas las cohortes, se estima la ecuación de Euler, teniendo en cuenta las especificaciones de trabajos similares en la literatura [véase López-Salido (1993) y Cutanda (1995)] y la función de utilidad isoelástica. Contrariamente

(14) Se han descartado las economías domésticas cuyo sustentador principal es parado o inactivo, dadas las fundadas sospechas existentes de que el modelo de ciclo vital, al menos en la versión del mismo considerada en el presente trabajo, no explica el comportamiento de estos individuos. Por otra parte, en Hubbard y otros (1993) se realiza un ejercicio de simulación similar al aquí presentado pero extendiendo el análisis al período de jubilación del individuo, lo que obliga a tener en cuenta la probabilidad de fallecimiento, incluir los programas gubernamentales de ayudas y subvenciones, así como considerar la incertidumbre en el gasto médico que deban realizar las economías domésticas, que se considera creciente con la edad del sustentador principal.

(15) En cualquier caso, los gráficos 1 y 2 presentados en la introducción consideran dos cohortes adicionales, cuyo sustentador principal tiene entre 50-55 y 55-60 años en 1985.

(16) Parece que existe un problema de representatividad en la ECPF de los individuos más jóvenes, probablemente debido a su ausencia del hogar en el momento de la entrevista y a los procedimientos del INE para *reclutar colaboradores*. A pesar de ello, el número de observaciones por cohorte hace que el problema de errores en variables no sea importante tal como pone de manifiesto Deaton (1985). Ello no es óbice para que utilicemos un procedimiento de estimación que considere explícitamente la posibilidad de que se produzcan.

a López-Salido (1995), no modelizamos dicho parámetro como función de características demográficas o de variables de oferta de trabajo. La estimación se realiza mediante el método generalizado de momentos (MGM), con variables artificiales para captar los efectos fijos de cohorte, utilizando procedimientos robustos a la presencia de heteroscedasticidad y a la posibilidad de que el residuo esté autocorrelacionado como consecuencia del error de medida en la variable de consumo considerada. Estos problemas se han tenido en cuenta considerando los retardos oportunos en el conjunto de instrumentos. En concreto, la especificación adoptada es la siguiente:

$$\Delta \ln C_t^c = \frac{1}{\gamma} \ln(1+r_t) - \frac{1}{\gamma} \ln(1+\delta_t) + \frac{\alpha'}{\gamma} \Delta Z_{t+1}^c + u_t^c \quad [9]$$

dónde $1/\gamma$ es la elasticidad de sustitución intertemporal, el superíndice c denota que los datos son medias de cohortes, Z es un vector de características demográficas, α' el correspondiente vector de parámetros y u_t es una perturbación aleatoria. Z contiene el tamaño del hogar, el número de miembros mayores de 14 años, el número de perceptores de ingresos, así como la edad del sustentador principal de la economía doméstica y su cuadrado. También se han incluido tres variables ficticias para captar el posible efecto de la estacionalidad derivada de la utilización de datos trimestrales. La variable de consumo considerada ha sido el gasto en bienes no duraderos [véase Cutanda (1994)].

Los resultados obtenidos para los parámetros que serán utilizados posteriormente en las simulaciones, así como sus errores estándar y el valor del test de Sargan para el contraste de la validez de los instrumentos se presentan en el cuadro 2¹⁷. Como resultado más relevante de cara a los ejercicios de simulación que se van a realizar, hemos de destacar que el valor de la elasticidad de sustitución intertemporal estimada es de 0,6746, que es coherente con el rango de valores que se obtienen para la economía española en estimaciones de modelos más generales y/o especificaciones más amplias, como es López-Salido (1995), en que dicho parámetro depende de características demográficas y de variables de oferta de trabajo, entre otras.

2.2. Resultados de la simulación

En todos los trabajos de simulación de los perfiles del consumo a partir de la teoría del ciclo vital hay una cuestión central que hace referencia a los valores relativos de tasa de preferencia temporal y tipo de interés considerados en la simulación. La igualdad entre ambas variables ha sido uno de los supuestos más amplia-

(17) En el conjunto de instrumentos incluimos del segundo al sexto retardo de la diferencia del logaritmo del consumo y del tipo de interés, el segundo retardo de la diferencia del tamaño de la economía doméstica, de sus miembros mayores de 14 años y del número de perceptores de ingresos de la misma, tomando debida cuenta de la posibilidad de que se trate de variables predeterminadas, y el resto de las variables explicativas. Se añadieron también interacciones entre la edad y la edad al cuadrado con el resto de variables demográficas. Como suele ser habitual, los resultados son sensibles al conjunto de instrumentos utilizado.

Cuadro 2: ECUACIÓN DE EULER

Variable dependiente: DlnCND

Variable	Coefficiente	Error estándar
$\text{Ln}(1 + r)$	0,6746	0,2090
DNMHO	-0,0241	0,0769
DNMM	-0,0099	0,0148
DNPER	0,2230	0,0936
Edad	0,0125	0,0472
Edad 2x1000	-0,0037	0,0082
S1	-0,0271	0,0187
S2	0,0526	0,0154
S3	-0,0450	0,0092
Test de Sargan	9,013 (15)	

Notas:

1. Las variables son:

CND: gastos de consumo en bienes no duraderos, en términos reales.

r: tipo de interés real.

NMHO: número de miembros del hogar.

NMM: número de miembros mayores de 14 años.

NPER: número de perceptores de ingresos.

Edad (Edad 2): edad del sustentador principal (al cuadrado).

Si ($i = 1, 2, 3$) son variables artificiales trimestrales.

2. D delante de la variable indica primeras diferencias.

3. La estimación incluye variables artificiales para captar los efectos de cohorte.

4. El test de Sargan contrasta la validez de los instrumentos. Entre paréntesis los grados de libertad.

mente utilizados en esta literatura debido, fundamentalmente, a su conveniencia analítica. Sin embargo, uno de los objetivos del trabajo es evaluar qué sucede con consumo y ahorro cuando se permite que ambas variables difieran. Supongamos que Z_t se mantiene constante; bajo determinados supuestos sobre la distribución del consumo y en ausencia de crecimiento de la renta, la tasa de crecimiento del consumo implícita en [8] es $\gamma^{-1}(r - \delta) + \gamma \sigma / 2$, donde s es una varianza temporal de una transformación del incremento del consumo [véase Deaton (1992)]. Dicha tasa deberá ser inferior a la tasa de crecimiento de la renta para que la solución de la simulación converja [véase la nota a pie de página 8 y Deaton y Laroque (1992)]. Por lo tanto, dados los valores del resto de las variables, la diferencia entre r y δ gobierna la evolución del consumo en la simulación. En este sentido, se han considerado tres valores: $r = \delta$, $r = \delta + 0,005$ (consumidores *pacientes*) y $r = \delta - 0,005$

(consumidores *impacientes*)¹⁸. Nótese que, de acuerdo con el modelo y esta definición, la *impaciencia* y la sujeción a restricciones de liquidez serán dos características que se darán, con toda probabilidad, simultáneamente [véase Deaton (1991) y Carroll y Samwick (1997)]. Por último, estamos interesados en analizar la evolución de consumo y ahorro bajo diferentes supuestos para el proceso que determina la renta y distintos grados de incertidumbre en la misma¹⁹.

El primer ejercicio se realizó bajo el supuesto más sencillo de que la renta es determinística y constante a lo largo del ciclo vital, con dos variantes: en la primera los consumidores son *impacientes*, mientras la segunda considera individuos *pacientes*, de acuerdo con la definición anterior. Cuando, como en este caso, no existe incertidumbre, nuestra definición de *impaciencia*, aunque puede parecer muy restrictiva, es equivalente a asumir que la tasa de crecimiento del consumo es superior a la de la renta (que en este primer ejercicio es nula, si bien no ocurre así en el ejercicio más realista que se presenta). Los resultados muestran que, para un período de simulación relativamente corto (13 períodos), el perfil de consumo de ambos tipos de individuos es prácticamente opuesto: decreciente para los individuos *impacientes* (que desahorran al principio del período de simulación) y creciente para los individuos *pacientes* (que ahorran al comienzo del mismo)²⁰.

Los resultados de este ejercicio simple señalan una notable sensibilidad de las tasas de ahorro a cambios en el diferencial entre la tasa de descuento temporal y el tipo de interés. Este diferencial depende a su vez de una serie de factores agregados (aquellos que operan a través del tipo de interés) y de características individuales (que lo hacen a través de la tasa de descuento). Dicho diferencial agre-

(18) Podría haberse optado por una definición menos estricta de *paciencia/impaciencia*, comparando la tasa de crecimiento del consumo con la tasa de crecimiento de la renta, de acuerdo con la sugerencia de un evaluador anónimo. En concreto, en ausencia de incertidumbre, el cumplimiento de la condición de Deaton y Laroque (1992) implica *impaciencia*, mientras que su cumplimiento implica *paciencia*. No obstante, dado que la equivalencia entre la definición dada en el texto y cualquier otra es inmediata, dados los valores de las variables relevantes, nos inclinamos por ésta, siguiendo a Deaton (1991) y Carroll y Samwick (1997), al ser más sencilla. Alternativamente, podría haberse optado por utilizar los términos *prudencia/imprudencia*. Nuestra opinión es que el término *prudencia* puede resultar equívoco después de su utilización por Kimball (1990) para referirse al grado de convexidad de la función de utilidad marginal (frente al parámetro de aversión al riesgo, que mide el grado de concavidad de la función de utilidad total). Aunque en la función isoelástica ambos conceptos vienen medidos por el mismo parámetro, γ , esto no es cierto en general.

(19) Como ya se ha señalado anteriormente, en una primera aplicación también se consideró la repercusión de la incertidumbre en el tipo de interés, pero los resultados, en consonancia con los que se presentan, sugerían la importancia limitada de dicha variable para explicar el consumo de los hogares españoles. En particular, adicionalmente a la incertidumbre en la renta, asumimos que el tipo de interés seguía un proceso *iid* con media 0,05 y desviación típica 0,01. Los resultados de este ejercicio no diferían de los obtenidos con incertidumbre únicamente en la renta. Estos y otros conjuntos de simulaciones, que no se incluyen en el trabajo, están disponibles para los lectores interesados.

(20) Nótese que, a pesar de su escaso realismo, este ejercicio sirve para evaluar la fiabilidad de los demás ejercicios que se desea llevar a cabo, dado que el modelo teórico ofrece, en este caso, unas predicciones inequívocas sobre la senda temporal de las variables relevantes. Por otra parte, y por razones obvias, una única replicación es suficiente para obtener resultados fiables en este caso. Los resultados con incertidumbre que se presentan posteriormente se han obtenido como media de los valores simulados de 100 replicaciones.

gado depende, por tanto, de características demográficas y de composición de la población activa ocupados-parados, que pueden estar detrás de la evolución observada de la tasa de ahorro en la economía (no debe olvidarse que las cohortes excluyen algunas categorías laborales –parados e inactivos– y que se han producido cambios sustanciales en la población activa en los años de caída de la tasa de ahorro). Sin embargo, en la medida en que el tipo de interés influye de manera bastante homogénea en dicho diferencial para la mayoría de las cohortes, su efecto sobre el ahorro puede ser mayor del que los estudios econométricos agregados han detectado²¹.

Por lo que se refiere al segundo conjunto de resultados, se consideró un proceso estocástico para la renta *iid*, con una perturbación normal de media cero y dos valores distintos de la desviación típica de la renta, 0,1 y 0,2. Los resultados señalan que la incertidumbre en la renta genera una mayor inclinación por el ahorro, independientemente de la relación entre los valores de la tasa de preferencia temporal y tipo de interés. Por otra parte, de acuerdo con lo esperado, el crecimiento del consumo se suaviza, aunque no excesivamente, en los períodos en los que las realizaciones de la renta no son buenas, confirmándose la presencia de ahorro por motivo precaución. Por último, la diferencia entre tasa de preferencia temporal y tipo de interés parece dominar al efecto que la incertidumbre en la renta tiene sobre el consumo.

El tercer conjunto de resultados se lleva a cabo bajo el supuesto de que la renta sigue un proceso *AR(1)* tomando el coeficiente autorregresivo tres valores diferentes, 0,8, 0,9 y 1,0. Con cualquiera de los tres valores, los resultados son cualitativamente los mismos y se presentan aquellos en que $\phi = 0,9$ tratando de reproducir la evidencia empírica disponible de persistencia en la renta agregada [véase Goerlich (1991)]. Para la primera simulación, gráficos 3 y 4, se consideró la misma cohorte que en el ejercicio sin incertidumbre (47/48 años de edad media), con lo que la simulación se extiende por un período de entre 13 y 14 años²². Por otro lado, cabe recordar que todas las simulaciones se realizan condicionadas a las variables demográficas que se han supuesto exógenas y se han predicho mediante un polinomio de hasta quinto orden en la edad y variables ficticias de cohorte. Estos gráficos presentan la evolución del consumo a lo largo del período de simulación para los tres casos considerados de relación entre tasa de preferencia temporal y tipo de interés²³, siendo la diferencia entre ambas la tasa de incertidumbre en los *shocks* de renta (0,07 y 0,1, respectivamente).

El gráfico 3 presenta el efecto de actitudes impacientes frente al consumo para una misma tasa de incertidumbre en la renta del 7 por ciento. Como era de esperar, a diferencia de lo que ocurría en el caso sin incertidumbre, y confirmando

(21) Por otra parte, debemos señalar que los resultados de los ejercicios sin incertidumbre se muestran acordes con los postulados teóricos utilizados, entre otros, en los trabajos de Schectman (1977), Schectman y Escudero (1977), Bewley (1977) y Hall (1978).

(22) Si bien en las gráficas presentadas se excluyen algunos períodos del comienzo y final de la simulación, por el efecto que la condición terminal tiene sobre el consumo en dichos períodos.

(23) Se considera un valor de 2,5% para el tipo de interés real, en consonancia con el valor medio observado a lo largo del período considerado.

Gráfico 3: CONSUMO EN RELACIÓN A d-r.
 $\text{Rho} = 0,9$; $\text{Sdu} = 0,07$

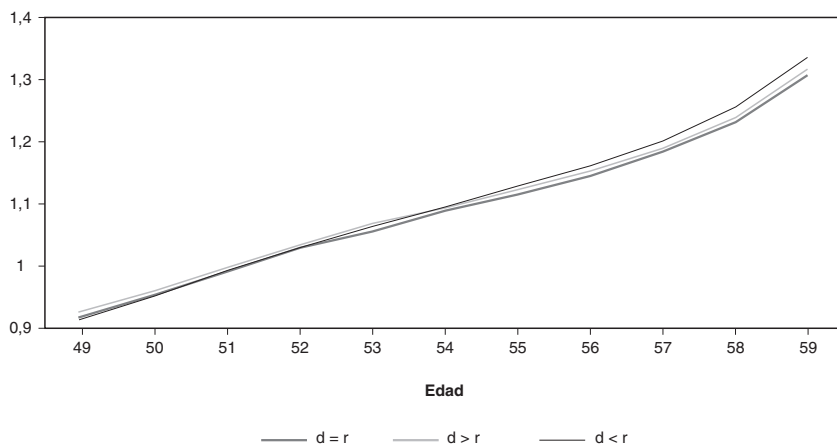
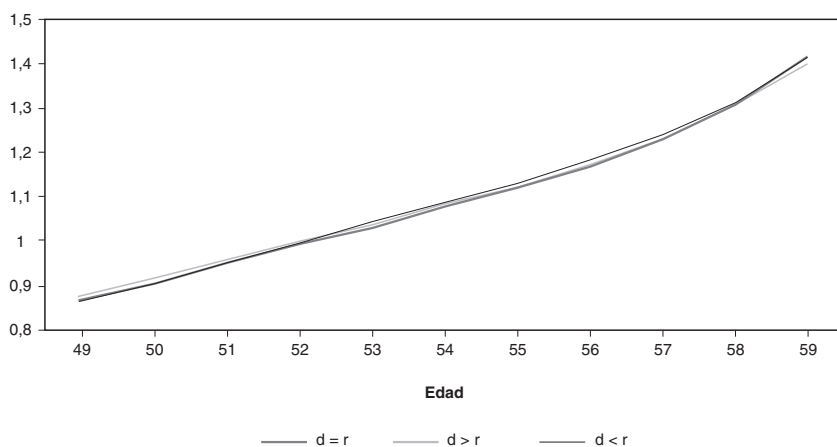


Gráfico 4: CONSUMO EN RELACIÓN A d-r.
 $\text{Rho} = 0,9$; $\text{Sdu} = 0,10$



Nota: perfiles simulados para el consumo de un individuo tipo de 47 años de edad para los casos en que tasa de preferencia temporal y tipo de interés son iguales y cuando la diferencia entre ambas es de 0,5% tanto en una dirección como en otra.

los resultados previos con procesos de renta *iid*, una vez que la renta es incierta, el perfil del consumo es siempre creciente al inicio del período de simulación, independientemente de la relación entre δ y r . Por otra parte, la introducción de incertidumbre en la renta genera una mayor inclinación por el ahorro sea cual sea el grado de impaciencia de los individuos. Esto se comprueba en los mayores niveles que esta variable alcanza a lo largo del período de simulación, cuando se compara con los resultados que se obtenían sin incertidumbre en la renta. El signo de la brecha entre la tasa de preferencia temporal y el tipo de interés da lugar al tipo de diferencias esperadas en los niveles de consumo. Por otra parte, y al margen de las diferencias en la magnitud, puede comprobarse que la evolución que muestra el consumo en el gráfico 3 reproduce bastante fielmente el comportamiento experimentado por el consumo agregado español a lo largo del período base del estudio (ver cuadro 1).

El gráfico 4 presenta el mismo ejercicio para un valor más elevado de la incertidumbre en la renta, en concreto del 10 por ciento. En líneas generales, el resultado es muy similar al ya comentado para el gráfico 3, si bien al comparar ambos gráficos podemos concluir que, de acuerdo con lo esperado, el incremento de la incertidumbre reduce los valores iniciales de consumo para los tres valores considerados de la tasa de preferencia temporal, generando un porcentaje no desdeniable de ahorro, y llevando al mismo tiempo a una aproximación de los niveles de consumo de dichos tres casos, sobre todo al final del período de simulación (lo que viene explicado por la necesidad de satisfacer la condición terminal). En todo caso, se mantienen las conclusiones generales previas señaladas al analizar el gráfico 3, sobre todo si se tiene en cuenta que se está considerando un incremento notable en la incertidumbre en la renta con respecto a aquella, casi un 50 por ciento del valor inicial. Estos resultados podrían explicar, de alguna forma, una escasa respuesta del consumo privado en España a las alteraciones del tipo de interés, lo que no refrenda la política económica de manejo de esta variable para alterar el primero, sin perjuicio de su efectividad sobre el ahorro, dada su mayor incidencia sobre el mismo en nuestros resultados.

Algunos de los hechos presentados en los gráficos se resumen en cifras en el cuadro 3. El incremento de la tasa de incertidumbre da lugar a un aumento de la variabilidad del consumo que es, además, bastante homogénea sea cual sea el grado de paciencia/impaciencia, lo que puede tomarse como evidencia de exceso de sensibilidad. Un determinado incremento de la tasa de incertidumbre en la renta genera mayores incrementos en la variabilidad del ahorro que en la del consumo, con independencia de la relación entre δ y r , lo que era de esperar de acuerdo con las predicciones del modelo teórico, según el cual el ahorro evoluciona en función del comportamiento de la renta transitoria. En cualquier caso, todo parece indicar que el efecto sobre el consumo de considerar que la tasa de preferencia temporal y el tipo de interés son diferentes domina al efecto de la incertidumbre en la renta, al menos dentro del rango de valores considerados en los ejercicios. Estos resultados, junto a los anteriormente presentados, parecen indicar que, por sí sola, la incertidumbre en la renta no puede explicar el comportamiento reciente del consumo agregado español, aunque sí parece relevante en la explicación del ahorro agregado, al menos durante el particular período de análisis.

Un ejercicio similar se ha llevado a cabo para la cohorte más joven de la muestra (22/23 años de edad media) con el fin de estudiar la sensibilidad de la senda de consumo a la duración del período de simulación. El gráfico 5 recoge el perfil del consumo para el caso de un proceso de renta $AR(1)$ en el caso de menor tasa de incertidumbre (desviación estándar del 7 por ciento). Dicho perfil es, en cierto modo, similar al presentado en el gráfico 3 si bien el inicio de la senda de consumo se produce en un nivel ligeramente más bajo. Parece que la edad (o el período restante de vida del individuo) estimulan el ahorro por motivo de precaución y éste, tal como señala Deaton (1991), actúa como un *colchón* ante la incertidumbre permitiendo una menor sensibilidad del consumo a la misma²⁴. Como puede apreciarse, la condición terminal del programa de simulación, junto al amplio período de planificación considerado en este caso, dan lugar a un repunte notable del consumo en los últimos años del mismo²⁵. Por otra parte, el aumento del horizonte de planificación da lugar a un incremento considerable de la repercusión de las diferencias entre la tasa de preferencia temporal y el tipo de interés.

Por último, la consideración del valor más elevado de la desviación típica de la renta (gráfico 6) refuerza nuestras conclusiones previas sobre un relativamente escaso efecto de la incertidumbre en la misma, si bien el incremento del número de períodos de simulación permite observar que el aumento en dicha variable da lugar a una suavización del perfil del consumo. Cabe señalar que este tipo de respuesta es reconocida por Deaton (1991) como una consecuencia del exceso de sensibilidad del consumo a la renta, consistente con la existencia de consumidores restringidos en liquidez. Por último, el panel C del cuadro 3 evidencia el mismo tipo de resultados en cuanto a la variabilidad del consumo que con el horizonte de planificación reducido. En cualquier caso, podemos señalar que, como era de esperar, el incremento de esta variable da lugar a una apreciable caída en aquella y a un también apreciable incremento en la variabilidad del ahorro, en consonancia con los postulados del modelo teórico. El último ejercicio que se presenta pretende comprobar la bondad y potencialidad de la técnica de simulación utilizada, en el sentido de ver si es posible replicar el comportamiento del consumo agregado español a lo largo del período considerado en el análisis, tal y como aparece descrito en el cuadro 1 y el gráfico 1. En primer lugar, se realiza una simulación para aquella cohorte de edad más cercana a la media de la población española durante dicho período. El sustentador principal de la cohorte seleccionada tenía entre 35 y 40 años de edad en 1985 y, como consecuencia, se simula el comportamiento de un individuo de edad media 37/38 años. Los resultados de estas simulaciones para los tres valores de la tasa de preferencia temporal y las dos desviaciones típicas de la renta consideradas se encuentran en los gráficos 7 y 8 y el panel B del cuadro 3.

(24) López-Salido (1993) y Cutanda (1995) han puesto de manifiesto la existencia de mayor sensibilidad que la detectada en este ejercicio aunque quizás el proceso estocástico postulado pueda tener influencia en dicho resultado.

(25) De hecho, parece que los individuos no efectúan sus planes de consumo en horizontes temporales tan amplios como los considerados en este ejercicio, sobre todo si se enfrentan a restricciones de liquidez, tal como pone de manifiesto Mariger (1987). En los gráficos correspondientes a individuos jóvenes parece observarse una especie de división del período de planificación, en al menos dos subperíodos.

Cuadro 3: DESVIACIONES TÍPICAS DE CONSUMO Y AHORRO PARA DISTINTOS VALORES DE LA DESVIACIÓN TÍPICA DE LA RENTA

Panel A. Edad: 47 años. Simulación: 13 períodos			
Relación entre tasa de preferencia y tipo de interés			
	$\delta = r$	$\delta - r = 0,005$	$\delta - r = -0,005$
<i>Sdu</i>	<i>Consumo</i>		
0,07	0,0797	0,0796	0,0816
0,10	0,0854	0,0871	0,0877
	<i>Ahorro</i>		
0,07	0,1139	0,0976	0,1132
0,10	0,1458	0,1473	0,1682
Panel B. Edad: 37 años. Simulación: 23 períodos			
<i>Sdu</i>	<i>Consumo</i>		
0,07	0,0504	0,0503	0,0508
0,10	0,0580	0,0561	0,0586
	<i>Ahorro</i>		
0,07	0,1450	0,1354	0,1419
0,10	0,2130	0,1885	0,2162
Panel C. Edad: 23 años. Simulación: 38 períodos			
<i>Sdu</i>	<i>Consumo</i>		
0,07	0,0346	0,0347	0,0356
0,10	0,0401	0,0408	0,0401
	<i>Ahorro</i>		
0,07	0,1860	0,1888	0,2160
0,10	0,2130	0,2850	0,2650

Notas:

1. *Sdu*: Desviación típica de la innovación de la renta.
2. δ = Tasa de preferencia temporal.
3. r = Tipo de interés = 0,025.

Gráfico 5: CONSUMO EN RELACIÓN A d-r.
 $\text{Rho} = 0,9; \text{Sdu} = 0,07$

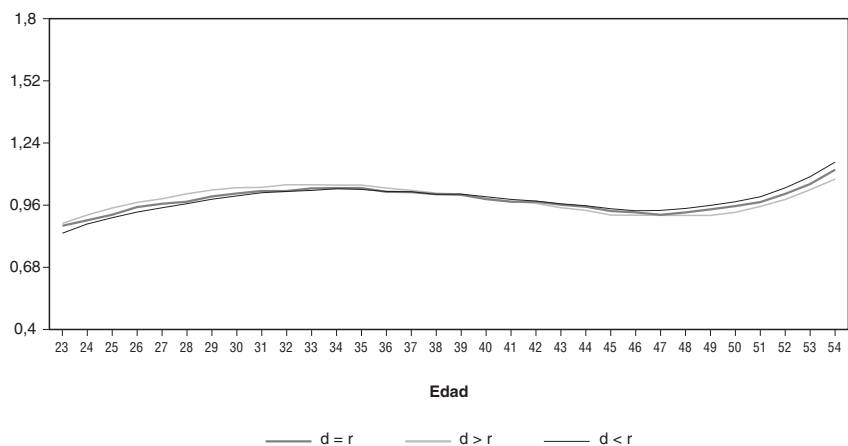
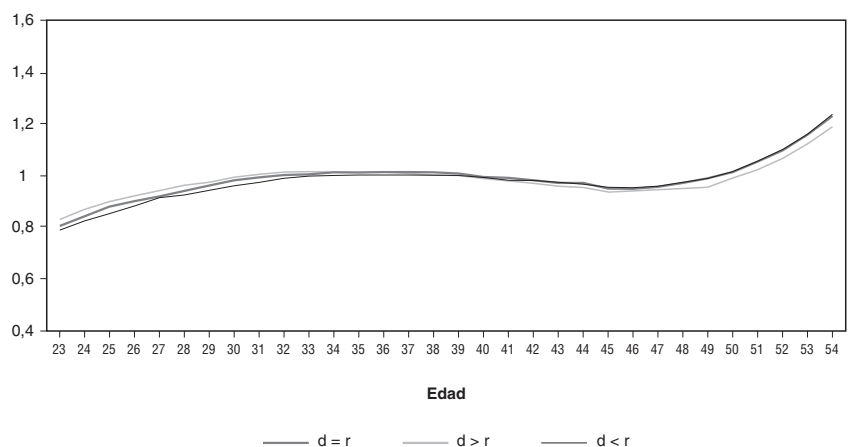


Gráfico 6: CONSUMO EN RELACIÓN A d-r.
 $\text{Rho} = 0,9; \text{Sdu} = 0,10$



Nota: perfiles simulados para el consumo de un individuo tipo de 22 años de edad para los casos en que tasa de preferencia temporal y tipo de interés son iguales y cuando la diferencia entre ambas es de 0,5% tanto en una dirección como en otra.

Gráfico 7: CONSUMO Y RENTA PROMEDIOS
 $S_{du} = 0,07$

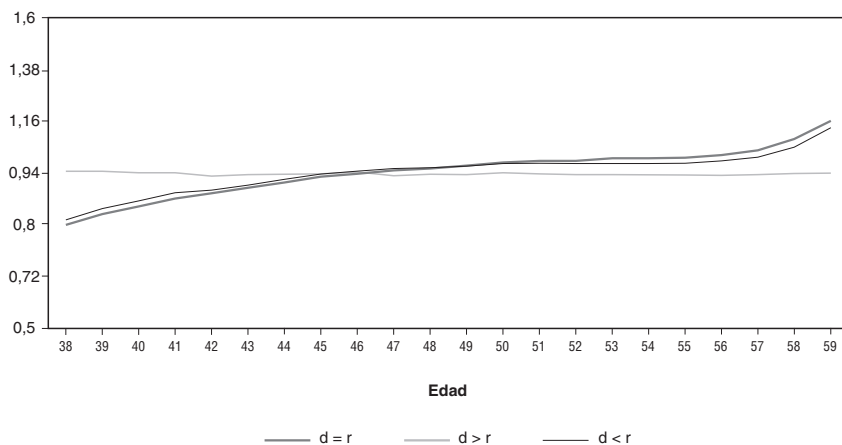
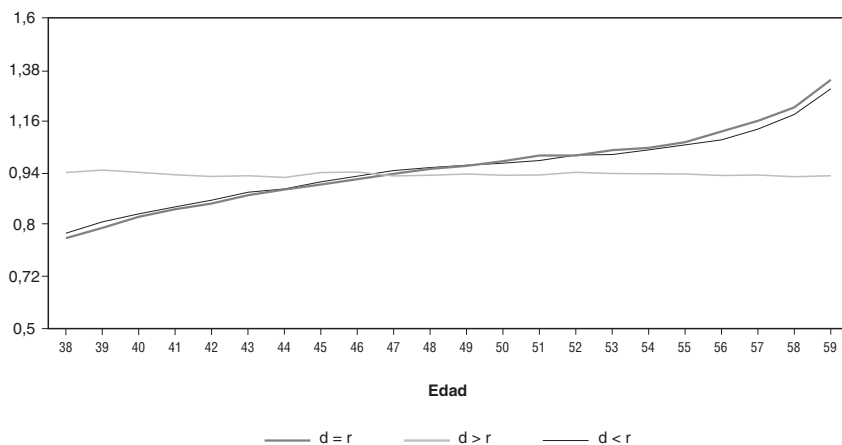


Gráfico 8: CONSUMO Y RENTA PROMEDIOS
 $S_{du} = 0,10$



Nota: perfiles simulados para el consumo de un individuo tipo de 37 años de edad para los casos en que tasa de preferencia temporal y tipo de interés son iguales y cuando la diferencia entre ambas es de 0,5% tanto en una dirección como en otra.

Como puede comprobarse, dichos resultados son similares a los que se obtienen para la cohorte más vieja considerada (gráficos 3 y 4, ya analizados), al mismo tiempo que reproducen bastante bien el comportamiento observado para el consumo agregado español entre 1985 y 1995.

En segundo lugar, se promedian los resultados obtenidos para consumo y renta en sucesivos ejercicios de simulación para todas y cada una de las cohortes consideradas en el análisis (individuos-tipo de 22/23, 27/28, 32/33, 37/38, 42/43 y 47/48 años de edad media) para los tres valores de la tasa de preferencia temporal y las dos desviaciones típicas de la renta. Nuestro objetivo consiste en comprobar la coherencia del programa de simulación y verificar tanto si la técnica de simulación es capaz de reproducir el comportamiento del consumo agregado español durante el período²⁶, como que la combinación de distintas edades en las simulaciones permite reproducir el ciclo vital. Los resultados se muestran en los gráficos 9 y 10. Los saltos que se observan en dichos gráficos responden a los momentos en los cuales va “saliendo” una cohorte del cómputo del promedio, ya que cambia el nivel de consumo de las distintas cohortes debido al cambio en la edad. Como se puede comprobar, el resultado del ejercicio es satisfactorio en tanto en cuanto se reproduce, aunque imperfectamente, el *ciclo vital de los consumidores españoles* representado en el gráfico 1. Por otra parte, si se tienen en cuenta tan sólo los primeros años del promedio representado en los gráficos 9 y 10, en cuyo cálculo se incluye la información de las simulaciones realizadas para todas las cohortes, también se replica bastante fielmente la evolución del consumo agregado español durante los años del análisis, tal y como aparece representado en el gráfico 1²⁷.

3. CONCLUSIONES Y EXTENSIONES

En este trabajo hemos realizado un ejercicio de simulación de los patrones de consumo y ahorro con una submuestra de hogares españoles tomada de la ECPF para el período 1985-1995. Como primer paso hemos estimado una ecuación de Euler por la necesidad de imponer los parámetros de la misma en el proceso de simulación. Además, con la misma base de datos hemos estimado la evolución temporal de las variables que alteran la función de utilidad de los hogares, que también debe ser tenida en cuenta durante las simulaciones para evaluar la influencia de las características demográficas sobre la senda de consumo a lo largo del ciclo vital.

Entre los resultados podemos destacar: primero, existe evidencia de que los individuos consideran como relevante el diferencial entre la tasa de preferencia temporal y el tipo de interés, pero no el nivel de ninguno de ellos. Este hecho abre

(26) Debe señalarse que los resultados del promedio apenas varían cuando se realiza una media aritmética simple respecto a ponderar teniendo en cuenta los pesos de cada una de las cohortes en el total.

(27) En este caso, se calculan las desviaciones típicas de la serie obtenida promediando los resultados para cada cohorte sobre el total del período simulado. Por razones obvias, los resultados son de una magnitud no comparable a las desviaciones típicas presentadas en el cuadro 3, que se obtienen calculando las desviaciones de cada uno de los 100 ejercicios de simulación frente al promedio, razón por la que no se presentan. En cualquier caso, podemos señalar que las conclusiones que se obtenían de dichos resultados son comparables a los comentados en el texto.

Gráfico 9: CONSUMO Y RENTA PROMEDIOS
Sdu = 0,07

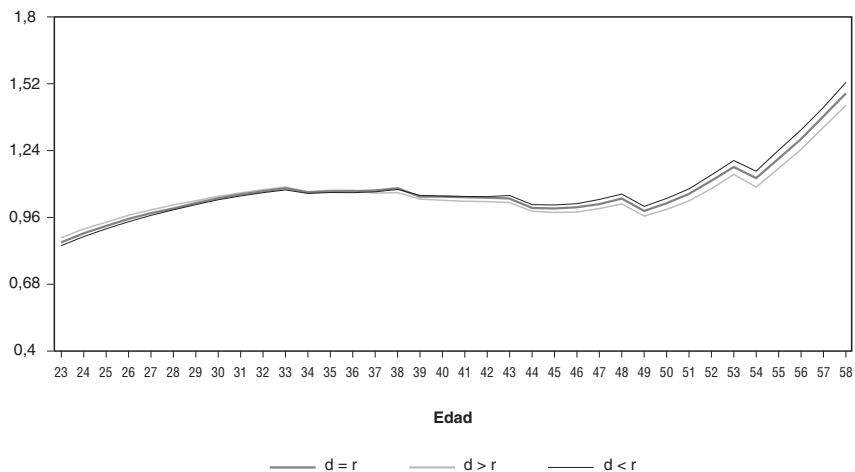
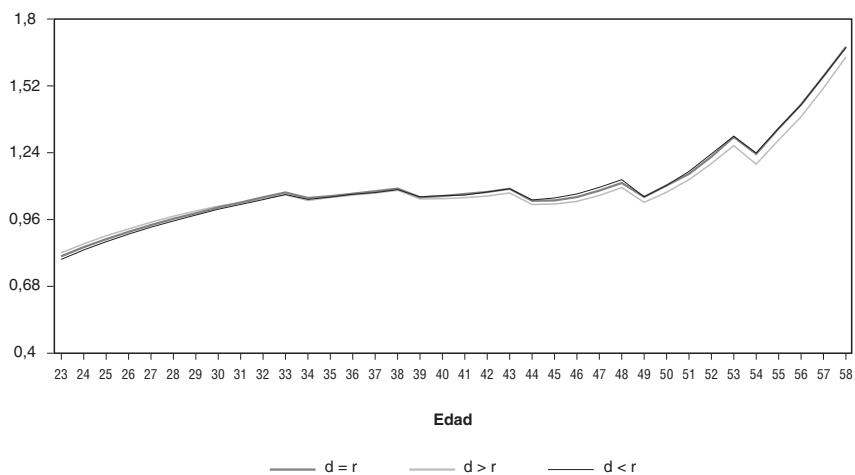


Gráfico 10: CONSUMO Y RENTA PROMEDIOS
Sdu = 0,10



Nota: enlace de los promedios de consumo para todas las cohortes consideradas a lo largo de todo el ciclo vital, y para las dos desviaciones típicas de la renta y los tres valores de la tasa de preferencia temporal.

paso, si más no, a discusiones más ricas sobre los determinantes de la tasa de ahorro que no se pueden llevar a cabo desde un punto de vista agregado. La incertidumbre en la renta (laboral y no laboral) y la estructura demográfica de la población por edades, ocupaciones, educación etc. pueden tener diferentes efectos en el comportamiento del ahorro agregado.

En segundo lugar, se establece la importancia de la incertidumbre en la renta sobre el comportamiento de los consumidores independientemente del proceso estadístico utilizado para dicha variable [*iid* o *AR(1)*, incluso con una raíz unitaria]. Además, se constata que la variabilidad del consumo es menor que la incertidumbre en la renta con independencia de la relación entre tasa de preferencia y tipo de interés y para cualquier horizonte de planificación. Por el contrario, la variabilidad del ahorro es siempre mayor que la incertidumbre de la renta y se incrementa a medida que aumenta el horizonte de planificación. La incertidumbre en los tipos de interés no se muestra como un factor relevante al no ser el nivel de dicha variable lo que influye sobre las sendas de consumo y ahorro. De nuevo se abre una vía para tratar de estudiar y cuantificar los efectos que las variables que determinan la incertidumbre en la renta (tipo de ocupación y desempleo, por ejemplo) pueden tener sobre las tasas de ahorro de la economía. El análisis mediante cohortes adecuadamente definidos puede también resultar útil para intentar cuantificar sus efectos a nivel agregado.

Una posible extensión y futura línea de investigación de este trabajo es el análisis del ahorro por el motivo precaución con mayor profundidad, analizando en qué medida el ahorro y consumo individuales se alteran en función de la situación de actividad/inactividad (o el tránsito entre diferentes situaciones de este tipo, como es el paso a la jubilación) y la relación que pueda existir entre los mismos y la disponibilidad de sistemas de seguro de todo tipo, de forma similar a Hubbard, Skinner y Zeldes (1993). En ese sentido, estas técnicas presentan un alto potencial para el análisis de las decisiones relativas a la adopción de planes de jubilación y/o sistemas de seguro para la vejez. Asimismo, posibilitan analizar la relación existente entre el consumo a lo largo del ciclo vital y las decisiones de las economías domésticas relativas a los hijos [Banks, Blundell y Preston (1994)].



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Andrés, J., A. Cutanda y R. Doménech (1997): "Los determinantes del ahorro y su influencia en el crecimiento económico", *Papeles de Economía Española*, 70, págs. 172-185.
- Argimón, I., J.M. González-Páramo y J.M. Roldán (1993): "Ahorro, riqueza y tipos de interés en España", *Investigaciones Económicas*, 17, págs. 313-332.
- Attanasio, O.P., J. Banks, C. Meghir y G. Weber (1994): "Dynamic Consumption and Saving Behavior in the US and the UK", mimeo.
- Attanasio, O.P. y G. Weber (1989): "Intertemporal Substitution, Risk Aversion and The Euler Equation for Consumption", *Economic Journal*, 99, págs. 59-73.
- Banks, J., R. Blundell e I. Preston (1994): "Measuring the Life-Cycle Consumption Costs of Children", en Blundell, R., I. Preston e I. Walker (eds.) *The Measurement of Household Welfare*, Cambridge University Press, 1994, págs. 192-214.
- Barsky, R.B., N.G. Mankiw y S.P. Zeldes (1986): "Ricardian Consumers with Keynesian Propensities", *American Economic Review*, 76, págs. 676-91.

- Bewley, T. (1977): "The Permanent Income Hypothesis: A Theoretical Formulation", *Journal of Economic Theory*, 16, págs. 252-92.
- Blinder, A.S. y A.S. Deaton (1985): "The Time-Series Consumption Revisited", *Brookings Papers on Economic Activity*, 0, págs. 465-521.
- Bosworth, B., G. Burtless y T. Sabelhaus (1991): "The Decline in Saving: Evidence from Household Surveys", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, págs. 183-256.
- Browning, M. y A. Lusardi (1997): "Household Saving: Micro Theories and Micro Facts", *Journal of Economic Literature*, 34, págs. 1.797-1.855.
- Campbell, J.Y. y N.G. Mankiw (1989): "Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence", en Blanchard, O. y S. Fischer, eds., *NBER Macroeconomics Annual 1989*, 185-216, Cambridge, MIT Press.
- Carroll, C. (1994): "How does Future Income affect Current Consumption?", *Quarterly Journal of Economics*, 109, págs. 111-147.
- Carroll, C.D. (1996): "Buffer-Stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis", *NBER Working Paper Series*, n.º 5.788.
- Carroll, C. y Samwick, A. (1997): "The Nature of Precautionary Saving", *Journal of Monetary Economics*, 40, págs. 41-75.
- Cutanda, A. (1994): "Determinantes del consumo privado en la economía española", Tesis Doctoral. Universidad de Valencia.
- Cutanda, A. (1995): "Consumo y exceso de sensibilidad a la renta: Evidencia para el caso español a partir de un pseudo-panel de la ECPF", *DT n.º 95-16. Departamento de Análisis Económico. Universidad de Valencia*.
- Deaton, A.S. (1985): "Panel data from a time-series of cross-sections", *Journal of Econometrics*, 30, págs. 109-26.
- Deaton, A.S. (1991): "Saving and Liquidity Constraints", *Econometrica*, 59, págs. 1.221-1.248.
- Deaton, A.S. (1992): *Understanding Consumption*, Caps. II y VI. University of Oxford. Clarendon Press.
- Deaton, A.S. y G. Laroque (1992): "On the Behavior of Commodity Prices", *Review of Economic Studies*, 59, págs. 1-23.
- Den Haan, W.J. y A. Marcet (1990): "Solving the Stochastic Growth Model by Parameterizing Expectations", *Journal of Business Economics and Statistics*, 8, págs. 31-34.
- Doménech, R., D. Taguas y J. Varela (1996): "The Effects of Budget Deficits on National Saving in the OECD", mimeo.
- Dynan, K. (1993): "How Prudent are Consumers?", *Journal of Political Economy*, 101, págs. 1.104-1.113.
- Goerlich, F. (1991): "Persistencia en las fluctuaciones económicas", *Investigaciones Económicas*, 15, págs. 193-202.
- Hall, R.E. (1978): "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, 96, págs. 971-87.
- Herce, J.A. (1986): "El comportamiento del ahorro en España: 1964-1984", *DT n.º 8.610, FEP*.
- Hubbard, R.G. y K.L. Judd (1986): "Liquidity Constraints, Fiscal Policy and Consumption", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, págs. 1-50.
- Hubbard, R.G., J. Skinner y S.P. Zeldes (1993): "The Importance of Precautionary Motives in Explaining Individual and Aggregate Saving", *NBER WP Series* n.º 4.516.
- INE (1985), "La Encuesta Continua de Presupuestos Familiares: Metodología y Resultados", Instituto Nacional de Estadística. Madrid.

- Kotlikoff, L.J. y L.H. Summers (1981): "The Role of Intergenerational Transfers in Aggregate Capital Formation", *Journal of Political Economy*, 89, págs. 706-32.
- Kimball, M. (1990): "Precautionary Saving in the Small and in the Large", *Econometrica*, 58, págs. 53-73.
- López, A. (1995): "Algunas Consideraciones Sobre el Uso de Datos Microeconómicos en el Análisis de la Demanda", *Hacienda Pública Española*, 132-1, págs. 133-141.
- López Salido, D. (1993): "Consumo y ciclo vital: Resultados para España con datos de panel". *Investigaciones Económicas*, 17, págs. 285-312.
- López Salido, D. (1995): "Learning About Intertemporal Substitution in Consumption from Alternative Date and Preference Specifications: The Case of Spain", CEMFI DOC n.º 9.512.
- Marcet, A. (1993): "Simulation Analysis of Dynamic Stochastic Models: Applications to Theory and Estimation", *Advanced in Econometrics 6th World Congress*. Cambridge, Cambridge University Press.
- Mariger, R.P. (1987): "A Life-Cycle Consumption Model with Liquidity Constraints: Theory and Empirical Results", *Econometrica*, 55, págs. 533-557.
- Meghir, C. y G. Weber (1996): "Intertemporal Nonseparability or Borrowing Restrictions? A Disaggregate Analysis Using a U.S. Consumption Panel", *Econometrica*, 64, págs. 1.151-1.181.
- Modigliani, F. (1988): "The Role of Intergenerational Transfers and Life Cycle Saving in the Accumulation of Wealth", *Journal of Economic Perspectives*, 2, págs. 15-40.
- Molinas, C. y D. Taguas (1991): "La tasa de ahorro de las familias y la fiscalidad: Un enfoque estructural", *Moneda y Crédito*, 192, págs. 79-105.
- Monés, M.A., R. Salas y M.A. Lasheras (1992): "Análisis de sección cruzada de los efectos de la imposición personal sobre las decisiones de ahorro", *Revista Española de Economía*, 9, págs. 227-250.
- Raymond, J.L. (1991): "El ahorro en la economía Española", *Papeles de Economía Española*, 47, págs. 155-172.
- Raymond, J.L. (1997): "Una aproximación macroeconómica al ahorro: Del círculo virtuoso de la riqueza al círculo vicioso de la pobreza", *Papeles de Economía Española*, 70, págs. 152-171.
- Schectman, J. (1976): "An Income Fluctuation Problem", *Journal of Economic Theory*, 12, págs. 218-41.
- Schectman, J. y V. Escudero (1976): "Some Results on 'An Income Fluctuation Problem'", *Journal of Economic Theory*, 16, págs. 151-66.
- Skinner, J. (1988): "Risky Income, Life Cycle Consumption, and Precautionary Savings", *Journal of Monetary Economics*, XXII, págs. 237-55.
- Smith, R.S. (1990): "Factors Affecting Saving, Policy Tools, and Tax Reform: A Review", *IMF Staff Papers*, 37, págs. 1-70.
- Zabalza, A. y J. Andrés (1991): "¿Afecta la fiscalidad al ahorro?", *Moneda y Crédito*, 192, págs. 41-78.
- Zeldes, S.P. (1989a): "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation", *Journal of Political Economy*, 97, págs. 305-46.
- Zeldes, S.P. (1989b): "Optimal Consumption with Stochastic Income: Deviations from Certainty Equivalence", *Quarterly Journal of Economics*, 104, págs. 275-98.

Fecha de recepción del original: septiembre, 1999

Versión final: junio, 2000

ABSTRACT

In this paper, we use the technique proposed by Deaton (1991) to simulate the evolution of consumption and saving of representative individuals. The simulation technique imposes the Euler equation, which has been estimated using cohort data from the ECPF between 1985 and 1995. The main aims of this study are: i) to check whether simulation techniques replicate consumption and saving aggregates and ii) to identify the effects on savings of some microeconomic factors. The results show that individuals consider the difference between the time preference rate and the interest rate (rather than their levels) as the relevant variable to allocate their lifetime wealth. They also show that uncertainty in income is a major determinant of consumption and precautionary saving in Spain.

Key words: microsimulation, cohort, pseudo-panel, Euler equation.

JEL classification: C15, C23, D12, E21.