

LA ELASTICIDAD DE SUSTITUCIÓN INTERTEMPORAL Y EL CONSUMO DURADERO: UN ANÁLISIS PARA EL CASO ESPAÑOL

ELENA MÁRQUEZ DE LA CRUZ
Universidad Complutense de Madrid

La elasticidad de sustitución intertemporal es uno de los parámetros de preferencias clave en los modelos macroeconómicos intertemporales. Diversos estudios han puesto de manifiesto una posible subestimación de ésta para el caso de distintos países. Es práctica habitual estimar el citado parámetro empleando únicamente datos de consumo de bienes no duraderos y servicios, omitiendo los flujos de servicios que el consumo duradero genera. Este modo de proceder sólo es admisible si la utilidad intratemporal es separable entre los diferentes componentes del consumo. Contrastar tal separabilidad para el caso español es uno de los objetivos de este trabajo, además de analizar la incidencia que la consideración del consumo duradero tiene sobre los valores estimados de la elasticidad de sustitución intertemporal.

Palabras clave: No separabilidad intratemporal de las preferencias; elasticidad de sustitución intratemporal; elasticidad de sustitución intertemporal; consumo duradero y no duradero.

(JEL E44, G12)

1. Motivación

La elasticidad de sustitución intertemporal es uno de los parámetros de preferencias clave en los modelos macroeconómicos intertemporales. Conocer la sensibilidad del consumo relativo intertemporal ante cambios en su precio relativo permite conocer de un modo más adecuado los efectos que sobre el ahorro pueden tener diferentes medidas de política económica.

La estimación de este parámetro de preferencias se ha realizado en numerosas ocasiones en el contexto del modelo de valoración de activos basado en consumo, CCAPM, desarrollado por Lucas (1978).

Agradezco a los dos evaluadores anónimos de la revista *Investigaciones Económicas* la labor realizada en la revisión de este trabajo.

Este modelo ha dado lugar a diversas anomalías empíricas, siendo la *anomalía de la prima de riesgo*, puesta de manifiesto por Mehra y Prescott (1985), la más conocida. La prima de riesgo de un activo financiero en el modelo CCAPM se mide a través de la covarianza de su tasa de retorno con la relación marginal de sustitución intertemporal, que depende de uno u otro modo del consumo agregado de la economía; dicha covarianza es, en general, muy baja, por lo que sólo la consideración de valores anormalmente elevados del parámetro de aversión relativa al riesgo de los inversores puede hacer que el modelo se ajuste a lo observado en las economías reales. En los modelos tradicionalmente empleados, basados en la función de utilidad separable empleada por Hansen y Singleton (1982, 1983), lo anterior es equivalente a decir que la elasticidad de sustitución intertemporal se subestima, dado que ésta no es más que el recíproco del parámetro de aversión relativa al riesgo¹.

Varias son las explicaciones dadas en la literatura a las dificultades del modelo para ajustarse a la evidencia empírica. Podemos dividir las en dos grandes grupos²:

1. *Las funciones de utilidad empleadas no son adecuadas.* Como se ha mencionado, inicialmente el modelo fue contrastado por Hansen y Singleton (1982, 1983) empleando una función de utilidad separable tanto entre momentos del tiempo como entre estados de la naturaleza. Una importantísima línea de investigación que se abrió como consecuencia de los malos resultados obtenidos en este primer contraste del modelo consiste en la consideración de funciones de utilidad con características más deseables; tal es el caso de la ruptura con la separabilidad intertemporal en las funciones de utilidad consideradas, entre otros, por Dunn y

¹La anomalía de la prima de riesgo está íntimamente ligada a la *anomalía del tipo de interés*, puesta de manifiesto por Weil (1989), que recoge el hecho de que la elevada aversión al riesgo mostrada por los agentes en el modelo CCAPM debería traducirse en tipos de interés mucho más elevados que los empíricamente observados. Una revisión de la literatura sobre las anomalías empíricas relacionadas con el modelo CCAPM puede verse, entre otros, en Campbell (2003a, 2003b), Cochrane (2001), Siegel y Thaler (1997), Kocherlakota (1996) y Abel (1991).

²Las dos líneas de investigación que consideramos mantienen los supuestos del modelo respecto a la inexistencia de costes de transacción o la perfección de los mercados. Algunos trabajos que relajan estos supuestos son Attanasio, Banks y Tanner (2002), Brav, Constantinides y Geczy (2002), Fisher (1994), He y Modest (1995), Heaton y Lucas (1992, 1995, 1996), Hugget (1993), Mankiw y Zeldes (1991), Telmer (1993) y Telmer y Zin (2002).

Singleton (1986), Abel (1990), Ferson y Constantinides (1991) y Campbell y Cochrane (1999, 2000). Por su parte, Epstein y Zin (1991) rompen además con la separabilidad entre estados de la naturaleza de la función de utilidad, descartando el enfoque de la utilidad esperada tradicionalmente empleado.

2. *Los datos de consumo empleados no son adecuados.* Muchos de los trabajos que estiman la elasticidad de sustitución intertemporal en el contexto del modelo CCAPM han hecho uso exclusivo de datos de consumo de bienes no duraderos y servicios, omitiendo por completo la utilidad que el consumo de bienes duraderos genera. Esta práctica puede considerarse como adecuada en la medida en que la utilidad intratemporal sea separable entre los diferentes componentes del consumo puesto que, en el óptimo, la utilidad marginal sería idéntica para todos ellos³. Ahora bien, si este supuesto no se verifica, el uso exclusivo de un cierto tipo de consumo en el contraste del modelo puede llevar a estimaciones sesgadas de los parámetros. Diversos trabajos han estimado el parámetro de separabilidad intraperíodo entre los bienes de consumo no duradero y los bienes de consumo duradero. Destacamos, entre otros, Dunn y Singleton (1986), Eichenbaum y Hansen (1990), Ogaki y Reinhart (1998a, 1998b), Mamaysky (2001), Okubo (2002), Pakos (2003), Yogo (2003) y Wirjanto (2004). La principal conclusión es que la no consideración del consumo duradero como componente del consumo que genera efectos sobre la utilidad corriente sesga las estimaciones de los parámetros de preferencias intertemporales. Para el caso español, López Salido (1993) analiza la separabilidad intratemporal de las preferencias empleando datos microeconómicos procedentes de la *Encuesta Continua de Presupuestos Familiares* para el período 1985-89. Sus resultados apoyan la no separabilidad intratemporal de las preferencias.

La elasticidad de sustitución intertemporal ha sido estimada en el contexto del modelo CCAPM para el caso español por, entre otros, Rubio (1995) y Rodríguez López (1997). En ambos casos, los datos de consumo empleados recogen únicamente el gasto en bienes de consumo no duradero, excluyendo del análisis el consumo de bienes duraderos. Los resultados de las estimaciones de la elasticidad de sustitución intertem-

³Véase Deaton (1992).

poral para el caso español confirman lo encontrado por Hall (1988) y Hansen y Singleton (1996) para el caso de la economía norteamericana, a saber, valores excesivamente reducidos de la misma, e incluso negativos en algunos casos.

A diferencia de estos trabajos, nuestro objetivo es aportar evidencia empírica para el caso español cuando se toma en consideración el consumo duradero en el análisis, considerando sus efectos sobre los parámetros de preferencias estimados, especialmente sobre la elasticidad de sustitución intertemporal. Así, nos proponemos analizar en qué medida es adecuado estimar dicha elasticidad para el caso español considerando únicamente la información relativa al consumo de bienes no duraderos y servicios; es decir, nos planteamos analizar si una función de utilidad corriente que incluya como argumentos tanto el consumo de bienes no duraderos como el consumo de bienes duraderos lleva a valores estimados de los parámetros de preferencias más razonables y, en este sentido, pretendemos contrastar si la exclusión del consumo duradero sesga a la baja los valores estimados de la elasticidad de sustitución intertemporal. Por otro lado, a diferencia de López Salido, emplearemos datos macroeconómicos en el análisis y un período muestral diferente.

Este trabajo se organiza del siguiente modo: en primer lugar, en la Sección 2, expondremos brevemente el modelo teórico que recoge la no separabilidad entre consumo duradero y no duradero de la función de utilidad corriente. La Sección 3 describe las series de datos empleadas, mientras que en la Sección 4 recogemos los resultados de la estimación de la elasticidad de sustitución intratemporal entre consumo duradero y no duradero siguiendo el enfoque de Ogaki y Reinhart (1998a). Por su parte, la Sección 5 estima, mediante el Método Generalizado de los Momentos en dos etapas, la Ecuación de Euler resultante del proceso de maximización intertemporal de los inversores, empleando datos de consumo que consideran el flujo de servicios que el consumo duradero genera, lo que nos permite obtener estimaciones de la elasticidad de sustitución intertemporal para el caso español. Por último, la Sección 6 recoge las conclusiones del trabajo.

2. El modelo

Seguiremos el modelo propuesto por Ogaki y Reinhart (1998a) con leves modificaciones. Las preferencias del agente representativo vienen recogidas en la siguiente función de utilidad intertemporal

$$U = E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} \right) \left[u_t^{1 - \frac{1}{\sigma}} - 1 \right] \right], \quad [1]$$

donde $\sigma > 0$ es la elasticidad de sustitución intertemporal y $\beta > 0$ es el factor de descuento subjetivo. La utilidad intratemporal viene recogida a través de una función con elasticidad de sustitución constante (función CES):

$$u_t = \left[\alpha C_t^{1 - \frac{1}{\varepsilon}} + (1 - \alpha) S_t^{1 - \frac{1}{\varepsilon}} \right]^{\frac{1}{1 - \frac{1}{\varepsilon}}}, \quad \varepsilon > 0, \quad \alpha > 0. \quad [2]$$

C_t es el consumo de bienes no duraderos y servicios, S_t es el flujo de servicios que el consumo de bienes duraderos genera, ε es la elasticidad de sustitución intratemporal entre el consumo de bienes no duraderos y duraderos y α es una constante positiva que muestra la importancia que el consumo de bienes no duraderos tiene en la utilidad corriente de los agentes⁴. Respecto a S_t , el consumo duradero genera servicios más allá del período en el que se realiza el gasto, hecho recogido en la expresión

$$S_t = D_t + \delta D_{t-1} + \delta^2 D_{t-2} + \dots, \quad 0 < \delta < 1, \quad [3]$$

donde $(1 - \delta)$ es la tasa de depreciación de los bienes de consumo duradero y D_t es el gasto en consumo duradero del período t . Obsérvese que si $\varepsilon = 1$, la expresión [2] converge a la función Cobb-Douglas, mientras que si $\varepsilon = 0$, la utilidad corriente convergería a la función de utilidad de Leontief⁵.

El agente representativo invierte A_{t+1} en activos financieros en el período t , además de realizar gasto en consumo. Sea R_{t+1}^i la tasa de retorno bruta del activo i para el citado período, A_{t+1}^i la riqueza invertida en

⁴Ogaki y Reinhart (1998a) consideran el caso de preferencias homotéticas; también éste es el caso de Dunn y Singleton (1986), que además de homoteticidad suponen que la elasticidad de sustitución entre los dos bienes es unitaria, es decir, consideran una función de utilidad corriente tipo Cobb-Douglas. El supuesto de homoteticidad es relajado en Pakos (2003).

⁵Un análisis detallado puede verse en Pakos (2003).

dicho activo y P_t el precio relativo de los bienes de consumo duradero en relación a los bienes de consumo no duradero. El problema al que se enfrenta el agente representativo es la maximización de la función de utilidad [1] sujeta a la siguiente restricción presupuestaria (expresada en términos del bien de consumo no duradero), que ha de verificarse período a período:

$$C_t + P_t D_t + A_{t+1} = \sum_i R_{t+1}^i A_t^i \quad [4]$$

Las siguientes expresiones recogen la utilidad marginal de los bienes de consumo no duradero, $UMa_{1,t}$, y duradero, $UMa_{D,t}$, para el período t :

$$UMa_{1,t} = \alpha C_t^{-\frac{1}{\varepsilon}} \left[\alpha C_t^{1-\frac{1}{\varepsilon}} + (1-\alpha) S_t^{1-\frac{1}{\varepsilon}} \right]^{\frac{(\sigma-\varepsilon)}{\sigma(\varepsilon-1)}} \quad [5]$$

$$UMa_{D,t} = E_t \left[\sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^\tau \delta^\tau UMa_{2,t+\tau} \right], \quad [6]$$

donde $UMa_{2,t}$ no es más que la utilidad marginal del flujo de servicios que el consumo duradero genera y viene recogida en la siguiente expresión:

$$UMa_{2,t} = (1-\alpha) S_t^{-\frac{1}{\varepsilon}} \left[\alpha C_t^{1-\frac{1}{\varepsilon}} + (1-\alpha) S_t^{1-\frac{1}{\varepsilon}} \right]^{\frac{(\sigma-\varepsilon)}{\sigma(\varepsilon-1)}} \quad [7]$$

El proceso de maximización de la utilidad intertemporal de los agentes se plasmará en la siguiente ecuación de Euler,

$$E_t \left[\beta \frac{UMa_{1,t+1}}{UMa_{1,t}} R_{t+1}^i \right] = 1, \quad \forall i \quad [8]$$

Dado que estamos ante un modelo con dos bienes, es posible emplear además la condición de primer orden que nos muestra que para cada período t , el precio relativo de los bienes debe igualarse a la relación marginal de sustitución entre ambos, es decir,

$$P_t = \frac{E_t \left[\sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^\tau \delta^\tau UMa_{2,t+\tau} \right]}{UMa_{1,t}} \quad [9]$$

Multiplicando ambos miembros de la expresión [9] por $\left(\frac{C_t}{D_t}\right)^{-\frac{1}{\varepsilon}}$ y operando, se obtiene:

$$P_t \left[\frac{C_t}{D_t} \right]^{-\frac{1}{\varepsilon}} \quad [10]$$

$$= E_t \left[\left(\frac{1-\alpha}{\alpha} \right) \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^{\tau} \delta^{\tau} \left(\frac{S_{t+\tau}}{D_t} \right)^{-1/\varepsilon} \left(\frac{C_t}{C_{t+\tau}} \right)^{-1/\varepsilon} \frac{UMa_{1,t+\tau}}{UMa_{1,t}} \right]$$

Esta expresión es la base para la estimación de la elasticidad de sustitución intratemporal entre los dos tipos de bienes de consumo.

En el caso en que $\varepsilon = \sigma$, convergeríamos al modelo separable, puesto que, en este caso, la utilidad pasaría a ser

$$U = E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \right) \left(\alpha C_t^{1-\frac{1}{\sigma}} + (1-\alpha) S_t^{1-\frac{1}{\sigma}} \right) \right], \quad \sigma > 0, \quad \beta > 0, \quad [11]$$

por lo que la relación marginal de sustitución intertemporal tomaría la forma habitual, a saber, $RMSI_{t,t+1} = \beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\frac{1}{\sigma}}$, dependiendo únicamente del consumo de bienes no duraderos.

3. Los datos

Comenzamos con el consumo. Los datos que hemos empleado en nuestro análisis proceden de Uriel *et. al.* (2000) y del INE (varios años). Los datos son anuales y cubren el período 1954-2002⁶. Tras homogeneizar los datos disponibles, hemos elaborado dos series a precios constantes de 1986, una de gasto en consumo de bienes no duraderos y servicios (CNDYS), y otra de gasto en consumo de bienes duraderos⁷ (CD). Aunque la serie de consumo empleada procede del enlace de dos series distintas, es importante destacar que el contenido de las series enlazadas sí es homogéneo en el sentido de que conceptualmente miden

⁶Aunque en el momento de redacción de este trabajo existen datos avance de la Contabilidad Nacional para el año 2003, el nivel de desagregación de los mismos no permite diferenciar entre consumo duradero y no duradero. Dado que los datos de consumo por tipo de bien se publican con frecuencia anual, hemos tenido que optar por datos anuales.

⁷Un análisis detallado puede verse en Márquez de la Cruz (2004).

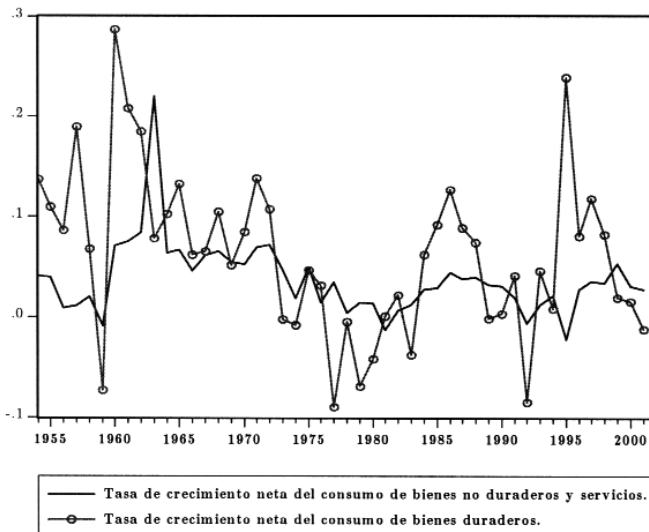
lo mismo, a saber, el gasto en consumo por tipo de bien. El apéndice recoge detalladamente qué bienes se incluyen en cada caso.

CUADRO 1
Principales estadísticos de las variables empleadas

Variable	Media	Mediana	Desv. típ.
<i>CD</i> : tasa de crecimiento neta	0.0618	0.0638	0.0813
<i>CNDYS</i> : tasa de crecimiento neta	0.0373	0.0329	0.0365
<i>CT</i> : tasa de crecimiento neta	0.0399	0.0367	0.0356
C_t/D_t : tasa de crecimiento neta	-0.0185	-0.0254	0.0688
P_t : tasa de crecimiento neta	-0.0131	-0.0135	0.0485
R_{t+1}^f	1.0096	1.0094	0.0612
R_{t+1}^{IGTBM}	1.0768	1.0401	0.2430

El Cuadro 1 recoge los principales estadísticos de las variables empleadas en este trabajo. Respecto al consumo, se incluyen los principales estadísticos de las tasas de crecimiento del consumo por tipo de bien, así como del consumo total (CT); la tasa de crecimiento media del consumo de bienes duraderos fue superior a la de los bienes de consumo no duradero y servicios (un 6.18 por ciento frente al 3.73 por ciento de los no duraderos), siendo también el gasto en bienes duraderos más volátil. Respecto al consumo total, su crecimiento medio se situó en torno al 4 por ciento. El Gráfico 1 recoge la evolución de las tasas de crecimiento del consumo por tipo de consumo para el período considerado.

GRÁFICO 1
Tasas de crecimiento netas del consumo: 1954-2002



Para calcular los flujos de servicios que el consumo duradero genera, hemos procedido a calcular la expresión [3] para el caso español. Hemos introducido dos diferencias respecto a los trabajos de Ogaki y Reinhart (1998a, 1998b):

1. En primer lugar, hemos considerado que el consumo duradero genera servicios durante un número finito de períodos. Concretamente, supondremos que el consumo duradero genera servicios durante 11 años. Para elegir este período de 11 años hemos tenido en cuenta la duración media del bien de consumo duradero por excelencia: *los vehículos de turismo*. Concretamente, hemos recurrido a las *tablas de depreciación de los vehículos de turismo, todo terreno y motocicletas ya matriculados* publicadas por el Ministerio de Hacienda⁸.
2. En segundo lugar, suponemos que la tasa de depreciación de los bienes de consumo duradero es mayor cuanto más nos alejamos del período en que dichos bienes se adquirieron; dicho de otro modo, supondremos que la tasa de depreciación es variable.

Así, la expresión [3] en nuestro caso se convierte en:

$$S_t = \sum_{k=0}^{10} \delta_{t-k} D_{t-k}, \delta_t = 1,$$

donde los valores de δ_{t-k} son tomados de las tablas de depreciación anteriormente citadas.

Para calcular el precio relativo de los bienes de consumo duradero y no duradero, hemos procedido del siguiente modo: en primer lugar, hemos calculado el deflactor para cada tipo de bien como el cociente entre el gasto en consumo por tipo a precios corrientes y el gasto en consumo por tipo a precios constantes, tomando 1986 como año base. De nuevo, los datos proceden de Uriel *et. al.* (2000) y del INE (varios años). Una vez obtenido el deflactor para cada tipo de bien, el precio relativo se calcula como el cociente entre ambos. El Cuadro 1 recoge las

⁸Nos referimos a la Orden del Ministerio de Economía y Hacienda de 15 de diciembre de 1998, anexo IV. En estas tablas hemos tomado como referencia el número de años a partir del cual el valor del vehículo en cuestión está por debajo del 15 por ciento de su valor inicial. Como veremos en las secciones posteriores, los resultados no son sensibles al período elegido.

tasas de crecimiento netas del precio y consumo relativos de los bienes considerados; como podemos observar, ambas variables disminuyeron en media durante el período analizado.

Respecto a las tasas de retorno, en el análisis empírico hemos optado por emplear la tasa de retorno real del activo sin riesgo, R_{t+1}^f . A partir de 1987, el tipo de interés nominal anual se ha calculado como el tipo de interés medio de las diferentes emisiones de Letras del Tesoro a un año habidas a lo largo del año en consideración; para el período 1954-86, al no disponer de datos fiables sobre Letras del Tesoro, hemos optado por utilizar el rendimiento interno en Bolsa de las obligaciones eléctricas⁹; las series proceden del *Boletín Estadístico* del Banco de España. El rendimiento real se ha obtenido empleando la variación anual del deflactor implícito del consumo de bienes no duraderos y servicios. El tipo de interés real medio se situó en torno al 1 por ciento para el período 1954-2002, con una desviación típica levemente superior al 6 por ciento anual.

Hemos recogido también los principales estadísticos de la tasa de retorno bruta real calculada a partir del Índice General Total de la Bolsa de Madrid (IGTBM), R_{t+1}^{IGTBM} ; esta tasa de retorno suele considerarse en los trabajos empíricos como una aproximación al rendimiento de la cartera de mercado y será empleada como instrumento en la estimación por el Método Generalizado de los Momentos en la sección 5. Como vemos en el Cuadro 1, la tasa de retorno bruta real media del IGTBM se situó levemente por debajo del 8 por ciento anual, con una desviación típica superior al 24 por ciento.

Para concluir esta sección, analizaremos la estacionariedad de las series implicadas en el análisis. Los Cuadros 2 y 3 recogen, respectivamente, los resultados de los tests de raíces unitarias Dickey-Fuller aumentado (ADF) y Phillips-Perron¹⁰ para las siguientes series: logaritmo del precio relativo de las dos categorías de bienes consideradas, p_t ; diferencia en logaritmos del gasto en los dos tipos de bienes de consumo, $(c_t - d_t)$; tasa de crecimiento del consumo total; tasas de retorno reales

⁹En este sentido, hemos seguido a Esteve y Tamarit (1994).

¹⁰En los Cuadros, (**) indica rechazo de la hipótesis nula de existencia de raíces unitarias a un nivel de significación del 1 por ciento y (*) del 5 por ciento. Los valores críticos se han obtenido de MacKinnon (1991). El número de retardos elegido (entre paréntesis) para el test ADF es aquel para el que el mayor retardo de la variable en primeras diferencias es significativo, empezando por un retardo $k = 4$, y para el test Phillips-Perron el que se corresponde con el procedimiento de Newey y West (1987).

brutas del activo sin riesgo y del IGTBM. Las columnas (1), (2) y (3) recogen, respectivamente, los resultados de los citados tests para los modelos con constante y tendencia, con constante y sin tendencia, y sin constante ni tendencia.

CUADRO 2
Test ADF de raíces unitarias

Variable	(1)	(2)	(3)
p_t	-2.35 (0)	-2.26 (0)	-1.09 (0)
Δp_t	-6.27** (0)	-6.33** (0)	-6.02** (0)
$(c_t - d_t)$	-2.59 (0)	-2.88 (0)	-2.42* (0)
$\Delta(c_t - d_t)$	-5.72** (0)	-5.65** (0)	-5.39** (0)
<i>CT: tasa de crecimiento</i>	-3.85** (0)	-3.52** (0)	-0.22 (0)
R_{t+1}^f	-5.29** (0)	-4.85** (0)	-0.18 (0)
R_{t+1}^{IGTBM}	-3.72* (0)	-3.73** (0)	-0.79 (0)

CUADRO 3
Test Phillips-Perron de raíces unitarias

Variable	(1)	(2)	(3)
p_t	-2.48 (3)	-2.31 (3)	-1.40 (3)
Δp_t	-6.30** (3)	-6.36** (3)	-6.06** (3)
$(c_t - d_t)$	-2.61 (3)	-2.78 (3)	-2.12* (3)
$\Delta(c_t - d_t)$	-5.73** (3)	-5.65** (3)	-5.40** (3)
<i>CT: tasa de crecimiento</i>	-3.96** (3)	-3.62** (3)	-0.24 (3)
R_{t+1}^f	-5.44** (3)	-4.97** (3)	-0.00 (3)
R_{t+1}^{IGTBM}	-3.75* (3)	-3.78** (3)	-0.65 (3)

Obsérvese que tanto el precio relativo como el consumo relativo son variables $I(1)$, puesto que no podemos rechazar la existencia de raíces unitarias en niveles, pero sí en primeras diferencias, excepto en el caso del consumo relativo para el modelo sin constante y sin tendencia, columna (3), caso en el que la hipótesis nula de existencia de raíces unitarias se rechaza para un nivel de significación del 5 por ciento. No obstante lo dicho, el procedimiento propuesto por Holden y Perman (1994) rechaza que éste sea el verdadero proceso generador de los datos y confirma la no estacionariedad de $(c_t - d_t)$. Estos resultados serán empleados en la sección 4 en la que aplicamos un análisis de cointegración entre consumo y precio relativos. Respecto a las tasas de retorno, tanto en el caso del tipo de interés real como en el caso del IGTBM, la hipótesis nula de existencia de raíces unitarias no puede ser rechazada únicamente cuando consideramos el modelo que no incluye ni constante ni tendencia. Este mismo resultado se verifica para el caso

de la tasa de crecimiento del consumo total. Sin embargo, siguiendo de nuevo a Holden y Perman (1994) podemos rechazar que éste sea el verdadero proceso generador de los datos, por lo que podemos concluir que dichas series son estacionarias .

4. Estimación de la elasticidad de sustitución intratemporal

La idea en Ogaki y Reinhart (1998a) es emplear la ecuación [10] con el objetivo de estimar el valor de la elasticidad de sustitución entre el consumo de bienes no duraderos y el consumo de bienes duraderos. Bajo ciertos supuestos, es posible demostrar que el lado derecho de tal expresión es estacionario¹¹. Si éste fuera el caso, y tomáramos logaritmos en el lado izquierdo de la expresión [10], obtendríamos que las variables $(p_t, c_t - d_t)$ están cointegradas, siendo $(1, -1/\varepsilon)$ el vector de cointegración. Para estimar este vector de cointegración consideraremos la regresión

$$p_t = \mu + \frac{1}{\varepsilon}(c_t - d_t) + v_t, \quad [12]$$

donde v_t es un proceso estacionario de media cero y $\mu = \ln\left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)$. Este modo de especificar el modelo, nos permite estimar directamente el valor de α , a diferencia de lo que hacen Ogaki y Reinhart, que estiman dicho parámetro de un modo indirecto¹². Es posible demostrar que, aunque el estimador por mínimos cuadrados ordinarios es super-consistente, no es asintóticamente eficiente, por lo que estimaremos ε empleando el método de la *cointegración canónica* propuesto por Park (1992)¹³. La idea fundamental es transformar los datos para corregir-

¹¹Se supone una economía de dotaciones en la que el logaritmo de las dotaciones de ambos tipos de bienes es estacionario. Ogaki y Reinhart (1998a), y Okubo (2002) muestran que, aunque la estacionariedad de $\frac{UM_{a_{1,t+\tau}}}{UM_{a_{1,t}}}$ no se deriva necesariamente de los supuestos del modelo, éste es un supuesto válido, al menos desde el punto de vista empírico.

¹²En este sentido, hemos seguido a Wirjanto (2004).

¹³Un estudio detallado de esta técnica puede verse en Ogaki (1993), Cooley y Ogaki (1996) y Ogaki, Jang y Lim (2003). Otros métodos llevan también a estimadores que cumplen todas las propiedades deseables. Tal es el caso de la estimación por *mínimos cuadrados ordinarios plenamente modificados* (Full-Modified Ordinary Least Squares, FMOLS) propuesto por Phillips y Hansen (1990) y la estimación por mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (Dynamic Ordinary Least Squares, DOLS) propuesto por Stock and Watson (1993). Ambos métodos, junto con el de la cointegración canónica, son aplicados por Wirjanto (2004) al caso de Canadá, obteniendo que los resultados difieren de modo no significativo.

los de endogeneidad y correlación serial. Emplearemos también el test $H(p, q)$ propuesto por Park (1990) para el análisis de cointegración. Dicho test nos permite contrastar la hipótesis de cointegración tanto determinista, $H(0, 1)$, como estocástica, $H(1, q)$. La diferencia entre ambos conceptos se basa en el hecho de que el vector de cointegración que elimina las tendencias estocásticas entre las variables puede, además, eliminar o no las tendencias deterministas. En el primer caso, hablamos de cointegración determinista, mientras que si las tendencias deterministas no son eliminadas por el vector de cointegración, estamos ante el supuesto de cointegración estocástica¹⁴. A continuación exponemos brevemente el modo en que se obtiene el test $H(p, q)$. Consideremos la regresión de cointegración

$$X_1(t) = \theta_c + \Psi X_2(t) + e_c(t),$$

donde $(1, -\Psi)$ es el vector de cointegración. La idea del test $H(p, q)$ es añadir tendencias deterministas espurias a la regresión de cointegración anterior para, a continuación, emplear el *test* de Wald. Concretamente, si consideramos ahora la regresión

$$X_1(t) = \theta_c + \sum_{i=1}^q \eta_i t^i + \Psi X_2(t) + e_c(t),$$

el test $H(p, q)$ es el estadístico de Wald bajo la hipótesis nula $\eta_{p+1} = \eta_{p+2} = \dots = \eta_q = 0$. Varias razones nos han llevado a optar por este test de cointegración en lugar de emplear otros más habituales: en primer lugar, este *test* presenta buenas propiedades en muestras pequeñas, tal y como se muestra en Ogaki y Park (1991) y Han (1996). Ogaki y Park, partiendo del hecho de que todos los *tests* de cointegración presentan problemas en muestras pequeñas, comparan los resultados de los tests de Johansen y Park bajo diferentes supuestos, concluyendo que el test de Park se comporta mejor en muestras de tamaño reducido¹⁵. Por otro lado, Han (1996) señala algunas precauciones que han de tomarse cuando se emplea el test $H(p, q)$ en muestras pequeñas, tales como

¹⁴ Los conceptos de cointegración determinista y estocástica pueden verse de modo detallado en, entre otros, Ogaki (1993) y Han y Ogaki (1997).

¹⁵ El estudio se realiza con simulaciones de Montercalo considerando un tamaño muestral de 100 observaciones.

elegir un valor de q reducido¹⁶. Por otro lado, dado que no estamos interesados en el número de vectores de cointegración ni en la dinámica a corto plazo del modelo, el test de Park es preferible al de Johansen. Los resultados de la estimación de la ecuación [12] se recogen en el Cuadro 4¹⁷.

CUADRO 4
Elasticidad de sustitución intratemporal. Resultados de la regresión de cointegración canónica

* μ	* ε	** $H(0,1)$	** $H(1,2)$	** $H(1,3)$	** $H(1,4)$	** $H(1,5)$
1.9320 (0.0326)	1.5623 (0.1605)	0.1705 (0.6796)	0.4892 (0.4843)	5.5303 (0.0630)	5.8476 (0.1193)	6.0001 (0.1991)

*Los valores entre paréntesis son errores estándar

**Los valores entre paréntesis son *valores p asintóticos*

Como puede observarse, los valores estimados tanto de μ como de ε son significativamente distintos de cero; el hecho de que la elasticidad de sustitución intratemporal sea no nula, nos permite hablar de la existencia de un cierto grado de sustituibilidad entre los dos componentes del gasto en consumo, si bien hasta que no dispongamos de las estimaciones de la elasticidad de sustitución intertemporal no podremos verificar si la utilidad es o no intratemporalmente separable. Por otro lado, obsérvese que los resultados permiten rechazar la hipótesis nula $\varepsilon = 1$, por lo que podemos descartar la función de utilidad Cobb-Douglas como válida para el caso español. El mismo resultado obtienen Ogaki y Reinhart (1998a) para Estados Unidos, Okubo (2002) para Japón y Wirjanto (2004) para Canadá.

A partir del valor estimado de μ , podemos obtener el valor de $\hat{\alpha}$ como $\hat{\alpha} = \left(\frac{\exp(\frac{\mu}{\varepsilon})}{1 + \exp(\frac{\mu}{\varepsilon})} \right) = 0.774976$. Por último, el test de Park (1990) muestra que la hipótesis nula de cointegración tanto estocástica como determinista no puede rechazarse para un nivel de significación del 5 por ciento en ninguno de los casos considerados, por lo que el modelo no es rechazado a los niveles de significación convencionales.

¹⁶La disponibilidad de datos de consumo para el caso español hace que, en nuestro caso, dispongamos únicamente de 49 datos, por lo que, aunque consideramos que el test elegido es el apropiado, se ha de ser cauteloso con los resultados. No obstante lo dicho consideramos que, al tratarse de datos anuales, el período cubierto es suficientemente significativo.

¹⁷La estimación se ha realizado con la rutina CCR para GAUSS de Jang y Ogaki, incluida en Ogaki *et. al.* (2003).

5. Estimación de la elasticidad intertemporal de sustitución

Para estimar la elasticidad de sustitución intertemporal emplearemos el Método Generalizado de los Momentos propuesto por Hansen (1982) pero con alguna modificación. Concretamente, siguiendo a Ogaki y Reinhart (1998a) emplearemos el *Método Generalizado de los Momentos en dos etapas*.

En nuestro modelo, la Ecuación de Euler [8] toma la siguiente forma¹⁸:

$$1 = E_t \left[\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}} \left(\frac{\left[\alpha C_{t+1}^{1-\frac{1}{\varepsilon}} + (1-\alpha) S_{t+1}^{1-\frac{1}{\varepsilon}} \right]}{\left[\alpha C_t^{1-\frac{1}{\varepsilon}} + (1-\alpha) S_t^{1-\frac{1}{\varepsilon}} \right]} \right)^{\frac{(\sigma-\varepsilon)}{\sigma(\varepsilon-1)}} R_{t+1}^f \right] \quad [13]$$

La idea en Ogaki y Reinhart (1998a) es introducir los valores estimados de ε y α en la etapa anterior en la ecuación [13] para proceder a la estimación de σ . Este modo de proceder no afecta a la distribución asintótica de los estimadores obtenidos por el Método Generalizado de los Momentos¹⁹. Sea Z_t un conjunto de variables instrumentales conocidas por los agentes en el período t y definamos ξ_{t+1} como

$$\xi_{t+1} = 1 - \left[\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}} \left(\frac{\left[\alpha C_{t+1}^{1-\frac{1}{\varepsilon}} + (1-\alpha) S_{t+1}^{1-\frac{1}{\varepsilon}} \right]}{\left[\alpha C_t^{1-\frac{1}{\varepsilon}} + (1-\alpha) S_t^{1-\frac{1}{\varepsilon}} \right]} \right)^{\frac{(\sigma-\varepsilon)}{\sigma(\varepsilon-1)}} R_{t+1}^f \right]$$

El método GMM estima β y σ explotando la siguiente condición de ortogonalidad:

$$0 = E [\xi_{t+1} Z_t] \quad [14]$$

La estimación por el Método Generalizado de los Momentos exige como único requisito para la verificación de todas las propiedades deseables de los estimadores, que las variables que entran en la estimación sean

¹⁸ Obviamente, dado que nos estamos centrando en el rendimiento del activo sin riesgo, sería posible sacar R_{t+1}^f del operador esperanza. No obstante, la forma habitual de escribir la Ecuación de Euler es la que recoge [13].

¹⁹ Véase Ogaki (1993), y Ogaki *et. al.* (2003), para una explicación sobre esta cuestión.

estacionarias²⁰. Por otro lado, estimar mediante el Método Generalizado de los Momentos nos lleva a la necesidad de plantearnos la elección de los instrumentos. Desde el punto de vista teórico, el único requisito que ha de satisfacer una variable para poder ser instrumento es que sea conocida por los agentes en el momento de tomar sus decisiones. Así, hemos procedido a realizar la estimación considerando dos diferentes grupos de instrumentos con el fin de analizar si los resultados son sensibles a los mismos. Con el objetivo de paliar el problema de la agregación temporal de los datos sobre las estimaciones, siguiendo, entre otros, a Hall (1988), Hansen y Singleton (1996) y Amano y Wirjanto (1997), hemos retardado dos períodos las variables empleadas como instrumentos²¹. Así, hemos considerado los siguientes instrumentos:

1. $I1$: incluye una constante, la tasa de crecimiento del consumo total retardada dos períodos y el tipo de interés real retardado dos períodos.
2. $I2$: incluye una constante, la tasa de crecimiento del consumo total y la tasa de retorno bruta real del IGTBM, retardadas ambas dos períodos.

CUADRO 5
Resultados de la estimación por el Método Generalizado de los Momentos en dos etapas

	ε	α	** β	** σ	** <i>Test de Hansen</i>
$I1$	1,5623	0,7749	0,9484 (0,0000)	2,3968 (0,0000)	3,3090 (0,0689)
$I2$	1,5623	0,7749	0,9458 (0,0000)	2,4561 (0,0000)	1,6307 (0,2015)

**Los valores entre paréntesis son *valores p asintóticos*

El Cuadro 5 recoge los valores estimados de β y σ , tomando como dados los valores de ε y α obtenidos en la etapa anterior. Cabe señalar que, a diferencia de Ogaki y Reinhart (1998a), dejamos libre el factor de descuento subjetivo en la estimación.

²⁰Véanse los Cuadros 2 y 3 de la sección 3.

²¹Aunque, como destacan Ogaki *et. al.* (2003), cap. 10, retardar un período más los instrumentos no resuelve plenamente el problema de la agregación temporal en modelos no lineales, al menos reduce sus efectos.

Los dos parámetros estimados son significativamente distintos de cero, tanto con el grupo de instrumentos $I1$ como con el grupo $I2$. Por otro lado, el contraste de las restricciones de sobreidentificación del modelo no permite rechazarlo en ninguno de los casos considerados. El valor estimado de β es inferior a la unidad, mientras que el valor estimado de σ está por encima de ésta. Por otro lado, podemos señalar que las estimaciones no son sensibles a los instrumentos empleados, puesto que los valores estimados de los parámetros no difieren significativamente.

Si comparamos los resultados con los obtenidos empleando el mismo modelo para otros países, podemos señalar que las estimaciones de σ son levemente superiores a las obtenidas por Wirjanto (2004) para el caso de Canadá y muy superiores a las obtenidas por Ogaki y Reinhart (1998a, 1998b) para el caso de Estados Unidos y Okubo (2002) para Japón. Es importante destacar que en los trabajos anteriores se impone en la estimación el valor del factor de descuento subjetivo. Por ejemplo, Ogaki y Reinhart imponen un valor de β igual a 0.99 y 0.995 para datos trimestrales²². Dado que el factor de descuento subjetivo y la elasticidad de sustitución intertemporal se relacionan de forma negativa, y dado que los valores estimados de β en nuestro análisis son inferiores a los impuestos por Ogaki y Reinhart, no es sorprendente que la elasticidad de sustitución intertemporal estimada sea superior en nuestro caso. De hecho, cuando fijamos en la estimación los valores de β empleados en los trabajos citados, las estimaciones de σ son considerablemente inferiores a las presentadas en el Cuadro 5.

Por otro lado, los valores estimados de σ son muy superiores a los obtenidos en otros trabajos aplicados al caso español con datos macroeconómicos²³, si bien se sitúan por debajo de las estimaciones obtenidas con datos microeconómicos²⁴. López Salido (1993) estima la elasticidad de sustitución intertemporal con datos procedentes de la *Encuesta Continua de Presupuestos Familiares* para el período 1985-89; los valores estimados se sitúan entre 2.8 y 6 en función del subperíodo muestral considerado y de los datos de consumo empleados. Así pues, nuestras estimaciones no son superiores a las obtenidas en el trabajo mencionado.

²²Es decir, el factor de descuento subjetivo anual toma los valores 0.9605 y 0.9801, superiores a los que obtenemos en nuestra estimación.

²³Véase Rodríguez López (1997).

²⁴Este resultado es coherente con lo obtenido por López Salido (1995) que demuestra que el valor estimado de la elasticidad de sustitución intertemporal con datos agregados es menor que el obtenido con datos microeconómicos.

Dado que hemos fijado en $t = 11$ el número de períodos en los que el consumo duradero genera servicios, a continuación hemos analizado en qué medida los resultados varían cuando tomamos períodos de tiempo inferiores o superiores. Concretamente, hemos repetido el proceso de estimación para $t = 13$ y $t = 7$. Hemos recogido los resultados para el grupo de instrumentos $I1$ en el Cuadro 6. Como observamos, las estimaciones no son sensibles a valor de t elegido²⁵.

CUADRO 6
Resultados de la estimación por el Método Generalizado de los Momentos en dos etapas para distintas medidas del flujo de servicios del consumo duradero ($I1$)

	ε	α	** β	** σ	** <i>Test de Hansen</i>
$t = 13$	1,5623	0,7749	0,9498 (0,0000)	2,3822 (0,0000)	3,3851 (0,0657)
$t = 7$	1,5623	0,7749	0,9526 (0,0000)	2,3768 (0,0000)	3,3886 (0,0656)

**Los valores entre paréntesis son *valores p asintóticos*

Para contrastar el supuesto de separabilidad intratemporal, podemos emplear de modo conjunto los resultados obtenidos en las estimaciones de las elasticidades de sustitución intratemporal e intertemporal y contrastar la hipótesis nula $\varepsilon = \sigma$. Los ratios t toman los valores -5.19 y -5.56 para las estimaciones obtenidas con los grupos de instrumentos $I1$ e $I2$, respectivamente, por lo que podemos rechazar el modelo separable. Por lo tanto, podemos concluir que, en el caso español, la utilidad no es intratemporalmente separable.

Por último, el Cuadro 7 recoge los resultados obtenidos con el modelo separable que, como ya hemos dicho con anterioridad, implica que la relación marginal de sustitución intertemporal dependen únicamente del consumo de bienes no duraderos y servicios. La Ecuación de Euler a estimar en este caso es

$$1 = E_t \left[\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-1/\sigma} R_{t+1}^f \right]. \quad [15]$$

²⁵ Los resultados se repiten para el caso del grupo de instrumentos $I2$.

Con el objetivo de poder comparar los resultados del modelo separable en cuanto al valor estimado de la elasticidad de sustitución intertemporal con los obtenidos en el modelo no separable, hemos fijado el valor β en la estimación; concretamente, hemos tomado el valor estimado en el caso del modelo no separable y hemos procedido a estimar la elasticidad de sustitución intertemporal en el modelo separable. Obsérvese que el valor estimado de σ es significativamente distinto de cero en los dos casos considerados, si bien los valores estimados son considerablemente inferiores a los obtenidos en el modelo no separable (2.39 en el modelo no separable frente a 0.0080 en el modelo separable para el caso del grupo de instrumentos $I1$ y 2.45 frente a 0.0082 para el grupo $I2$). Este resultado podría interpretarse como una confirmación de la hipótesis de partida de que el modelo separable sesga a la baja los valores estimados de la elasticidad de sustitución intertemporal. Por otro lado, el *test* sobre las condiciones de sobreidentificación del modelo no rechaza el modelo separable para los instrumentos empleados.

CUADRO 7

Elasticidad de sustitución intertemporal. Resultados de la estimación del modelo separable por el Método Generalizado de los Momentos

	β	** σ	** <i>Test de Hansen</i>
$I1$	0,9484	0,0080 (0,0003)	5,1480 (0,0762)
$I2$	0,9458	0,0082 (0,0002)	4,8169 (0,0899)

**Los valores entre paréntesis son *valores p asintóticos*

En definitiva, los resultados anteriores sugieren que, en el caso español, también se verifica que la no consideración del consumo duradero daría lugar a una subestimación de la elasticidad de sustitución intertemporal, lo que confirma los resultados obtenidos con datos de otros países.

6. Conclusiones

La elasticidad de sustitución intertemporal ha sido objeto de estimación en modelos intertemporales que consideran un único bien de consumo, concretamente, el consumo de bienes no duraderos, dando lugar a valores excesivamente reducidos de la misma. El carácter separable de la función de utilidad intratemporal, que se traduce en térmi-

nos prácticos en la no consideración del gasto en consumo de bienes duraderos, puede sesgar las estimaciones de los parámetros de preferencias. En este trabajo, hemos procedido a estimar la elasticidad de sustitución *intratemporal* entre el consumo duradero y el no duradero para el caso español empleando el enfoque propuesto por Ogaki y Reinhart (1998a, 1998b) con el objetivo de analizar si la utilidad corriente es separable en los diferentes componentes del consumo. La estimación se ha realizado considerando datos anuales de consumo y calculando el flujo de servicios que el consumo duradero genera bajo el supuesto de que tales bienes generan servicios durante un período de tiempo finito y que la tasa de depreciación del consumo duradero es mayor cuanto más nos alejamos del momento en que el bien fue adquirido.

Bajo estos supuestos, y empleando una regresión de cointegración canónica, la elasticidad de sustitución intratemporal estimada para el caso español toma el valor 1.5623 y es significativamente distinta de cero. Por otro lado, la función de utilidad Cobb-Douglas puede rechazarse como representativa de las preferencias intratemporales para el período considerado, puesto que es posible rechazar que la elasticidad de sustitución intratemporal sea unitaria.

En segundo lugar, y considerando los resultados anteriores, hemos procedido a estimar la elasticidad de sustitución intertemporal y el factor de descuento subjetivo para la economía española durante el período 1954-2002 considerando los flujos de servicios que el consumo duradero genera y empleando el Método Generalizado de los Momentos en dos etapas. A diferencia de Ogaki y Reinhart, hemos estimado α directamente empleando la regresión de cointegración canónica y hemos dejado libre en la estimación el factor de descuento subjetivo. Los valores estimados de éste son siempre inferiores a la unidad y significativamente distintos de cero. Por otro lado, los valores estimados de la elasticidad de sustitución intertemporal cuando consideramos el modelo no separable intratemporalmente tienen en todos los casos el signo correcto y son superiores a los que se obtienen cuando consideramos el modelo separable. Este resultado confirma la hipótesis de partida de que la no consideración del consumo duradero sesga a la baja los valores estimados de la elasticidad de sustitución intertemporal y podría explicar el por qué de los elevados valores estimados en otros trabajos del parámetro de aversión relativa al riesgo. La elasticidad de sustitución intertemporal estimada es superior a la obtenida para otros países, si bien los resultados son coherentes con las estimaciones

microeconómicas existentes para el caso español. Por otro lado, el modelo no separable no se rechaza en ninguno de los casos considerados y las estimaciones no son sensibles a los instrumentos elegidos. Además, hemos verificado que el supuesto de separabilidad intratemporal no es adecuado para el caso español, ya que es posible rechazar la hipótesis nula de igualdad entre las elasticidades de sustitución intratemporal e intertemporal.

En definitiva, los resultados presentados apuntan a la necesidad de considerar especificaciones de la función de utilidad corriente que incluyan el consumo de bienes duraderos como argumento generador de utilidad. Consideramos que esto puede contribuir a mejorar los resultados empíricos de los modelos macroeconómicos cuyo objetivo es la estimación de los parámetros intertemporales de preferencias y, en este sentido, puede paliar las diversas anomalías empíricas detectadas en la contrastación de los mismos.

Apéndice A1. Elaboración de las series de consumo

Para elaborar las series consumo de bienes no duraderos y servicios y de consumo de bienes duraderos para el período 1954-2002 empleadas en este trabajo, hemos enlazado dos series diferentes:

- a) Para el período 1954-1994, hemos tomado las series de Uriel *et al.* (2000).
- b) Para el período 1995-2002, los datos provienen de la Contabilidad Nacional base 1995 publicada por el INE.

A la hora de realizar el enlace de las series nos encontramos con dos tipos de problemas, uno relativo a la clasificación de los bienes de consumo y otro relativo al vector de precios. El nivel de desagregación de las series empleadas ha permitido enlazar las categorías de bienes de consumo, solventando así el primer problema señalado. Por otro lado, hemos tomado 1986 como año base. Uriel *et al.* elaboran el Índice de Precios al Consumo desagregado por tipo de bien para el período 1954-97 con el citado año base. Por otro lado, hemos empleado el Índice de Precios al Consumo con base 1992 publicado por el INE.

Una vez homogeneizada la serie de gastos de consumo para el período 1954-2002, hemos procedido a diferenciar entre gastos de consumo en bienes no duraderos y servicios y gastos de consumo en bienes duraderos. A estos efectos, consideramos *bienes de consumo no duradero y servicios* los siguientes conceptos:

1. Productos alimenticios, bebidas y tabaco.
2. Vestido y calzado.
3. Alquileres, calefacción y alumbrado.
4. Bienes y servicios de entretenimiento del hogar.
5. Servicios médicos y conservación de la salud²⁶.
6. Mantenimiento y conservación de los medios de transporte personal.
7. Utilización de transportes públicos.
8. Comunicaciones.
9. Servicios de esparcimiento, espectáculos y cultura.
10. Otros bienes y servicios²⁷.

Por su parte, consideramos como bienes de *consumo duradero* los siguientes conceptos:

1. Muebles, accesorios y enseres domésticos.
2. Compra de vehículos.
3. Artículos de esparcimiento, deporte y cultura.
4. Libros, periódicos y revistas.
5. Enseñanza²⁸.

²⁶El gasto en servicios médicos y conservación de la salud genera utilidad más allá del período en el que los agentes realizan el gasto. No obstante, la evidente dificultad para determinar qué parte del gasto en salud se considera como duradero y qué parte como no duradero nos ha hecho inclinarnos por su inclusión dentro del gasto en bienes de consumo no duradero y servicios. En este sentido, hemos seguido la línea de Estrada y Sebastián (1993).

²⁷Los efectos personales no declarados anteriormente (grupo 12.3 de la clasificación COICOP) podrían considerarse como bienes de consumo duradero, al referirse a objetos tales como joyas, relojes, etc. Si bien somos conscientes de este hecho, no ha sido posible separar claramente este concepto en las distintas series utilizadas por lo que hemos optado por incluir como consumo no duradero el grupo otros bienes y servicios.

²⁸De nuevo, hemos seguido la línea de Estrada y Sebastián (1993).

Referencias

- Abel, A. B. (1990): "Asset prices under habit formation and catching up with the joneses", *American Economic Review* 80, pp. 38-42.
- Abel, A. B. (1991): "The equity premium puzzle", *Business Review, Federal Reserve Bank of Philadelphia*, pp. 3-14.
- Amano, R. A. y T.S. Wirjanto (1997): "Intratemporal substitution and government spending", *Review of Economics and Statistics* 79, pp. 605-9.
- Attanasio, O. J., J. Banks y S. Tanner (2002): "Asset holding and consumption volatility", *Journal of Political Economy* 110, pp. 771-92.
- Banco de España (varios años), *Boletín Estadístico*.
- Brav, A., G.M. Constantinides y C.C. Geczy (2002): "Asset pricing with heterogeneous consumers and limited participation: Empirical evidence", *Journal of Political Economy* 110, pp. 793-824.
- Campbell, J. Y. (2003a): "Two puzzles of asset pricing and their implications for investors", *American Economist* 47, pp. 48-74.
- Campbell, J. Y. (2003b): "Consumption-based asset pricing", en G. Constantinides, M. Harris y R. Stulz (Eds.) (2003), *Handbook of the Economics of Finance*, vol. 1B, cap. 13, Elsevier, Amsterdam.
- Campbell, J. Y. y J.H. Cochrane (1999): "By force of habit: A consumption-based explanation of aggregate stock market", *Journal of Political Economy* 107, pp. 205-51.
- Campbell, J. Y. y J.H. Cochrane (2000): "Explaining the poor performance of the consumption-based asset pricing models", *Journal of Finance* 55, pp. 2863-78.
- Cochrane, J. H. (2001), *Asset Pricing*, Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Cooley, T. F. y M. Ogaki (1996): "A time series analysis of real wages, consumption, and asset returns", *Journal of Applied Econometrics* 11, pp. 119-34.
- Deaton, A. (1992), *Understanding Consumption*, Oxford University Press, Oxford.
- Dunn, K.B. y K.J. Singleton (1986): "Modelling the term structure of interest rates under non-separable utility and durability of goods", *Journal of Financial Economics* 17, pp. 27-55.
- Eichenbaum, M. y L.P. Hansen (1990): "Estimating models with intertemporal substitution using aggregate time series data", *Journal of Business and Economic Statistics* 8, pp. 53-69.
- Epstein, L. G. y S.E. Zin (1991): "Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: An empirical analysis", *Journal of Political Economy* 99, pp. 263-86.
- Esteve, V. y C.R. Tamarit (1994): "Determinantes de los tipos de interés reales a largo plazo en España", *Revista de Economía Aplicada* 2, pp. 27-50.
- Estrada, Á. y M. Sebastián (1993): "Una serie de gasto en bienes de consumo duradero", Documentos de Trabajo 9305, Banco de España.

- Ferson, W. E. y G.M. Constantinides (1991): "Habit persistence and durability in aggregate consumption: empirical tests", *Journal of Financial Economics* 29, pp. 199-240.
- Fisher, S. J. (1994): "Asset trading, transaction costs and the equity premium", *Journal of Applied Econometrics* 9, pp. S71-S94.
- Hall, R. E. (1988): "Intertemporal substitution in consumption", *Journal of Political Economy* 96, pp. 339-57.
- Han, H.-L. (1996): "Small sample properties of canonical cointegrating regressions", *Empirical Economics* 21, pp. 235-53.
- Han, H.-L. y M. Ogaki (1997): "Consumption, income and cointegration", *International Review of Economics and Finance* 6, pp. 107-17.
- Hansen, L. P. (1982): "Large sample properties of the generalized method of moments", *Econometrica* 50, pp. 1029-54.
- Hansen, L. P. y K.J. Singleton (1982): "Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models", *Econometrica* 50, pp. 1269-86.
- Hansen, L. P. y K.J. Singleton (1983): "Stochastic consumption, risk aversion, and the temporal behavior of asset returns", *Journal of Political Economy* 91, pp. 249-65.
- Hansen, L. P. y K.J. Singleton (1996): "Efficient estimation of linear asset-pricing models with moving average errors", *Journal of Business and Economic Statistics* 14, pp. 53-68.
- He, H. y D.M. Modest (1995): "Market frictions and consumption-based asset pricing", *Journal of Political Economy* 103, pp. 94-117.
- Heaton J. y D. Lucas (1992): "The effects of incomplete insurance markets and trading costs in a consumption-based asset pricing model", *Journal of Economic Dynamics and Control* 16, pp. 601-20.
- Heaton, J. y D. Lucas (1995): "The importance of investors heterogeneity and financial market imperfections for the behavior of asset prices", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 42, pp. 1-32.
- Heaton, J. y D. Lucas (1996): "Evaluating the effects of incomplete markets on risk sharing and asset pricing", *Journal of Political Economy* 104, pp. 443-87.
- Holden, D. y R. Perman (1994): "Unit roots and cointegration for the economist", en Rao, B. Bhaskara (Ed.) (1994), *Cointegration for the Applied Economist*, St. Martin's Press, New York.
- Huggett, M. (1993): "The risk-free rate in heterogeneous-agent incomplete-insurance economies", *Journal of Economic Dynamics and Control* 17, pp. 953-69.
- INE (varios años), *Contabilidad Nacional de España*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.
- Kocherlakota, N. (1996): "The equity premium: It's still a puzzle", *Journal of Economic Literature* 34, pp. 42-71.
- López Salido, J. D. (1993): "Consumo y ciclo vital: resultados para España con datos de panel", *Investigaciones Económicas* 17, pp. 285-312.

- López Salido, J. D. (1995): "Learning about intertemporal substitution in consumption from alternative data and preference specifications: the case of Spain", Documentos de Trabajo 9512, del Centro de Estudios Monetarios y Financieros.
- Lucas, R. (1978): "Asset prices in an exchange economy", *Econometrica* 46, pp. 1429-45.
- MacKinnon, J. G. (1991): "Critical values for cointegration tests", en R. Enggel y C.W.S. Granger (Eds.), *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford University Press, Oxford.
- Mamaysky, H. (2001): "Interest rates and the durability of consumption goods", Yale ICF Working Papers 00-53.
- Mankiw, N. G. y S.P. Zeldes (1991): "The consumption of stockholders and nonstockholders", *Journal of Financial Economics* 29, pp. 97-112.
- Márquez de la Cruz, E. (2004): "Una propuesta para la elaboración de series de gasto en consumo por tipo de consumo para el caso español", Universidad Complutense de Madrid. Documentos de trabajo de la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, 2004-02.
- Mehra, R. y E.C. Prescott (1985): "The equity premium. A puzzle", *Journal of Monetary Economics* 15, pp. 145-61.
- Newey, W. K. y K.D. West (1987): "A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica* 55, pp. 703-708.
- Ogaki, M. (1993): "Unit roots in macroeconometrics: A survey", *Bank of Japan Monetary and Economic Studies* 11, pp. 131-54.
- Ogaki, M., K. Jang y H. Lim (2003), *Structural Macroeconometrics*. (The Ohio State University. Manuscrito en proceso de elaboración).
- Ogaki, M. y J.Y. Park (1991): "Inference in cointegrated models using VAR prewhitening to estimate shortrun dynamics", *Rochester Center for Economic*, Research Working Papers 281.
- Ogaki, M. y C.M. Reinhart (1998a): "Measuring intertemporal substitution: the role of durable goods", *Journal of Political Economy* 106, pp. 1078-98.
- Ogaki, M. y C.M. Reinhart (1998b): "Intertemporal substitution and durable goods: Long-run data", *Economics Letters* 61, pp. 85-90.
- Okubo, M. (2002): "Intertemporal substitution and consumer durables: An analysis based on japanese data", Institute of Policy and Planned Sciences Working Papers 1016, University of Tsukuba.
- Pakos, M. (2003): "Asset pricing with durable consumption goods and non-homothetic preferences", Working Paper, Graduate School of Business, University of Chicago.
- Park, J. Y. (1990): "Testing for unit roots and cointegration by variable addition", en T.B. Fomby y G.F. Jr. Rhodes (Eds) (1990), *Co-integration, Spurious Regressions, and Unit Roots*, pp. 107-33. Advances in Econometrics Series, vol. 8. JAI Press. Greenwich, Conn. y London.
- Park, J. Y. (1992): "Canonical cointegrating regressions", *Econometrica* 60, pp. 119-43.

- Phillips, P. C.B. y B.E. Hansen (1990): "Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) Processes", *Review of Economic Studies* 57, pp. 99-125.
- Rodríguez L. R. (1997): "Modelos intertemporales de valoración de activos: Análisis empírico para el caso español", *Revista Española de Economía* 14, pp. 189-213.
- Rubio, E. M. (1995): "Testing the CCAPM on Spanish Data: A new approach", Documentos de Trabajo 9603, Centro de Estudios Monetarios y Financieros.
- Siegel, J. J. y R.H. Thaler (1997): "Anomalies. The equity premium puzzle", *Journal of Economic Perspectives* 11, pp. 191-200.
- Stock, J.H. y M.W. Watson (1993): "A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems", *Econometrica* 61, pp. 783-820.
- Telmer, C. I. (1993): "Asset-pricing puzzles and incomplete markets", *Journal of Finance* 48, pp. 1803-32.
- Telmer, C. I y S.E. Zin (2002): "Prices as factors: Approximate aggregation with incomplete markets", *Journal of Economic Dynamics and Control* 26, pp. 1127-57.
- Uriel, E., M.L. Moltó y V. Cucarella (2000), *Contabilidad Nacional de España. Series enlazadas 1964-1997 (CNEe-86)*, Fundación BBV, Madrid.
- Weil, P. (1989): "The equity premium puzzle and the riskfree rate puzzle", *Journal of Monetary Economics* 24, pp. 401-21.
- Wirjanto, T. S. (2004): "Exploring consumption-based asset pricing model with stochastic-trend forcing processes", *Applied Economics* 36, pp. 1591-97.
- Yogo, M. (2003): "A consumption-based explanation of expected stock returns", Working Paper, University of Harvard.

Abstract

The intertemporal elasticity of substitution is one of the key preference parameters in intertemporal macroeconomic models. Several studies in different countries have demonstrated a possible underestimation of that elasticity. It is common practice to estimate this parameter using only consumption data for non-durable goods and services and omitting the flow of services that consumption of durable goods generates. This approach is only acceptable if intratemporal utility is separable in the different components of consumption. Checking for such separability in the Spanish case is one of the objectives of the present work, along with an analysis of the importance the consideration of durable goods consumption has on the estimated value of the intertemporal elasticity of substitution.

Keywords: Intratemporal preference non-separability; intratemporal elasticity of substitution; intertemporal elasticity of substitution; durable and non-durable consumption goods.

*Recepción del original, abril de 2004
Versión final, mayo de 2005*