

# ESTIMACIÓN DE LA ELASTICIDAD DE SUSTITUCIÓN INTERTEMPORAL CON PREFERENCIAS NO SEPARABLES INTRATEMPORALMENTE: LOS CASOS DE ALEMANIA Y ESPAÑA

**Elena Márquez de la Cruz**

Departamento de Economía Aplicada III  
Universidad Complutense de Madrid  
[emarquez@ccee.ucm.es](mailto:emarquez@ccee.ucm.es)

**Ana R. Martínez Cañete**

Departamento de Economía Aplicada III  
Universidad Complutense de Madrid  
[anrmarti@ccee.ucm.es](mailto:anrmarti@ccee.ucm.es)

**Inés Pérez-Soba Aguilar**

Departamento de Economía Aplicada III  
Universidad Complutense de Madrid  
[iperezso@ccee.ucm.es](mailto:iperezso@ccee.ucm.es)

## Resumen

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 los casos de Alemania y España 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.

*Área temática:* Economía Nacional e Internacional

## 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. Esto se hace especialmente importante en el contexto de la Unión Monetaria Europea, puesto que la política monetaria común podría tener efectos diversos en los distintos países en función de los sensible que el ahorro se muestre a las alteraciones de los tipos de interés.

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). 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 riesgo<sup>1</sup>.

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 grupos<sup>2</sup>:

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 Singleton (1986), Abel (1990), Ferson y Constantinides (1991) y Campbell y Cochrane (1999,

---

<sup>1</sup>La 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).

<sup>2</sup>Las 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).

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 ellos<sup>3</sup>. 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 intertemporal 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. Respecto a Alemania, destacamos los trabajos de Sauer y Murphy (1992), Lund y Engsted (1996) y Meyer (1999), trabajos en los que de nuevo las anomalías empíricas señaladas se hacen patentes.

A diferencia de estos trabajos, nuestro objetivo es aportar evidencia empírica para los casos de España y Alemania cuando el consumo duradero se incorpora en el análisis, considerando sus efectos sobre los parámetros de preferencias estimados, especialmente sobre la elasticidad de sustitución intertemporal. Además del interés obvio del caso español, hemos incorporado el caso alemán con un objetivo claro: dado que estamos inmersos en una unión monetaria y, por tanto, la política monetaria es común a los diversos países que la constituyen, las diferencias en los parámetros de preferencias de las distintas economías implicadas, pueden ayudarnos a entender los efectos dispares que dicha política común podría tener sobre el ahorro de los distintos países.

---

<sup>3</sup>Véase Deaton (1992).

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. Diferenciaremos entre preferencias homotéticas y no homotéticas. La sección 3 recoge 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) y Pakos (2004). Empleamos la metodología de la cointegración canónica propuesta por Park (1992), así como la de Johansen. Por su parte, la sección 4 estima, mediante el Método Generalizado de los Momentos (GMM) 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 5 recoge las conclusiones del trabajo. El Apéndice detalla las series de datos empleadas en este trabajo.

## 2. El modelo

### 2.1. Preferencias homotéticas

Seguiremos el modelo propuesto por Ogaki y Reinhart (1998a). 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):

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

$C_t$  es el consumo de bienes no duraderos y servicios,  $S_t$  es el flujo de servicios que el consumo de bienes duraderos genera,  $\varepsilon$  es la elasticidad de sustitución intratemporal entre el consumo de bienes no duraderos y duraderos y  $a$  es una constante positiva que muestra la importancia que el consumo de bienes no duraderos tiene en la utilidad corriente de los agentes<sup>4</sup>. 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 Leontief<sup>5</sup>.

<sup>4</sup>Dunn y Singleton (1986) consideran también el caso de preferencias homotéticas y, además, suponen que la elasticidad de sustitución entre los dos bienes es unitaria, es decir, consideran una función de utilidad corriente tipo Cobb-Douglas.

<sup>5</sup>Un análisis detallado puede verse en Pakos (2004).

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  $t$  :

$$UMa_{1,t} = aC_t^{-\frac{1}{\varepsilon}} \left[ aC_t^{1-\frac{1}{\varepsilon}} + S_t^{1-\frac{1}{\varepsilon}} \right]^{\frac{(\sigma-\varepsilon)}{\sigma(\varepsilon-1)}} \quad (4)$$

$$UMa_{D,t} = E_t \left[ \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^\tau \delta^\tau UMa_{2,t+\tau} \right], \quad (5)$$

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:

$$UMa_{2,t} = S_t^{-\frac{1}{\varepsilon}} \left[ aC_t^{1-\frac{1}{\varepsilon}} + S_t^{1-\frac{1}{\varepsilon}} \right]^{\frac{(\sigma-\varepsilon)}{\sigma(\varepsilon-1)}} \quad (6)$$

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

$$E_t \left[ \beta \frac{UMa_{1,t+1}}{UMa_{1,t}} R_{t+1}^i \right] = 1, \quad \forall i, \quad (7)$$

donde  $R_{t+1}^i$  es la tasa de retorno bruta del activo  $i$  durante el período  $t$ . 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,  $P_t$ , debe igualarse a la relación marginal de sustitución entre ambos, es decir,

$$P_t = \frac{E_t \left[ \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^\tau \delta^\tau UMa_{2,t+\tau} \right]}{UMa_{1,t}} \quad (8)$$

Multiplicando ambos miembros de la expresión (8) por  $\left(\frac{C_t}{D_t}\right)^{-\frac{1}{\varepsilon}}$  y operando, se obtiene:

$$P_t \left[ \frac{C_t}{D_t} \right]^{-\frac{1}{\varepsilon}} = E_t \left[ \left( \frac{1}{a} \right) \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^\tau \delta^\tau \left( \frac{S_{t+\tau}}{D_t} \right)^{-1/\varepsilon} \left( \frac{C_t}{C_{t+\tau}} \right)^{-1/\varepsilon} \frac{UMa_{1,t+\tau}}{UMa_{1,t}} \right] \quad (9)$$

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

$$U = E_0 \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left( \frac{\sigma}{\sigma-1} \right) \left( aC_t^{1-\frac{1}{\sigma}} + S_t^{1-\frac{1}{\sigma}} \right) \right], \quad \sigma > 0, \quad \beta > 0, \quad (10)$$

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<sup>6</sup>.

<sup>6</sup>Por lo tanto, podemos contrastar el supuesto de separabilidad mediante el contraste de la hipótesis nula  $\varepsilon = \sigma$ .

## 2.2. Preferencias no homotéticas

Pakos (2004) plantea la posibilidad de que en realidad los dos tipos de bienes considerados presenten un escaso grado de sustituibilidad entre ellos y que sean más bien bienes complementarios, puesto que parecería sensato suponer que el consumo conjunto de bienes duraderos y no duraderos elevaría la utilidad de los agentes. Pakos analiza además la posibilidad de que el efecto renta juegue un papel importante en la determinación del consumo relativo. La función de utilidad propuesta por Pakos es la siguiente:

$$u(C_t, S_t) = \left\{ (aC_t)^{1-\frac{1}{\varepsilon}} + S_t^{1-\frac{\eta}{\varepsilon}} \right\}^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}, \quad \eta > 0 \quad (11)$$

donde  $\eta$  es el cociente de las elasticidades renta de los bienes de consumo no duraderos,  $\eta_1$ , y duraderos,  $\eta_2$ . En este caso, la condición de primer orden equivalente a la ecuación (9) sería la siguiente:

$$P_t \left( \frac{C_t}{D_t^\eta} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}} = E_t \left[ \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^\tau \delta^\tau \left( \frac{1}{a^{1-\frac{1}{\varepsilon}}} \right) \left( \frac{S_{\tau+1}^\eta}{C_{\tau+1}} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}} \left( \frac{C_t}{D_t^\eta} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}} \frac{UMa_{1,\tau+1} \varepsilon - \eta}{UMa_{1,\tau} \varepsilon - 1} \right] \quad (12)$$

donde  $UMa_{1,\tau}$  es la utilidad marginal del consumo de bienes no duraderos del período  $\tau$ . De nuevo, bajo ciertos supuestos, podríamos estimar los parámetros  $\varepsilon$  y  $\eta$  empleando un enfoque de cointegración.

## 3. Estimación de la elasticidad de sustitución intratemporal

### 3.1. Metodología

La idea en Ogaki y Reinhart (1998a) es emplear la ecuación (9) 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 tal expresión es estacionario<sup>7</sup>. Si éste fuera el caso, y tomáramos logaritmos en el lado izquierdo de la expresión (9), 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

$$p_t = \mu + \frac{1}{\varepsilon}(c_t - d_t) + v_t, \quad (13)$$

donde  $v_t$  es un proceso estacionario de media cero y  $\mu$  es una constante. En el caso de preferencias no homotéticas, la ecuación (12) nos llevaría a la siguiente regresión de cointegración

$$c_t = b + \varepsilon p_t + \eta d_t + v_t, \quad (14)$$

<sup>7</sup>Se 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  $\frac{UMa_{1,t+\tau}}{UMa_{1,t}}$  no se deriva necesariamente de los supuestos del modelo, éste es un supuesto válido, al menos desde el punto de vista empírico.

donde, de nuevo,  $b$  es una constante y  $v_t$  es un proceso estacionario de media cero. Es posible demostrar que, aunque el estimador por mínimos cuadrados ordinarios es superconsistente, no es asintóticamente eficiente, por lo que estimaremos los parámetros implicados empleando un enfoque de cointegración. Concretamente, siguiendo a Ogaki y Reinhart (1998a), hemos estimado la elasticidad de sustitución intratemporal empleando el método de la *cointegración canónica* propuesto por Park (1992)<sup>8</sup>. La idea fundamental es transformar los datos para corregirlos 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 estocástica<sup>9</sup>. 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  $\eta_{p+1} = \eta_{p+2} = \dots = \eta_q = 0$ . Ogaki y Park (1991) y Han (1996) muestran que este test presenta buenas propiedades en muestras finitas.

Hemos procedido además a la estimación de los parámetros siguiendo la metodología de Johansen. La idea esencial es analizar en qué medida cambian los resultados obtenidos en función del método de estimación empleado. La metodología de Johansen (1995) parte de considerar un VAR de orden  $p$  y  $m$  variables, que puede expresarse en forma de un modelo de corrección del error como:

$$\Delta Y_t = \mu + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Pi Y_{t-p} + e_t \quad (15)$$

La matriz  $\Pi$  puede descomponerse de la forma

---

<sup>8</sup>Un 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.

<sup>9</sup>Los conceptos de cointegración determinista y estocástica pueden verse de modo detallado en, entre otros, Ogaki (1993) y Han y Ogaki (1997).

$$\Pi = \alpha\beta' \quad (16)$$

donde  $\beta$  contiene los parámetros de las relaciones de cointegración y  $\alpha$  recoge los parámetros de ajuste. El rango de dicha matriz indica el número de relaciones de cointegración y puede contrastarse mediante la estimación por máxima verosimilitud del test de la traza. Esta metodología (cuyas propiedades la convierten en especialmente útil en un contexto multivariante) permite además realizar tests de estacionariedad sobre las series implicadas en el análisis, lo que posibilita completar el estudio del orden de integración de las mismas proporcionado por los contrastes de raíces unitarias.

### 3.2. Tests de raíces unitarias

El primer paso antes de proceder a la aplicación del enfoque de cointegración es analizar si las series implicadas son o no estacionarias. Por otro lado, la estimación de la elasticidad de sustitución intertemporal mediante el método GMM exige que las series empleadas sean estacionarias. Por ambas razones, a continuación aplicaremos los tests habituales de raíces unitarias con el objetivo de analizar si las series empleadas verifican o no las condiciones requeridas. Concretamente, aplicaremos el test ADF así como el test Phillips-Perron de raíces unitarias a las siguientes series: consumo relativo, precio relativo, tipo de interés real y tasa de retorno real.

Comenzaremos con las dos variables implicadas en la estimación de la elasticidad de sustitución intratemporal, esto es, consumo y precio relativos. Los Cuadros 1 y 2 recogen, respectivamente, los resultados de los tests de raíces unitarias Dickey-Fuller aumentado (ADF) y Phillips-Perron<sup>10</sup> para el logaritmo del precio relativo,  $p_t$ , y la diferencia logarítmica de los dos tipos de consumo,  $(c_t - d_t)$ . 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.

Tanto el test ADF como el Phillips-Perron muestran que el consumo y precio relativos son variables  $I(1)$  tanto para el caso de España como para el de Alemania si consideramos un nivel de significación del 5 por ciento puesto que, en todos los casos, no podemos rechazar la existencia de raíces unitarias en niveles pero sí en primeras diferencias. Puesto que en algunos casos es posible rechazar la hipótesis nula de existencia de raíces unitarias en niveles para un nivel de significación del 10 por ciento, para disipar posibles dudas sobre la no estacionariedad del consumo relativo, hemos procedido a aplicar el procedimiento propuesto por Holden y Perman (1994) que nos ha permitido confirmar la no estacionariedad del consumo relativo para los dos países considerados.

Analizamos a continuación la estacionariedad de las tasas de retorno que se emplearán en la estimación de la elasticidad de sustitución intertemporal por el método GMM. Los resultados se recogen en los Cuadros 3 y 4. Denotamos por

---

<sup>10</sup>En los Cuadros, (\*\*\*) indica rechazo de la hipótesis nula de existencia de raíces unitarias a un nivel de significación del 1 por ciento, (\*\*) del 5 por ciento y (\*) del 10 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).

### TEST ADF

<i>ALEMANIA</i> (1970-2003)			
Variable	(1)	(2)	(3)
$p_t$	-1.56 (0)	-1.21 (0)	1.72 (0)
$\Delta p_t$	-4.49*** (0)	-4.55*** (0)	-3.97*** (0)
$(c_t - d_t)$	-2.59 (1)	-2.65* (1)	-0.33 (0)
$\Delta(c_t - d_t)$	-4.30*** (0)	-4.35*** (0)	-4.43*** (0)
<i>ESPAÑA</i> (1964-2001)			
Variable	(1)	(2)	(3)
$p_t$	-0.98 (0)	-0.26 (0)	0.20 (0)
$\Delta p_t$	-6.10*** (0)	-5.89*** (0)	-5.77*** (0)
$(c_t - d_t)$	-3.32* (1)	-2.63* (1)	-1.38 (1)
$\Delta(c_t - d_t)$	-3.83** (0)	-3.71*** (0)	-3.59*** (0)

**Cuadro 1:** Test ADF de raíces unitarias: consumo y precio relativos.

$R_{t+1}^{f,j}$  al tipo de interés real del país  $j$ ,  $j = \text{Alemania, España}$ , y por  $R_{t+1}^i$  la tasa de retorno real bruta del activo financiero  $i$ ,  $i = \text{DAX30, IGTBM}$ <sup>11</sup>.

Respecto a los tipos de interés reales, la existencia de raíces unitarias no puede ser rechazada únicamente en el modelo que no incluye ni constante ni tendencia, modelo que podemos descartar como el verdadero proceso generador de los datos si empleamos en procedimiento propuesto por Holden y Perman citado con anterioridad. Respecto a las tasas de retorno del activo con riesgo representativo de cada país, de nuevo nos encontramos con que no podemos rechazar la existencia de raíces unitarias en el caso del modelo (3) que, de nuevo, siguiendo el procedimiento de Holden y Perman (1994) puede rechazarse como verdadero generador de los datos. Por lo tanto, los resultados muestran que tanto el tipo de interés real como las tasas de retorno consideradas son variables estacionarias.

### 3.3. La elasticidad de sustitución intratemporal para el caso alemán

#### 3.3.1. Cointegración canónica

El Cuadro 5 recoge los resultados de estimar la ecuación (9) aplicando el enfoque de la cointegración canónica.

El valor estimado de  $\mu$  es significativamente distinto de cero, mientras que la elasticidad de sustitución intratemporal presenta el signo correcto, si bien no es significativamente de cero. Por su parte, el test  $H(p, q)$  de Park no permite rechazar la existencia de cointegración tanto determinista como estocástica entre las variables.

El hecho de que  $\varepsilon$  estimada resulte no significativa, nos ha hecho replantearnos la especificación de la función de utilidad para el caso alemán. Concretamente, hemos considerado la especificación propuesta por Pakos (2004) que analiza además la posibilidad de que el efecto renta juegue un papel importante en la

<sup>11</sup> Véase el Apéndice para un análisis detallado de los datos empleados en el trabajo.

**TEST PHILLIPS-PERRON**

<i>ALEMANIA (1970-2003)</i>			
<b>Variable</b>	<b>(1)</b>	<b>(2)</b>	<b>(3)</b>
$p_t$	-1.84 (3)	-1.29 (3)	1.17 (3)
$\Delta p_t$	-4.58*** (3)	-4.63*** (3)	-4.04*** (3)
$(c_t - d_t)$	-2.36 (3)	-2.67* (3)	-0.92 (3)
$\Delta(c_t - d_t)$	-4.25** (3)	-4.30*** (3)	-4.39*** (3)
<i>ESPAÑA (1964-2001)</i>			
<b>Variable</b>	<b>(1)</b>	<b>(2)</b>	<b>(3)</b>
$p_t$	-1.09 (3)	-0.41 (3)	0.01 (3)
$\Delta p_t$	-6.10*** (3)	-5.89*** (3)	-5.79*** (3)
$(c_t - d_t)$	-2.94 (3)	-2.87* (3)	0.73 (3)
$\Delta(c_t - d_t)$	-3.78** (3)	-3.62** (3)	-3.42*** (3)

**Cuadro 2:** Test Phillips-Perron de raíces unitarias: consumo y precio relativos.

**TEST ADF**

<i>Tipos de interés</i>			
	<b>(1)</b>	<b>(2)</b>	<b>(3)</b>
$R_{t+1}^f, Alemania$	-3.56** (1)	-3.63** (0)	-0.20 (0)
$R_{t+1}^f, España$	-4.48*** (0)	-4.24*** (0)	-0.10 (0)
<i>Tasas de retorno</i>			
	<b>(1)</b>	<b>(2)</b>	<b>(3)</b>
$R_{t+1}^{DAX30}$	-3.48* (0)	-3.60** (0)	-0.41 (2)
$R_{t+1}^{IGTBM}$	-3.24** (0)	-3.26** (0)	-0.66 (0)

**Cuadro 3:** Test ADF de raíces unitarias: tipos de interés y tasas de retorno.

determinación del consumo relativo. Los resultados de la estimación de (12) se recogen en el Cuadro 6.

Los resultados en este caso son algo diferentes a la especificación anterior. Concretamente, ahora  $\varepsilon$  sí es significativamente distinto de cero, al igual que el parámetro  $\eta$ . El hecho de que éste sea menor que la unidad, muestra que  $\eta_1 < \eta_2$ , esto es, que la elasticidad renta de los bienes de consumo no duradero es menor que la de los bienes de consumo duradero. Por otro lado, el test  $H(p, q)$  de Park rechaza la hipótesis nula de cointegración determinista, pero no la de cointegración estocástica. Por lo tanto, existen cointegración entre la variables implicadas si bien el vector de cointegración elimina las tendencias estocásticas, pero no las deterministas.

### 3.3.2. Metodología de Johansen

Las distribuciones asintóticas del test de la traza cambian dependiendo de las hipótesis realizadas sobre los términos determinísticos en el modelo de corrección del error. A este respecto, Nielsen y Rahbek (2000) demostraron que en el caso de que existan tendencias lineales en los datos (es decir,  $E[\Delta Y_t] \neq 0$ ) con-

**TEST PHILLIPS-PERRON**

<i>Tipos de interés</i>			
	(1)	(2)	(3)
$R_{t+1}^f, Alemania$	-3.62** (3)	-3.59** (3)	-0.27 (3)
$R_{t+1}^f, España$	-5.44*** (3)	-4.97*** (3)	0.00 (3)
<i>Tasas de retorno</i>			
	(1)	(2)	(3)
$R_{t+1}^{DAX30}$	-3.47* (3)	-3.58** (3)	-0.54 (3)
$R_{t+1}^{IGTBM}$	-3.75* (3)	-3.78** (3)	-0.65 (3)

**Cuadro 4:** Test Phillips-Perron de raíces unitarias: tipos de interés y tasas de retorno.

<b>ALEMANIA: PREFERENCIAS HOMOTÉTICAS</b>						
$\mu$	$\varepsilon$	$H(0, 1)$	$H(1, 2)$	$H(1, 3)$	$H(1, 4)$	$H(1, 5)$
1.4305 (0.0179)	0.2650 (0.3384)	0.5252 [0.4686]	3.4293 [0.0641]	3.5476 [0.1697]	3.7700 [0.2874]	4.5391 [0.3379]

**Cuadro 5:** Elasticidad de sustitución intratemporal. Resultados de la regresión de cointegración canónica para Alemania.

trastar el rango de cointegración comenzando con una especificación que incluya una tendencia restringida en el vector de cointegración induce “similaridad” en el procedimiento de contrastación, lo que significa que los valores críticos del test de la traza no dependen de los valores de los parámetros. Después puede contrastarse si esa tendencia es o no significativa y, en éste último caso, estimar el modelo utilizando como especificación una constante no restringida en el vector de cointegración. En cambio, si  $E[\Delta Y_t] = 0$  (no hay tendencia en los datos) de acuerdo con este argumento de “similaridad” el contraste del rango de cointegración debiera hacerse considerando una constante restringida en la relación de largo plazo.

Puesto que para los datos de Alemania se obtiene que  $E[\Delta(c_t - d_t)] = -0.002$  y  $E[\Delta p_t] = -0.005$ , parece adecuado especificar el modelo con una constante restringida en el vector de cointegración.

En el Cuadro 7 se ofrece la información utilizada para determinar el rango de cointegración de la relación (9). La información proporcionada por el test de la traza se ha completado con el análisis de las raíces del polinomio característico y con los t-valores de los coeficientes de ajuste  $\alpha$ . Estos factores indican la existencia de una relación de cointegración (o sea,  $r=1$ ).

En dicho Cuadro se muestran también los parámetros de la relación de largo plazo, los coeficientes de ajuste y los contrastes de hipótesis realizados sobre ambos<sup>12</sup>. Puede observarse que la constante es significativa (en el límite del 10%) pero no puede rechazarse que el precio  $p_t$  no forme parte de la relación de largo

<sup>12</sup>La probabilidad de los tests se muestra entre corchetes. Los valores críticos del test de la traza al 95% se han obtenido de Johansen (1995). El número de retardos del VAR utilizado es 1, tanto en esta estimación como en las demás realizadas con esta metodología de cointegración, de acuerdo con los criterios de información de Akaike y de Schwarz.

ALEMANIA: PREFERENCIAS NO HOMOTÉTICAS							
$b$	$\varepsilon$	$\eta$	$H(0, 1)$	$H(1, 2)$	$H(1, 3)$	$H(1, 4)$	$H(1, 5)$
1.4779 (0.2139)	0.7707 (0.3369)	0.9881 (0.0419)	12.6513 [0.0004]	0.0172 [0.8955]	0.2214 [0.8952]	0.3691 [0.9466]	0.4095 [0.9817]

**Cuadro 6:** Preferencias no homotéticas. Resultados de la regresión de cointegración canónica para Alemania.

plazo, es decir, que  $\varepsilon$  no sea significativamente distinta de cero. La aplicación de los tests de estacionariedad tampoco permiten rechazar que  $(c_t - d_t)$  sea estacionaria, en línea con los tests de raíces unitarias ADF y PP cuando se considera constante en el proceso generador de los datos.

ALEMANIA: PREFERENCIAS HOMOTÉTICAS							
Determinación del rango de cointegración							
Test de la traza VC(95 %)			Módulos raíces características		t-ratios coef. de ajuste		
					$(c_t - d_t)$	$p_t$	
$r = 0$	23.66	19.99	$r = 1$	1.00; 0.89	$\hat{\alpha}_1$	-0.16	4.27
$r = 1$	9.09	9.13	$r = 2$	0.86; 0.86	$\hat{\alpha}_2$	-3.23	0.20
Coeficientes de la relación de cointegración ( $r = 1$ )					Coeficientes de ajuste		
$\mu$	$\varepsilon$				$(c_t - d_t)$	$p_t$	
1.46	1.12				-0.01	0.08	
Test de exclusión		Test de estacionariedad			Test de exogeneidad débil		
$LR \sim \chi^2(1)$		$LR \sim \chi^2(1)$			$LR \sim \chi^2(1)$		
constante	$p_t$	$(c_t - d_t)$	$p_t$	$(c_t - d_t)$	$p_t$		
2.74	2.15	2.15	2.70	0.01	5.46		
[0.10]	[0.14]	[0.14]	[0.09]	[0.93]	[0.02]		

**Cuadro 7:** Preferencias homotéticas. Resultados del análisis de cointegración empleando la metodología de Johansen para Alemania.

Los Cuadros 8 y 9 muestran los resultados considerando preferencias no homotéticas. Mientras que, como señalamos en el apartado previo,  $E[\Delta p_t] = -0.005$ , las series de consumo no duradero y de consumo duradero apuntan a una mayor posibilidad de tendencia en los datos puesto que  $E[\Delta c_t] = 0.026$  y  $E[\Delta d_t] = 0.028$ , respectivamente. Por este motivo, en los Cuadros 8 y 9 mostramos los resultados de considerar constante restringida en el vector de cointegración (modelo 1) y tendencia restringida en el mismo (modelo 2), respectivamente.

En el modelo 1 el rango de cointegración es  $r = 1$ . La constante no resulta significativamente distinta de cero, mientras que los parámetros  $\varepsilon$  y  $\eta$  sí lo son y además presentan el signo positivo esperado. El primero de ellos es algo superior al que se obtiene con la cointegración canónica y el segundo muy similar.

Por lo que respecta al modelo (2), hemos considerado  $r = 1$ , pues si bien  $r = 2$  indica que en la segunda relación de cointegración aumentan los coeficientes de ajuste del consumo de bienes no duraderos y del consumo de bienes duraderos, la raíz característica está bastante más próxima a la unidad.

ALEMANIA: PREFERENCIAS NO HOMOTÉTICAS										
MODELO (1)										
Determinación del rango de cointegración										
Test de la traza VC(95%)			Módulos raíces características			t-ratios coef. de ajuste				
						$c_t$	$d_t$	$p_t$		
$r = 0$	64.59	34.79	$r = 1$	1.00; 1.00; 0.95		$\hat{\alpha}_1$	-5.85	4.09	-3.00	
$r = 1$	14.56	19.99	$r = 2$	1.00; 0.85; 0.85		$\hat{\alpha}_2$	1.64	-0.27	3.03	
$r = 3$	3.02	9.13	$r = 3$	0.99; 0.81; 0.81		$\hat{\alpha}_3$	-1.28	-1.64	-0.91	
Coeficientes de la relación de cointegración ( $r = 1$ )						Coeficientes de ajuste				
$\mu$	$\varepsilon$	$\eta$				$c_t$	$p_t$	$d_t$		
1.29	1.22	1.04				-0.19	0.04	-0.18		
Test de exclusión			Test de estacionariedad			Test de exogeneidad débil				
$LR \sim \chi^2(1)$			$LR \sim \chi^2(1)$			$LR \sim \chi^2(1)$				
constante	$p_t$	$d_t$	$c_t$	$p_t$	$d_t$	$c_t$	$p_t$	$d_t$		
1.82	3.18	8.58	15.49	12.83	15.26	19.66	12.23	5.61		
[0.18]	[0.07]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]		

**Cuadro 8:** Preferencias no homotéticas. Resultados del análisis de cointegración empleando la metodología de Johansen para Alemania: modelo con constante restringida en el vector de cointegración

La tendencia no ha resultado significativa<sup>13</sup> por lo que, de acuerdo con el argumento de “similaridad”, una vez determinado el rango estimamos los parámetros aceptando que la tendencia en los datos se cancela en el vector de cointegración y considerando, por tanto, una constante no restringida en el mismo. Los parámetros estimados son ambos positivos y significativos y más próximos a los obtenidos con la cointegración canónica<sup>14</sup>.

### 3.4. La elasticidad de sustitución intratemporal para el caso español

#### 3.4.1. Cointegración canónica

Los resultados de la estimación de la ecuación (9) para el caso español se recogen en el Cuadro 10.

Como puede observarse, los valores estimados tanto de  $\mu$  como de  $\varepsilon$  son significativamente distintos de cero. Por otro lado, obsérvese que los resultados no permiten rechazar la hipótesis nula  $\varepsilon = 1$ , por lo que no podemos descartar la función de utilidad Cobb-Douglas como válida para el caso español. 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

<sup>13</sup>En concreto, se obtiene  $\chi^2(1)=0.37$  con un *valor p* =0.54. Con  $r =2$  también puede rechazarse que la tendencia sea significativa, en este caso con  $\chi^2(2)=2.37$  y *valor p* =0.31.

<sup>14</sup>El análisis de los residuos de la estimación de las preferencias no homotéticas indica que no existe autocorrelación ni heterocedasticidad en los mismos. En cambio, se observan ciertos problemas de normalidad. Si bien Gonzalo (1994) demostró que los resultados en este caso también son robustos, hemos probado a incluir una variable dummy en 1991 que recoja los posibles efectos de la reunificación alemana. De este modo, los residuos son normales y los parámetros estimados positivos y significativos pero algo inferiores a los ofrecidos en el Cuadro 8.

ALEMANIA: PREFERENCIAS NO HOMOTÉTICAS									
MODELO (2)									
Determinación del rango de cointegración									
Test de la traza VC(95%)			Módulos raíces características			t-ratios coef. de ajuste			
						$c_t$	$p_t$	$d_t$	
$r = 0$	42.55	42.20	$r = 1$	1.00; 1.00; 0.77		$\hat{\alpha}_1$	-2.09	2.77	-0.47
$r = 1$	23.59	25.47	$r = 2$	1.00; 0.87; 0.87		$\hat{\alpha}_2$	3.65	1.98	3.80
$r = 2$	10.32	12.39	$r = 3$	0.89; 0.89; 0.64		$\hat{\alpha}_3$	0.40	2.36	-1.13
Coeficientes de la relación de cointegración ( $r = 1$ )						Coeficientes de ajuste			
$\varepsilon$		$\eta$				$c_t$	$p_t$	$d_t$	
0.91		1.03				-0.08	0.09	0.04	
Test de exclusión			Test de estacionariedad			Test de exogeneidad débil			
$LR \sim \chi^2(1)$			$LR \sim \chi^2(1)$			$LR \sim \chi^2(1)$			
$p_t$	$d_t$		$c_t$	$p_t$	$d_t$	$c_t$	$p_t$	$d_t$	
3.60	5.68		16.00	9.93	14.90	0.74	5.79	0.02	
[0.06]	[0.02]		[0.00]	[0.01]	[0.00]	[0.39]	[0.02]	[0.88]	

**Cuadro 9:** Preferencias no homotéticas. Resultados del análisis de cointegración empleando la metodología de Johansen para Alemania: modelo con tendencia restringida en el vector de cointegración

ESPAÑA: PREFERENCIAS HOMOTÉTICAS						
$\mu$	$\varepsilon$	$H(0, 1)$	$H(1, 2)$	$H(1, 3)$	$H(1, 4)$	$H(1, 5)$
1.3898	1.4368	4.5778	3.5228	4.4419	5.1715	5.5292
(0.0281)	(0.3038)	[0.0324]	[0.0605]	[0.1085]	[0.1597]	[0.2372]

**Cuadro 10:** Elasticidad de sustitución intratemporal. Resultados de la regresión de cointegración canónica para España

del 1 por ciento en ninguno de los casos considerados, si bien la cointegración determinista se rechaza para un nivel de significación del 5 por ciento.

Con el objetivo de comparar los resultados con el caso de Alemania, hemos también estimado la función de utilidad propuesta por Pakos (2004). Los resultados se recogen en el Cuadro 11.

ESPAÑA: PREFERENCIAS NO HOMOTÉTICAS							
$b$	$\varepsilon$	$\eta$	$H(0, 1)$	$H(1, 2)$	$H(1, 3)$	$H(1, 4)$	$H(1, 5)$
5.0233	-0.0866	0.6369	0.0456	18.3824	24.1480	24.4114	29.7579
(0.1584)	(0.0911)	(0.0158)	[0.8309]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]

**Cuadro 11:** Preferencias no homotéticas. Resultados de la regresión de cointegración canónica para España.

Este modelo es rechazado para el caso español por el test de Park en casi todos los casos considerados. Por otro lado, obsérvese que el parámetro  $\varepsilon$  presenta el signo incorrecto, si bien no es significativamente distinto de cero. Así pues, con los datos de que disponemos, este modelo no recoge de modo adecuado el comportamiento del consumo relativo en el caso español. Estos resultados se

repiten empleando la metodología de Johansen<sup>15</sup>.

### 3.4.2. Metodología de Johansen

En el Cuadro 12 se muestran los resultados basados con preferencias homotéticas. La observación de las series no apunta a la existencia de tendencia en los datos; además, en el caso español se obtiene  $E[\Delta(c_t - d_t)] = -0.014$  y  $E[\Delta p_t] = -0.007$ . Por este motivo el modelo se ha especificado considerando que no existe tendencia en los datos, es decir, incluyendo una constante restringida en el vector de cointegración.

ESPAÑA: PREFERENCIAS HOMOTÉTICAS							
<i>Determinación del rango de cointegración</i>							
Test de la traza VC(95%)			Módulos raíces características		t-ratios coef. de ajuste		
					$(c_t - d_t)$	$p_t$	
$r = 0$	23.08	19.99	$r = 1$	1.00; 0.83	$\hat{\alpha}_1$	-5.43	-0.87
$r = 1$	1.09	9.13	$r = 2$	0.98; 0.81	$\hat{\alpha}_2$	-0.14	-1.04
<i>Coefficientes de la relación de cointegración (r = 1)</i>				<i>Coefficientes de ajuste</i>			
$\mu$		$\varepsilon$			$(c_t - d_t)$	$p_t$	
1.31		0.94			-0.20	-0.04	
Test de exclusión		Test de estacionariedad			Test de exogeneidad débil		
$LR \sim \chi^2(1)$		$LR \sim \chi^2(1)$			$LR \sim \chi^2(1)$		
constante	$p_t$	$(c_t - d_t)$	$p_t$	$(c_t - d_t)$	$p_t$		
14.51	6.68	6.68	15.88	20.64	0.72		
[0.00]	[0.01]	[0.01]	[0.00]	[0.00]	[0.39]		

**Cuadro 12:** Preferencias homotéticas. Resultados del análisis de cointegración empleando la metodología de Johansen para España.

Puede observarse que tanto la constante como la elasticidad de sustitución intratemporal son positivas y significativas<sup>16</sup>.

## 4. 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, y bajo el supuesto simplificador de que  $a = 1$ , la Ecuación de Euler (7) toma la siguiente forma en el caso de preferencias homotéticas

<sup>15</sup>Estos resultados no incluidos en el trabajo están disponibles previa petición a las autoras.

<sup>16</sup>En esta estimación, la inclusión de una variable ficticia en 1995 mejora la normalidad de los residuos, pero los parámetros estimados son prácticamente idénticos a los obtenidos sin considerar dicha variable.

$$1 = E_t \left[ \beta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}} \left( \frac{[C_{t+1}^{1-\frac{1}{\varepsilon}} + S_{t+1}^{1-\frac{1}{\varepsilon}}]}{[C_t^{1-\frac{1}{\varepsilon}} + S_t^{1-\frac{1}{\varepsilon}}]} \right)^{\frac{(\sigma-\varepsilon)}{\sigma(\varepsilon-1)}} R_{t+1}^i \right], \forall i, \quad (17)$$

y

$$1 = E_t \left[ \beta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}} \left( \frac{[C_{t+1}^{1-\frac{1}{\varepsilon}} + S_{t+1}^{1-\frac{1}{\varepsilon}}]}{[C_t^{1-\frac{1}{\varepsilon}} + S_t^{1-\frac{1}{\varepsilon}}]} \right)^{\frac{\sigma-\varepsilon}{\sigma(\varepsilon-1)}} R_{t+1}^i \right], \forall i \quad (18)$$

para el caso de preferencias no homotéticas. La idea en Ogaki y Reinhart (1998a) es introducir los valores estimados de los parámetros en la etapa anterior en las ecuaciones (17) y (18) para proceder a la estimación de  $\sigma$ . Este modo de proceder no afecta a la distribución asintótica de los estimadores obtenidos por el Método Generalizado de los Momentos<sup>17</sup>. Sea  $Z_t$  un conjunto de variables instrumentales conocidas por los agentes en el período  $t$  y, considerando el caso de preferencias homotéticas, definamos  $\xi_{t+1}$  como

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

El método GMM estima  $\beta$  y  $\sigma$  explotando la siguiente condición de ortogonalidad:

$$0 = E [\xi_{t+1} Z_t] \quad (19)$$

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 estacionarias<sup>18</sup>. 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 instrumentos<sup>19</sup>. 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 índice bursátil considerado en cada caso, retardadas ambas dos períodos.

<sup>17</sup>Véase Ogaki (1993), y Ogaki *et. al.* (2003), para una explicación sobre esta cuestión.

<sup>18</sup>Véase la sección 3.

<sup>19</sup>Aunque, 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.

Las estimaciones se han realizado empleando de modo conjunto el tipo de interés real y la tasa de retorno del índice bursátil considerado en cada caso<sup>20</sup>. En el caso de Alemania, las estimaciones se han realizado tomando como dados los valores de  $\varepsilon$  y  $\eta$  estimados en la etapa anterior por el método de la cointegración canónica. El Cuadro 13 recoge los resultados.

<i>ALEMANIA</i>				
<b>I1</b>				
$\varepsilon$	$\eta$	$\beta$	$\sigma$	<i>Test de Hansen</i>
0.7707	0.9881	0.9335 [0.0000]	1.6353 [0.0000]	5.2793 [0.2598]
<b>I2</b>				
0.7707	0.9881	0.9706 [0.0000]	1.2979 [0.0000]	5.5883 [0.2320]

**Cuadro 13:** Elasticidad de sustitución intertemporal: resultados de la estimación conjunta por el Método Generalizado de los Momentos en dos etapas para Alemania

Los valores estimados tanto del factor de descuento subjetivo como de la elasticidad de sustitución intertemporal presentan el signo correcto y son significativamente distintos de cero. Obsérvese que el modelo no puede rechazarse para ninguno de los casos estimados usando el test de Hansen y que las estimaciones parecen sensibles a los instrumentos empleados, al diferir éstas de modo significativo.

Por su parte, el Cuadro 14 recoge los resultados obtenidos para el caso español; en este caso, tomamos como dado el valor de  $\varepsilon$  estimado en la etapa anterior bajo preferencias homotéticas.

<i>ESPAÑA</i>			
<b>I1</b>			
$\varepsilon$	$\beta$	$\sigma$	<i>Test de Hansen</i>
1.4368	0.9478 [0.0000]	3.2734 [0.0000]	3.8161 [0.4314]
<b>I2</b>			
1.4368	0.9187 [0.0000]	2.3714 [0.0000]	3.8221 [0.4307]

**Cuadro 14:** Elasticidad de sustitución intertemporal: resultados de la estimación conjunta por el Método Generalizado de los Momentos en dos etapas para España

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  $\beta$  es inferior a la unidad, mientras que el valor estimado de  $\sigma$  está por encima de ésta. Podemos observar que, también en el caso español, las estimaciones son sensibles a los instrumentos empleados.

<sup>20</sup>Los resultados de las estimaciones individuales para cada uno de los activos están disponibles previa petición a las autoras.

Si comparamos los resultados con los obtenidos empleando el mismo modelo para otros países, podemos señalar que las estimaciones de  $\sigma$  para el caso español son superiores a las obtenidas por Wirjanto (2004) para el caso de Canadá, Ogaki y Reinhart (1998a, 1998b) para el caso de Estados Unidos y Okubo (2002) para Japón. En el caso alemán, los resultados con el grupo de instrumentos *I2* se aproximan bastante a lo obtenido por Wirjanto (2004) para el caso de Canadá. Es importante destacar que en los trabajos anteriormente citados se impone en la estimación el valor del factor de descuento subjetivo. Por ejemplo, Ogaki y Reinhart imponen un valor de  $\beta$  igual a 0.99 y 0.995 para datos trimestrales<sup>21</sup>. 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  $\beta$  en nuestro análisis son en el caso español inferiores a los impuestos por Ogaki y Reinhart, no es sorprendente que la elasticidad de sustitución intertemporal estimada sea superior. Por otro lado, es importante señalar que los valores estimados del citado parámetro para el caso español son consistentes con las estimaciones microeconómicas de dicho parámetro obtenidas por López Salido (1993).

Por otro lado, en el caso de Alemania, podemos observar que a pesar de que el factor de descuento subjetivo estimado con el grupo de instrumentos *I2* es próximo al fijado por Ogaki y Reinhart, el valor estimado de  $\sigma$  es considerablemente superior. Sin embargo, no debemos olvidar que mientras que en nuestro caso consideramos preferencias no homotéticas para el caso alemán, Ogaki y Reinhart emplean el caso de homoteticidad en sus estimaciones.

Si comparamos los resultados obtenidos para los dos países, vemos que la elasticidad de sustitución intertemporal estimada es considerablemente inferior en Alemania que en España; esto significaría que el ahorro en España es más sensible a las variaciones del tipo de interés real que en Alemania. No obstante lo dicho, este resultado ha de tomarse con cautela, puesto que el modelo intratemporal que se está considerando en el caso español es distinto al considerado en el caso alemán.

Puesto que ahora disponemos de la estimación tanto de  $\varepsilon$  como de  $\sigma$ , podemos contrastar la hipótesis de separabilidad intratemporal de las preferencias; para ello, basta con obtener la ratio  $t$ ; en el caso alemán, el supuesto de separabilidad de las preferencias se rechaza cuando consideramos las estimaciones de  $\sigma$  obtenidas con el grupo de instrumentos *I1*, pero no podemos rechazar tal supuesto en el caso del grupo de instrumentos *I2*. En el caso de España, sin embargo, el supuesto de separabilidad intratemporal de las preferencias se rechaza en todos los casos considerados. Así pues, los resultados parecen apuntar a la no separabilidad intratemporal de las preferencias entre los distintos componentes del consumo. Lo anterior se ve confirmado por los resultados recogidos en el Cuadro 15 en el que hemos estimado el modelo separable para los casos de Alemania y España con el grupo de instrumentos *I1*; con el objetivo de analizar el efecto de la omisión de uno de los componentes del gasto en consumo sobre el valor estimado de la elasticidad de sustitución intertemporal, hemos tomado como dado el valor estimado del factor de descuento subjetivo en el modelo no separable. Los resultados obtenidos confirman la hipótesis de partida, puesto que los valores estimados de la elasticidad de sustitución intertemporal son significativamente inferiores a los obtenidos en el modelo no separable; además, en

---

<sup>21</sup>Es decir, el factor de descuento subjetivo anual toma los valores 0.9605 y 0.9801.

el caso español, el modelo es rechazado por el test de Hansen.

<i>ALEMANIA</i>		
$\beta$	$\sigma$	<i>Test de Hansen</i>
0.9335	0.0010	8.3934
[0.0000]	[0.0000]	[0.1358]
<i>ESPAÑA</i>		
$\beta$	$\sigma$	<i>Test de Hansen</i>
0.9352	0.0081	9.1375
	[0.0032]	[0.0103]

**Cuadro 15:** Elasticidad de sustitución intertemporal: modelo intratemporalmente separable

## 5. 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 términos 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 los casos de Alemania y España 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. Hemos considerado además la función de utilidad propuesta por Pakos (2004) que considera el caso de preferencias intratemporales no homotéticas.

Bajo estos supuestos, y empleando un enfoque de cointegración, hemos estimado la elasticidad de sustitución intratemporal entre consumo duradero y no duradero para Alemania y España, obteniendo en ambos casos que ésta es significativamente distinta de cero, si bien en el caso alemán hemos considerado preferencias no homotéticas, mientras que en el caso español, hemos estimado la citada elasticidad con preferencias homotéticas. Basándonos en este resultado, hemos considerado adecuado introducir el consumo de bienes duraderos en la estimación de la elasticidad de sustitución intertemporal.

Respecto a este parámetro, cabe destacar que tanto para Alemania como para España, los valores estimados presentan en todos los casos el signo correcto y son siempre significativamente distintos de cero; lo mismo ocurre con el factor de descuento subjetivo que, además, es siempre inferior a la unidad. Los valores estimados de la elasticidad de sustitución intertemporal son significativamente distintos de cero para los dos países considerados; si comparamos las

estimaciones para los dos países, se observa que los valores estimados de la elasticidad de sustitución intertemporal para el caso español son superiores a los estimados para el caso alemán, lo que pone de manifiesto que la reacción de los consumidores-inversores ante cambios en el tipo de interés real es diferente en los dos países considerados. Los resultados apuntan a que es el ahorro español el que reacciona de un modo más intenso ante perturbaciones en el tipo de interés real. No obstante, es importante señalar que el resultado anterior ha de ser tomado con cautela puesto que la función de utilidad corriente empleada en la estimación de la elasticidad de sustitución intratemporal es distinta para cada uno de los países considerados. Por último, podemos señalar que el modelo separable se puede rechazar con claridad para el caso español, si bien este resultado no está tan claro para Alemania, puesto que no puede rechazarse la hipótesis nula de igualdad entre las elasticidades de sustitución intratemporal e intertemporal cuando se emplea en la estimación de esta última el grupo de instrumentos *I2*. No obstante lo dicho, la estimación del modelo separable nos ha permitido comprobar cómo la omisión de uno de los componentes del gasto en consumo sesga a la baja las estimaciones de la elasticidad de sustitución intertemporal y, en este sentido, podría ayudar a entender algunas de las anomalías empíricas del modelo CCAPM detectadas.

En definitiva, los resultados preliminares 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. Por otro lado, existen diferencias significativas en los parámetros estimados para los dos países considerados lo que debe tenerse en cuenta a la hora de analizar los efectos que la política monetaria común de la UME puede tener sobre el ahorro de los distintos países que la conforman. La extensión del análisis a más países de dicha Unión junto con la inclusión explícita del dinero en el modelo son dos claras ampliaciones del trabajo presentado.

## A. Los datos

### A.1. El consumo

A diferencia de lo que es habitual en los trabajos que estiman los parámetros de preferencias en el marco del modelo CCAPM, en nuestro trabajo es preciso diferenciar entre gastos en consumo de bienes no duraderos y servicios (CNDYS) y gasto en consumo de bienes duraderos (CD). Para obtener la información relevante, ha sido preciso recurrir a la Contabilidad Nacional de los distintos países, concretamente a la clasificación del gasto en consumo por funciones. El período muestral cubierto depende de la disponibilidad de datos para cada uno de los países considerados en el análisis. Las fuentes de información empleadas, así como el período muestral, se describen a continuación para los dos países analizados:

1. **Alemania:** los datos cubren el período 1970-2003. Se trata de datos anuales que provienen del *Statistisches Bundesamt Deutschland*. Los datos

a precios constantes toman 1995 como año base.

2. **España:** los datos cubren el período 1964-2001. Para el período 1964-1994, hemos tomado las series de Uriel *et. al.* (2000), mientras que para el período 1995-2001, los datos provienen de la Contabilidad Nacional base 1995 publicada por el INE<sup>22</sup>.

Una vez homogeneizadas las series de gastos de consumo para los distintos países, 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 salud<sup>23</sup>.
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 servicios.

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. Enseñanza<sup>24</sup>.

El Cuadro 16 recoge los principales estadísticos de las tasas de crecimiento del consumo total (CT) y del consumo por tipo de bien para los distintos países analizados a lo largo de los períodos muestrales empleados a precios constantes del año base.

Como podemos observar, el consumo de bienes no duraderos y servicios creció en media menos que el consumo de bienes duraderos para los dos países

---

<sup>22</sup>El método de enlace se detalla en Márquez de la Cruz (2004).

<sup>23</sup>Véase en Estrada y Sebastián (1993) una discusión sobre las razones para clasificar este gasto de consumo como no duradero.

<sup>24</sup>Véase Estrada y Sebastián (1993).

CONSUMO	Media	Mediana	Desv. t�p.
<i>Alemania (1970-2003)</i>			
<i>CT</i>	0.0273	0.0207	0.0341
<i>CNDYS</i>	0.0269	0.0230	0.0293
<i>CD</i>	0.0297	0.0211	0.0595
<i>Espa�a (1964-2001)</i>			
<i>CT</i>	0.0343	0.0367	0.0251
<i>CNDYS</i>	0.0314	0.0312	0.0206
<i>CD</i>	0.0475	0.0351	0.0516

**Cuadro 16:** Tasas de crecimiento netas del consumo: principales estad sticos.

analizados; adem s, el consumo duradero se muestra m s vol til que el consumo no duradero.

Para calcular los flujos de servicios que el consumo duradero genera, hemos procedido a calcular la expresi n (3). 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 n mero finito de per odos. Concretamente, supondremos que el consumo duradero genera servicios durante 11 a os. Para elegir este per odo de 11 a os hemos tenido en cuenta la duraci n media del bien de consumo duradero por excelencia: *los veh culos de turismo*. Concretamente, hemos recurrido a las *tablas de depreciaci n de los veh culos de turismo, todo terreno y motocicletas ya matriculados* publicadas por el Ministerio de Hacienda para el caso espa ol<sup>25</sup>.
2. En segundo lugar, suponemos que la tasa de depreciaci n de los bienes de consumo duradero es mayor cuanto m s nos alejamos del per odo en que dichos bienes se adquirieron; dicho de otro modo, supondremos que la tasa de depreciaci n es variable.

As , los flujos de servicio que el consumo duradero genera, se calculan seg n la siguiente expresi n

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

donde los valores de  $\delta_{t-k}$  son tomados de las tablas de depreciaci n anteriormente citadas.

<sup>25</sup>Nos referimos a la Orden del Ministerio de Econom a y Hacienda de 15 de diciembre de 1998, anexo IV. En estas tablas hemos tomado como referencia el n mero de a os a partir del cual el valor del veh culo en cuesti n est  por debajo del 15 por ciento de su valor inicial. Los par metros se han estimado considerando per odos de tiempo superiores e inferiores al citado, sin que los resultados var en de modo significativo. Todos los resultados est n disponibles previa petici n a las autoras.

Puesto que desconocemos la existencia de tablas similares para el caso alem n, hemos empleado estas mismas tablas tambi n en este caso.

## A.2. El precio relativo

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 bienes como el cociente entre el gasto en consumo por tipo a precios corrientes y el gasto en consumo por tipo a precios constantes, considerando para cada país el año base anteriormente mencionado. Una vez obtenido el deflactor para cada tipo de bien, el precio relativo se calcula como el cociente entre ambos. El Cuadro 17 recoge las tasas de crecimiento netas del precio y consumo relativos de los bienes considerados; como podemos observar, en el caso de los dos países considerados, ambas variables disminuyeron en media durante el período analizado.

VARIABLE	Media	Mediana	Desv. típ.
<i>Alemania</i> (1970-2003)			
$C_t/D_t$	-0.0009	-0.0018	0.0348
$P_t$	-0.0045	-0.0046	0.0101
<i>España</i> (1964-2001)			
$C_t/D_t$	-0.0137	-0.0156	0.0355
$P_t$	-0.0066	-0.0084	0.0327

**Cuadro 17:** Tasas de crecimiento netas del consumo y precio relativos: principales estadísticos.

## A.3. Tipos de interés

Explicamos a continuación cómo hemos aproximado la tasa de retorno del activo sin riesgo.

1. **Alemania:** hemos tomado el tipo de interés anual del mercado interbancario a 3 meses. Los datos provienen del Fondo Monetario Internacional (FMI).
2. **España:** 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 eléctricas<sup>26</sup>; las series proceden del *Boletín Estadístico* del Banco de España.

En todos los casos, para calcular el tipo de interés real, hemos empleado la variación del deflactor del gasto en bienes de consumo no duradero.

El Cuadro 18 recoge los principales estadísticos de esta variable. Podemos observar que el tipo de interés real medio fue inferior en España que en Alemania. No obstante, hemos de tener en cuenta que estamos considerando períodos muestrales diferentes, lo que podría explicar estas diferencias. De hecho, cuando consideramos el período para el cual el tipo de interés para España se mide por

<sup>26</sup>En este sentido, hemos seguido a Esteve y Tamarit (1994).

País	Media	Mediana	Desv. tít.
Alemania (1970-2003)	1.0303	1.0322	0.0204
España (1964-2001)	1.0147	1.0090	0.0606

**Cuadro 18:** Tipo de interés real bruto: principales estadísticos.

la rentabilidad de las Letras del Tesoro a corto plazo, esto es, a partir del año 1987, el tipo de interés real medio anual se sitúa por encima del 3 por ciento, mucho más próximo al caso alemán.

#### A.4. Tasas de retorno

Además de las tasas de retorno del activo sin riesgo, en el trabajo hemos empleado la tasa de retorno de activos con riesgo. Concretamente, hemos considerado una variable *proxy* de la rentabilidad del mercado para cada uno de los países considerados. De nuevo, las tasas de retorno reales se obtienen empleando la variación del deflactor del precio de los bienes de consumo no duraderos y servicios. Respecto al rendimiento nominal, se ha medido como sigue:

1. **Alemania:** hemos considerado la media anual del Índice Total DAX30. Los datos provienen de la OCDE. Este índice es publicado por la Bolsa de Frankfurt y es el principal índice alemán en tiempo real; el DAX30 se elabora a partir de las cotizaciones de los 30 títulos más importantes que cotizan en las Bolsas alemanas.
2. **España:** consideramos el Índice General Total de la Bolsa de Madrid, IGTBM. Los datos provienen de la Bolsa de Madrid.

El Cuadro 19 recoge los principales estadísticos de dichas variables para los dos países considerados. Dado que los períodos de análisis son considerablemente diferentes, los datos del citado Cuadro no nos permiten comparar las rentabilidades reales de los distintos mercados.

País / Índice	Media	Mediana	Desv. tít.
Alemania / DAX30 (1970-2003)	1.0424	1.0118	0.1893
España / IGTBM (1964-2001)	1.0740	1.0236	0.2623

**Cuadro 19:** Tasas de retorno reales brutas: principales estadísticos.

Por esa razón, hemos elaborado el Cuadro 20 que recogen los datos de los dos países para el período 1970-2001.

Índice	Media	Mediana	Desv. tít.
DAX30	1.0509	1.0225	0.1858
IGTBM	1.0687	1.0333	0.2762

**Cuadro 20:** Tasas de retorno reales brutas 1970-2001: principales estadísticos.

Podemos observar cómo durante dicho período el mercado bursátil español fue más rentable que el alemán, si bien también presentó una volatilidad considerablemente superior.

## Referencias

- [1] Abel , Andrew B. (1990), “Asset Prices under Habit Formation and Catching Up with the Joneses”, *American Economic Review* 80, n° 2, págs. 38-42.
- [2] Abel, Andrew B. (1991), “The Equity Premium Puzzle”, *Business Review, Federal Reserve Bank of Philadelphia*, sep/oct., págs. 3-14.
- [3] Amano, Robert A. y T.S. Wirjanto (1997), “Intratemporal Substitution and Government Spending”, *Review of Economics and Statistics* 79, n° 4, págs. 605-9.
- [4] Attanasio, Orazio J., J. Banks y S. Tanner (2002), “Asset Holding and Consumption Volatility”, *Journal of Political Economy* 110, n°4, págs. 771-92.
- [5] Banco de España (varios años), *Boletín Estadístico*.
- [6] Brav, Alon, G.M. Constantinides y C.C. Geczy (2002), “Asset Pricing with Heterogeneous Consumers and Limited Participation: Empirical Evidence”, *Journal of Political Economy* 110, n° 4, págs. 793-824.
- [7] Campbell, John Y. (2003a), “Two Puzzles of Asset Pricing and their Implications for Investors”, *American Economist* 47, n° 1, págs. 48-74.
- [8] Campbell, John 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. (Amsterdam: Elsevier).
- [9] Campbell, John Y. y J.H. Cochrane (1999), “By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market”, *Journal of Political Economy* 107, págs. 205-51.
- [10] Campbell, John Y. y J.H. Cochrane (2000), “Explaining the Poor Performance of the Consumption-Based Asset Pricing Models”, *Journal of Finance* 55, n° 6, págs. 2863-78.
- [11] Cochrane, John H. (2001), *Asset Pricing*. (Princeton, NJ: Princeton University Press).
- [12] Cooley, Thomas F. y M. Ogaki (1996), “A Time Series Analysis of Real Wages, Consumption, and Asset Returns”, *Journal of Applied Econometrics* 11, págs. 119-34.
- [13] Deaton, A. (1992), *Understanding Consumption*. (Oxford: Oxford University Press).
- [14] 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, págs. 27-55.
- [15] Eichenbaum, Martin y L.P. Hansen (1990), “Estimating Models with Intertemporal Substitution Using Aggregate Time Series Data”, *Journal of Business and Economic Statistics* 8, n° 1, págs. 53-69.

- [16] Epstein, Larry 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, n° 2, págs. 263-86.
- [17] Esteve, Vicente y C.R. Tamarit (1994), "Determinantes de los tipos de interés reales a largo plazo en España", *Revista de Economía Aplicada* 2, n° 5, págs. 27-50.
- [18] Estrada, Ángel y M. Sebastián (1993), "Una serie de gasto en bienes de consumo duradero", *Documentos de Trabajo del Banco de España*, n° 9305.
- [19] Ferson, Wayne E. y G.M. Constantinides (1991), "Habit Persistence and Durability in Aggregate Consumption: Empirical Tests", *Journal of Financial Economics* 29, págs. 199-240.
- [20] Fisher, Stephen J. (1994), "Asset Trading, Transaction Costs and the Equity Premium", *Journal of Applied Econometrics* 9, págs. S71-S94.
- [21] Gonzalo, Jesús (1994), "Comparisons of Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relations", *Journal of Econometrics* 60, págs. 203-34.
- [22] Hall, Robert E. (1988), "Intertemporal Substitution in Consumption", *Journal of Political Economy* 96, n° 2, págs. 339-57.
- [23] Han, Hsiang-Ling (1996), "Small Sample Properties of Canonical Cointegrating Regressions", *Empirical Economics* 21, págs. 235-53.
- [24] Han, Hsiang-Ling y M. Ogaki (1997), "Consumption, Income and Cointegration", *International Review of Economics and Finance* 6, n° 2, págs. 107-17.
- [25] Hansen, Lars P. (1982), "Large Sample Properties of the Generalized Method of Moments", *Econometrica* 50, págs. 1029-54.
- [26] Hansen, Lars P. y K.J. Singleton (1982), "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models", *Econometrica* 50, n° 5, págs. 1269-86.
- [27] Hansen, Lars P. y K.J. Singleton (1983), "Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Returns", *Journal of Political Economy* 91, n° 2, págs. 249-65.
- [28] Hansen, Lars P. y K.J. Singleton (1996), "Efficient Estimation of Linear Asset-Pricing Models with Moving Average Errors", *Journal of Business and Economic Statistics* 14, n° 1, págs. 53-68.
- [29] He, Hua y D.M. Modest (1995), "Market Frictions and Consumption-Based Asset Pricing", *Journal of Political Economy* 103, n° 1, págs. 94-117.
- [30] Heaton John 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, págs. 601-20.

- [31] Heaton, John 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, págs. 1-32.
- [32] Heaton, John y D. Lucas (1996), “Evaluating the Effects of Incomplete Markets on Risk Sharing and Asset Pricing” , *Journal of Political Economy* 104, n° 3, págs. 443-87.
- [33] Holden, Darryl y R. Perman (1994), “Unit Roots and Cointegration for the Economist”, en Rao, B. Bhaskara (Ed.) (1994), *Cointegration for the Applied Economist*. (New York: St. Martin’s Press).
- [34] Huggett, Marx (1993), “The Risk-Free Rate in Heterogeneous-Agent Incomplete-Insurance Economies”, *Journal of Economic Dynamics and Control* 17, n° 5/6, págs. 953-69.
- [35] INE (varios años), *Contabilidad Nacional de España*. (Madrid: Instituto Nacional de Estadística).
- [36] Johansen, S. (1995), *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. (Oxford: Oxford University Press).
- [37] Kocherlakota, Narayana (1996), ”The Equity Premium: It’s Still a Puzzle”, *Journal of Economic Literature* 34, marzo, págs. 42-71.
- [38] López Salido, J. David (1993), “Consumo y ciclo vital: resultados para España con datos de panel”, *Investigaciones Económicas* 17, n° 2, págs. 285-312.
- [39] López Salido, J. David (1995), “Learning about Intertemporal Substitution in Consumption from Alternative Data and Preference Specifications: the Case of Spain ”, *Documentos de Trabajo del Centro de Estudios Monetarios y Financieros*, n° 9512.
- [40] Lucas, Robert (1978), “Asset Prices in an Exchange Economy”, *Econometrica* 46, n° 6, págs. 1429-45.
- [41] Lund, Jesper y T. Engsted (1996), “GMM and Present Value Tests of the C-CAPM: Evidence from the Danish, German, Swedish and UK Stock Markets”, *Journal of International Money and Finance* 15, n° 4, págs. 497-521.
- [42] MacKinnon, James G. (1991), “Critical Values for Cointegration Tests”, en R. Engel y C.W.S. Granger (Eds.) (1991), *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*. (Oxford: Oxford University Press).
- [43] Mamaysky, Harry (2001), “Interest Rates and the Durability of Consumption Goods”, *Yale ICF Working Papers*, n° 00-53.
- [44] Mankiw, N. Gregory y S.P. Zeldes (1991), “The Consumption of Stockholders and Nonstockholders”, *Journal of Financial Economics* 29, págs. 97-112.

- [45] Márquez de la Cruz, Elena (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*, n° 2004-02.
- [46] Mehra, Rajnish y E.C. Prescott (1985), ”The Equity Premium. A Puzzle”, *Journal of Monetary Economics* 15, n° 2, págs. 145-61.
- [47] Meyer, B. (1999), *Intertemporal Asset Pricing. Evidence from Germany*. (Physica-Verlag Heidelberg).
- [48] Newey, Whitney K. y K.D. West (1987), “A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”, *Econometrica* 55, n° 3, págs. 703-708.
- [49] Nielsen, B. y A. Rahbek (2000): “Similarity Issues in Cointegration Analysis”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 62, n° 1, págs. 5-22.
- [50] Ogaki, Masao (1993), “Unit Roots in Macroeconometrics: A Survey”, *Bank of Japan Monetary and Economic Studies* 11, n° 2, págs. 131-54.
- [51] Ogaki, Masao, K. Jang y H. Lim (2003), *Structural Macroeconometrics*. (The Ohio State University. Manuscrito en proceso de elaboración).
- [52] Ogaki, Masao y J.Y. Park (1991), “Inference in Cointegrated Models Using VAR Prewhitening to Estimate Shortrun Dynamics”, *Rochester Center for Economic Research Working Papers*, n° 281.
- [53] Ogaki, Masao y C.M. Reinhart (1998a), “Measuring Intertemporal Substitution: the Role of Durable Goods”, *Journal of Political Economy* 106, n° 5, págs. 1078-98.
- [54] Ogaki, Masao y C.M. Reinhart (1998b), “Intertemporal Substitution and Durable Goods: Long-Run Data”, *Economics Letters* 61, págs. 85-90.
- [55] Okubo, Masakatsu (2002), “Intertemporal Substitution and Consumer Durables: an Analysis Based on Japanese Data”, *Institute of Policy and Planned Sciences Working Papers*, n° 1016, University of Tsukuba.
- [56] Pakos, Michal (2003), “Asset Pricing with Durable Consumption Goods and Non-Homothetic Preferences”. *Working Paper, Graduate School of Business, University of Chicago*.
- [57] Park, Joon Y. (1990), “Testing for Unit Roots and Cointegration by Variable Addition,” en T.B. Fomby y G.F. Jr. Rhodes (Eds) (1990), *Cointegration, Spurious Regressions, and Unit Roots*, págs. 107-33. (Advances in Econometrics Series, vol. 8. Greenwich, Conn. y London: JAI Press).
- [58] Park, Joon Y. (1992), “Canonical Cointegrating Regressions,” *Econometrica* 60, n° 1, págs. 119-43.
- [59] Phillips, Peter C.B. y B.E. Hansen (1990), “Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes”, *Review of Economic Studies* 57, págs. 99-125.

- [60] Rodríguez López, R. (1997), “Modelos Intertemporales de Valoración de Activos: Análisis Empírico para el Caso Español”, *Revista Española de Economía* 14 , n° 2, págs. 189-213.
- [61] Rubio, Eva M. (1995), “Testing the CCAPM on Spanish Data: A New Approach”, *Documentos de Trabajo del Centro de Estudios Monetarios y Financieros*, n° 9603.
- [62] Sauer, Andreas y A. Murphy (1992), “An Empirical Comparison of Alternative Models of Capital Asset Pricing in Germany”, *Journal of Banking and Finance* 16, págs. 183-96.
- [63] Siegel, Jeremy J. y R.H. Thaler (1997), “Anomalies. The Equity Premium Puzzle”, *Journal of Economic Perspectives* 11, n° 1, págs. 191-200.
- [64] Stock, J.H. y M.W. Watson (1993), “A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems”, *Econometrica* 61, págs. 783-820.
- [65] Telmer, Chris I. (1993), “Asset-Pricing Puzzles and Incomplete Markets”, *Journal of Finance* 48, n° 5, págs. 1803-32.
- [66] Telmer, Chris I y S.E. Zin (2002), “Prices as Factors: Approximate Aggregation with Incomplete Markets”, *Journal of Economic Dynamics and Control* 26, n° 7/8, págs.1127-57.
- [67] Uriel, Ezequiel, M.L. Moltó y V. Cucarella (2000), *Contabilidad Nacional de España. Series enlazadas 1964-1997 (CNEe-86)*. (Madrid: Fundación BBV).
- [68] Weil, Philippe (1989), “The Equity Premium Puzzle and the Riskfree Rate Puzzle”, *Journal of Monetary Economics* 24, n° 3, págs. 401-21.
- [69] Wirjanto, Tony S. (2004), “Exploring Consumption-Based Asset Pricing Model with Stochastic-Trend Forcing Processes”, *Applied Economics* 36, págs. 1591-97.
- [70] Yogo, Motohiro (2003), “A Consumption-Based Explanation of Expected Stock Returns”. *Working Paper, University of Harvard*.