

**LA ELASTICIDAD DE SUSTITUCIÓN INTERTEMPORAL CON
PREFERENCIAS NO SEPARABLES INTRATEMPORALMENTE:
LOS CASOS DE ALEMANIA, ESPAÑA Y FRANCIA**

**Elena Márquez de la Cruz
Ana R. Martínez Cañete
Inés Pérez-Soba Aguilar**

FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS
DOCUMENTO DE TRABAJO
Nº 209/2005

De conformidad con la base quinta de la convocatoria del Programa de Estímulo a la Investigación, este trabajo ha sido sometido a evaluación externa anónima de especialistas cualificados a fin de contrastar su nivel técnico.

ISBN: 84-89116-07-5

La serie **DOCUMENTOS DE TRABAJO** incluye avances y resultados de investigaciones dentro de los programas de la Fundación de las Cajas de Ahorros.

Las opiniones son responsabilidad de los autores.

LA ELASTICIDAD DE SUSTITUCIÓN INTERTEMPORAL CON PREFERENCIAS NO SEPARABLES INTRATEMPORALMENTE: LOS CASOS DE ALEMANIA, ESPAÑA Y FRANCIA*

Elena Márquez de la Cruz
Departamento de Economía Aplicada III
Universidad Complutense de Madrid
emarquez@ccee.ucm.es

Ana R. Martínez Cañete
Departamento de Economía Aplicada III
Universidad Complutense de Madrid
anrmarti@ccee.ucm.es

Inés Pérez-Soba Aguilar
Departamento de Economía Aplicada III
Universidad Complutense de Madrid
iperezso@ccee.ucm.es

Resumen

En el entorno de la Unión Monetaria Europea, el cálculo y análisis de los parámetros de preferencias de cada uno de los países que la conforman cobra un interés especial, puesto que las posibles diferencias en tales parámetros podrían ayudar a entender las razones por las que una política monetaria común podría generar efectos distintos sobre las diferentes economías que la integran. En este trabajo hemos centrado nuestra atención en la elasticidad de sustitución *intertemporal*, sin duda uno de los parámetros de preferencias clave en los modelos macroeconómicos intertemporales.

Son diversos los estudios que han puesto de manifiesto una posible subestimación de la citada elasticidad para el caso de distintos países. Es práctica habitual estimar dicho 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. Por ello, en este trabajo nos planteamos como objetivo prioritario previo contrastar el supuesto de separabilidad *intratemporal* para una selección de países europeos (Alemania, España y Francia). De este modo podremos analizar, a continuación, la incidencia que la consideración del consumo duradero tiene sobre los valores estimados de la elasticidad de sustitución *intertemporal* de estos países, objetivo final de la investigación. El conocimiento de la citada elasticidad nos permitirá caracterizar la reacción del ahorro de estas economías ante variaciones en el tipo de interés real.

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

Clasificación JEL: E44, G12.

* Las autoras agradecen a la Fundación Banco Herrero la Ayuda a la Investigación recibida para financiar el proyecto del que este trabajo forma parte. Del mismo modo, agradecen al Prof. Rafael Myro la labor que como director de este trabajo ha realizado.

1. Introducción

El objetivo fundamental de este trabajo es la estimación y análisis de los parámetros de preferencias intertemporales, esto es, el factor de descuento subjetivo y la elasticidad de sustitución intertemporal, que los inversores-consumidores de Alemania, España y Francia revelan a largo plazo. Se puede considerar ésta una tarea esencial desde la perspectiva macroeconómica y financiera pues el conocer cómo descuentan el futuro los agentes (su grado de impaciencia) o cómo responde su consumo ante variaciones en los tipos de interés reales puede ayudar a comprender mejor el funcionamiento de sus mercados financieros y valorar más apropiadamente los efectos que puede tener sobre el ahorro de las economías consideradas la política monetaria común que lleva a cabo el Banco Central Europeo.

Para ello emplearemos como soporte teórico el modelo de valoración de activos basado en consumo (CCAPM) desarrollado por Lucas (1978), que consideramos especialmente apropiado pues permite llevar a cabo tales estimaciones aunando Macroeconomía y Finanzas. La revisión de la literatura sobre el modelo mencionado pone de manifiesto las dificultades del mismo para ajustarse a la evidencia empírica. En efecto, diversos trabajos aplicados a diferentes economías han dado lugar a estimaciones de la elasticidad de sustitución intertemporal anormalmente reducidas¹. Así, Hall (1988) y Hansen y Singleton (1996) obtienen valores excesivamente pequeños del citado parámetro para el caso de la economía norteamericana, llegando incluso a obtener valores negativos en algunos casos. Centrándonos en los casos de los países que nos ocupan, encontramos estimaciones anómalas del citado parámetro en los trabajos de, entre otros, Rubio (1995) y Rodríguez López (1997) para el caso español, Lund y Engsted (1996) y Meyer (1999) para el caso alemán, Girardin, Sarno y Taylor (2000) para el caso francés y Cuthberston y Hyde (2003) para los casos de Alemania y Francia.

Una característica común de los trabajos mencionados es la omisión del gasto en bienes de consumo duradero en el análisis. Ogaki y Reinhart (1998a, 1998b) han puesto de manifiesto que la consideración de preferencias intratemporalmente separables entre los diferentes componentes del gasto en consumo puede ser una de las razones que lleve a la subestimación de la elasticidad de sustitución intertemporal. Estos autores incorporan, en los trabajos referidos, el consumo duradero en el análisis a través de una función de utilidad corriente que comprende como argumentos tanto el consumo no duradero como el flujo de servicios que el consumo duradero genera, lo que les permite estimar la elasticidad de sustitución intratemporal entre ambos tipos de bienes de consumo, y obtener estimaciones más razonables de la elasticidad de sustitución intertemporal para el caso de la economía norteamericana. En otros trabajos, entre los que destacan los de Dunn y Singleton (1986), Eichenbaum y Hansen (1990), Mamaysky (2001), Okubo (2002), Pakos (2004), Wirjanto (2004) o Yogo (2005), también se rechaza empíricamente la separabilidad intratemporal de las preferencias. 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. Por su parte, Márquez de la Cruz (2005) emplea datos macroeconómicos para el período 1954-2002

¹ Empleando la terminología propia de la literatura de valoración de activos, podríamos decir que los resultados reflejan en mayor o menor medida, en función de la especificación de las preferencias empleadas, tanto la *anomalía de la prima de riesgo*, Mehra y Prescott (1985), como la *anomalía del tipo de interés*, Weil (1989). Un análisis detallado de las anomalías empíricas del modelo CCAPM, así como de algunas de las soluciones propuestas, puede verse, entre otros en Campbell (2003a, 2003b), Cochrane (2001), Siegel y Thaler (1997), Kocherlakota (1996) y Abel (1991).

confirmando de nuevo la no separabilidad de las preferencias en el caso de España².

La línea de investigación seguida en este trabajo parte, por tanto, de la hipótesis de la influencia que el consumo duradero puede tener en la estimación de ciertos parámetros de preferencias en el contexto del modelo CCAPM. Así, consideramos necesario analizar en qué medida las preferencias son intratemporalmente separables, puesto que sólo en el caso de que tal separabilidad se verifique es posible omitir el consumo duradero del análisis. Por ello, en el trabajo se estima la elasticidad de sustitución intratemporal entre consumo no duradero y duradero para, a continuación, estimar el factor de descuento subjetivo y la elasticidad de sustitución intertemporal con los datos de consumo que el análisis sobre la separabilidad intratemporal arroja como más adecuados.

Estas estimaciones se realizan para el caso de tres países europeos, Alemania, España y Francia, con un doble objetivo: por una parte, se trata de comprobar si los resultados son robustos; por otra, dado que estamos inmersos en una unión monetaria y, por tanto, la política monetaria es común a los diversos países que la constituyen, se pretende analizar las posibles diferencias que pudieran existir en los valores de los parámetros de preferencias de las distintas economías implicadas, ya que tales diferencias, si existieran, podrían ayudarnos a entender los efectos dispares que dicha política común pudiera tener sobre el ahorro de los distintos países implicados. Aparte de estudiar paralelamente los casos de las tres economías mencionadas, es destacable, con respecto a otros trabajos empíricos examinados, la introducción del análisis de las preferencias corrientes entre consumo duradero y no duradero cuando éstas son no homotéticas. Desde la perspectiva econométrica, el análisis se amplía y se hace más robusto pues la contrastación del modelo se realiza empleando dos metodologías de cointegración diferentes: la de Park (1992) y la de Johansen (1995).

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 (1995). Por su parte, en la sección 4 se 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 los países considerados. Por último, en la sección 5 se recoge las conclusiones del trabajo. El Apéndice recoge la descripción detallada de las series de datos empleadas en este trabajo.

² A diferencia del trabajo mencionado, en éste consideramos un período muestral diferente, más ajustado a la disponibilidad de datos para los otros dos países considerados, para facilitar la comparación de los resultados. Los activos empleados en la estimación de la elasticidad de sustitución intertemporal en este trabajo son también diferentes a los empleados en aquél.

2. El modelo

2.1. Preferencias homotéticas

Siguiendo el modelo propuesto por Ogaki y Reinhart (1998a), las preferencias del agente representativo se expresan según la siguiente función de utilidad intertemporal

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

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):

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

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 a es una constante positiva que muestra la importancia que el consumo de bienes no duraderos tiene en la utilidad corriente de los agentes³. 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

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

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 .

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 :

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

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

³ 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. Un análisis detallado puede verse en Pakos (2004).

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:

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

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

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

donde R_{t+1}^i es la tasa de retorno bruta del activo i durante el período t . Como puede observarse, el factor de descuento estocástico del modelo viene dado por la relación marginal de sustitución intertemporal como es característico del modelo CCAPM.

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,

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

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

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

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

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

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 duraderos⁴.

⁴ 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 desempeñe un papel importante en la determinación del consumo relativo. La función de utilidad propuesta por Pakos es la siguiente:

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

donde η es el cociente de las elasticidades renta de los bienes de consumo no duraderos, η_1 , y duraderos, η_2 . En este caso, la condición de primer orden equivalente a la ecuación [9] sería la siguiente:

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

donde $UMa_{1,\tau}$ es la utilidad marginal del consumo de bienes no duraderos del período τ . De nuevo, bajo ciertos supuestos, podríamos estimar los parámetros ε y η 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 de tal expresión es estacionario. Concretamente, Ogaki y Reinhart consideran una economía de dotaciones en la que el logaritmo de éstas es estacionario. Por otro lado, 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. 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

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

donde v_t es un proceso estacionario de media cero y μ es una constante. En el caso de

preferencias no homotéticas, la ecuación [12] nos llevaría a la siguiente regresión de cointegración

$$[14] \quad c_t = b + \varepsilon p_t + \eta d_t + v_t,$$

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)⁵. 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, $H(1, q)$ ⁶.

Hemos procedido además a la estimación de los parámetros siguiendo la metodología de Johansen (1995). La idea esencial es analizar en qué medida cambian los resultados obtenidos en función del método de estimación empleado, además de, en su caso, confirmar los resultados obtenidos y explotar las posibilidades que tal metodología ofrece⁷. La metodología de Johansen parte de considerar un VAR de orden p que puede expresarse en forma de un modelo de corrección del error como

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

donde Y_t es un vector de m variables $I(1)$.

Si el rango de la matriz Π es inferior a m , dicha matriz puede descomponerse de la forma

$$[16] \quad \Pi = \alpha \beta'$$

donde β contiene los parámetros de las relaciones de cointegración y α recoge los parámetros de ajuste. El rango de Π 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

⁵ Un estudio detallado de esta técnica puede verse en Ogaki (1993), Cooley y Ogaki (1996) y Ogaki, Jang y Lim (2003).

⁶ 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. Los conceptos de cointegración determinista y estocástica pueden verse de modo detallado en, entre otros, Ogaki (1993) y Han y Ogaki (1997).

⁷ Otros métodos llevan también a estimadores que cumplen todas las propiedades deseables. Tal es el caso de las metodologías de Phillips y Hansen (1990) y Stock and Watson (1993).

las series implicadas son o no estacionarias. Además, 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 datos son anuales y cubren el período 1970-2003 para el caso de Alemania, 1964-2001 para España y 1960-2001 para Francia⁸. Los Cuadros 1 y 2 recogen, respectivamente, los resultados de los tests de raíces unitarias Dickey-Fuller aumentado (ADF) y Phillips-Perron⁹ 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 tendencia¹⁰.

TEST ADF

ALEMANIA (1970-2003)			
Variable	(1)	(2)	(3)
p_t	-1.56 (0)	-1.21 (0)	1.72 (0)
Δp_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)
ESPAÑA (1964-2001)			
Variable	(1)	(2)	(3)
p_t	-0.98 (0)	-0.26 (0)	0.20 (0)
Δp_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)
FRANCIA (1960-2001)			
p_t	-2.32 (1)	-0.21 (1)	-1.97** (1)
Δp_t	-3.96** (0)	-4.00*** (0)	-2.71*** (0)
$c_t - d_t$	-2.37 (0)	-2.78* (0)	-2.67*** (0)
$\Delta(c_t - d_t)$	-5.55*** (0)	-5.36*** (0)	-4.88*** (0)

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

Tanto el test ADF como el Phillips-Perron muestran que el consumo y precio relativos son

⁸ Todos los detalles sobre los datos empleados en este trabajo se recogen en el Apéndice.

⁹ 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 aquél 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).

¹⁰ Los gráficos de las series empleadas se recogen en el Apéndice.

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 mencionados. Por su parte, en el caso de Francia, no podemos rechazar estacionariedad del precio y consumo relativos en el caso del modelo sin constante y sin tendencia ni tampoco en el caso del modelo con constante y sin tendencia para el consumo relativo. De nuevo, el procedimiento de Holden y Perman mencionado nos permite disipar las dudas sobre la estacionariedad de las series mencionadas. Resumiendo, podemos concluir que tanto el consumo como el precio relativos son series $I(1)$ para los países analizados. Obsérvese que ésta es una condición necesaria para poder aplicar el enfoque de cointegración.

TEST PHILLIPS-PERRON

ALEMANIA (1970-2003)			
Variable	(1)	(2)	(3)
p_t	-1.84 (3)	-1.29 (3)	1.17 (3)
Δp_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)
ESPAÑA (1964-2001)			
Variable	(1)	(2)	(3)
p_t	-1.09 (3)	-0.41 (3)	0.01 (3)
Δp_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)
FRANCIA (1960-2001)			
p_t	-1.77 (3)	-0.07 (3)	-2.73*** (3)
Δp_t	-3.90** (3)	-3.94*** (3)	-2.54*** (3)
$c_t - d_t$	-2.37 (3)	-2.85* (3)	-2.54** (3)
$\Delta(c_t - d_t)$	-5.50*** (3)	-5.31*** (3)	-4.84*** (3)

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

Hemos analizado también la estacionariedad de las tasas de retorno que se emplearán en la estimación de la elasticidad de sustitución intertemporal por el método GMM. De nuevo, los datos son anuales y se explican de modo detallado en el Apéndice. Los resultados se recogen en los Cuadros 3 y 4. Denotamos por $R_{t+1}^{f,j}$ al tipo de interés real del país j , j =Alemania, España, Francia, y por R_{t+1}^i la tasa de retorno real bruta del activo financiero i ,

$i = DAX30, IGTBM, CAC40$ ¹¹. Respecto a los tipos de interés reales, los tests empleados no rechazan la existencia de raíces unitarias en ninguno de los modelos considerados para el caso de Francia, por lo que la variable es no estacionaria. Respecto a los casos de Alemania y España, 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 el procedimiento propuesto por Holden y Perman citado con anterioridad.

En relación con 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.

Resumiendo, las tasas de retorno de los activos con riesgo son estacionarias para los tres países considerados, mientras que el tipo de interés real sólo lo es para los casos de Alemania y España.

TEST ADF

Tipos de interés	(1)	(2)	(3)
$R_{t+1}^{f,ALEMANIA}$	-3.56** (1)	-3.63** (0)	-0.20 (0)
$R_{t+1}^{f,ESPAÑA}$	-4.48*** (0)	-4.24*** (0)	-0.10 (0)
$R_{t+1}^{f,FRANCIA}$	-2.62 (0)	-1.97 (0)	0.14 (0)
Tasas de retorno	(1)	(2)	(3)
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)
R_{t+1}^{CAC40}	-5.40*** (0)	-4.68*** (0)	-0.12 (2)

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

¹¹ Abreviaturas de los índices bursátiles empleados para el cálculo de las tasas de retorno nominales para Alemania, España y Francia, respectivamente, detalladamente descritos en el Apéndice.

TEST PHILLIPS-PERRON

Tipos de interés	(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)
$R_{t+1}^{f,FRANCIA}$	-2.65 (3)	-1.89 (3)	0.20 (3)
Tasas de retorno	(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)
R_{t+1}^{CAC40}	-5.35*** (3)	-4.74*** (3)	-0.78 (3)

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

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 [13] aplicando el enfoque de la cointegración canónica¹².

ALEMANIA: PREFERENCIAS HOMOTÉTICAS

PARÁMETROS				
μ		ε		
1.4305		0.2650		
(0.0179)		(0.3384)		
TEST DE PARK				
$H(0,1)$	$H(1,2)$	$H(1,3)$	$H(1,4)$	$H(1,5)$
0.5252	3.4293	3.5476	3.7700	4.5391
[0.4686]	[0.0641]	[0.1697]	[0.2874]	[0.3379]

Cuadro 5: Elasticidad de sustitución intratemporal. Metodología de Park (1992)

El valor estimado de μ es significativamente distinto de cero; aunque la elasticidad de sustitución intratemporal presenta el signo correcto, no es significativamente distinta de cero.

¹² En este Cuadro y los siguientes, recogemos entre paréntesis los errores estándar y entre corchetes los *valores p* asintóticos.

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 el valor estimado de la elasticidad de sustitución intratemporal sea no significativo, 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 desempeñe un papel importante en la determinación del consumo relativo¹³. Los resultados de la estimación de [14] se recogen en el Cuadro 6.

ALEMANIA: PREFERENCIAS NO HOMOTÉTICAS

PARÁMETROS				
<i>b</i>	ε	η		
1.4779	0.7707	0.9881		
(0.2139)	(0.3369)	(0.0419)		
TEST DE PARK				
<i>H(0,1)</i>	<i>H(1,2)</i>	<i>H(1,3)</i>	<i>H(1,4)</i>	<i>H(1,5)</i>
12.6513	0.0172	0.2214	0.3691	0.4095
[0.0004]	[0.8955]	[0.8952]	[0.9466]	[0.9817]

Cuadro 6: Elasticidad de sustitución intratemporal. Metodología de Park (1992)

Los resultados en este caso son algo diferentes a la especificación anterior. Concretamente, ahora ε sí es significativamente distinto de cero, al igual que el parámetro η . 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, existe cointegración entre las 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 (lo que conduciría a que $E[\Delta Y_t] \neq 0$), contrastar el rango de cointegración comenzando con una especificación que incluya una tendencia restringida al 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. Posteriormente puede contrastarse si esa tendencia es o no significativa y, en éste último caso, estimar el modelo utilizando como especificación una constante no restringida al 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

¹³ Los resultados de los tests ADF y Phillips-Perron de raíces unitarias para las variables c_t y d_t muestran que no podemos rechazar que sean no estacionarias. Los resultados están disponibles previa petición a las autoras.

restringida a la relación de largo plazo¹⁴.

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

En el Cuadro 7 se ofrece la información utilizada para determinar el rango de cointegración de la relación [13]. La información proporcionada por el test de la traza se ha completado con el análisis de las raíces del polinomio característico y con los estadísticos t de los coeficientes de ajuste α . Estos factores indican la existencia de una relación de cointegración (o sea, $r = 1$).

ALEMANIA: PREFERENCIAS HOMOTÉTICAS

Determinación del rango de cointegración							
Test de la traza		VC(95%)	Módulos de las raíces características		Estadísticos t de los coeficientes 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				Coeficientes de ajuste			
μ		ε			$(c_t - d_t)$	p_t	
1.46		1.12			-0.01	0.08	
Tests de exclusión LR $\sim \chi^2(1)$			Tests de estacionariedad LR $\sim \chi^2(1)$		Tests de exogeneidad débil LR $\sim \chi^2(1)$		
$(c_t - d_t)$	p_t	constante	$(c_t - d_t)$	p_t	$(c_t - d_t)$	p_t	
2.71	2.15	2.74	2.15	2.70	0.01	5.46	
[0.10]	[0.14]	[0.10]	[0.14]	[0.09]	[0.93]	[0.02]	

Cuadro 7: Elasticidad de sustitución intratemporal. Metodología de Johansen (1995)

En dicho Cuadro se muestran también los parámetros de la relación de largo plazo, los coeficientes de ajuste y los contrastes de las hipótesis realizados sobre ambos¹⁵. 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 plazo, es decir, que ε no sea significativamente distinta de cero. La aplicación de los tests de estacionariedad tampoco permite rechazar que $(c_t - d_t)$ sea estacionario, en línea con lo que indican los tests de raíces unitarias ADF y PP cuando se considera una constante en el proceso generador de los datos¹⁶.

En el Cuadro 8 se muestran los resultados obtenidos 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, ofrecemos los resultados de la estimación considerando una constante restringida al vector de cointegración (modelo 1) y tendencia restringida al mismo (modelo 2), lo que nos permite además valorar si dichos resultados son muy sensibles a la especificación de los términos determinísticos.

¹⁴ Véase Hendry y Juselius (2001).

¹⁵ Entre corchetes se ofrece la probabilidad de los tests. Los valores críticos del test de la traza al 95% se han obtenido de Johansen (1995). De acuerdo con los criterios de información de Akaike y de Schwarz, el número de retardos de los VAR utilizados es 1 en las estimaciones de España y Alemania, y 2 en las de Francia. En todos los casos se han realizado tests sobre los residuos de los VAR para comprobar que no presentan autocorrelación ni heterocedasticidad y que pueden considerarse normales. El resultado de estos tests indica que los modelos están bien especificados, salvo en algunos casos que se explicitan en el texto en los que la probabilidad de rechazar la normalidad de los residuos no es demasiado elevada.

¹⁶ En aquellos casos en los que los tests de exclusión no permiten rechazar que la constante forme parte del vector de cointegración, hemos realizado los tests de estacionariedad considerando la constante distinta de cero.

En el modelo (1) el rango de cointegración es claramente $r = 1$. La constante no resulta significativamente distinta de cero, mientras que los parámetros ε y η 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 mientras que el segundo es muy similar.

ALEMANIA: PREFERENCIAS NO HOMOTÉTICAS

Modelo (1)									
Determinación del rango de cointegración									
Test de la traza VC(95%)			Módulos de las raíces características			Estadísticos t de los coeficientes de ajuste			
$r=0$	64.59	34.79	$r=1$	1.00; 1.00; 0.95		c_t	p_t	d_t	
$r=1$	14.56	19.99	$r=2$	1.00; 0.85; 0.85		$\hat{\alpha}_1$	-5.85	4.09	-3.00
$r=2$	3.02	9.13	$r=3$	0.99; 0.81; 0.81		$\hat{\alpha}_2$	1.64	-0.27	3.03
						$\hat{\alpha}_3$	-1.28	-1.64	-0.91
Coeficientes de la relación de cointegración					Coeficientes de ajuste				
b	ε	η				c_t	p_t	d_t	
1.29	1.22	1.04				-0.19	0.04	-0.18	
Tests de exclusión LR~ $\chi^2(1)$		Tests de estacionariedad LR~ $\chi^2(3)$			Tests de exogeneidad débil LR~ $\chi^2(1)$				
c_t	p_t	d_t	constante	c_t	p_t	d_t	c_t	p_t	d_t
6.01	3.18	8.58	1.82	15.56	30.04	15.26	19.66	12.23	5.61
[0.01]	[0.07]	[0.00]	[0.18]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.02]
Modelo (2)									
Determinación del rango de cointegración									
Test de la traza VC(95%)			Módulos de las raíces características			t-ratios de los coeficientes de ajuste			
$r=0$	42.55	42.20	$r=1$	1.00; 1.00; 0.77		c_t	p_t	d_t	
$r=1$	23.59	25.47	$r=2$	1.00; 0.87; 0.87		$\hat{\alpha}_1$	-2.09	2.77	-0.47
$r=2$	10.32	12.39	$r=3$	0.89; 0.89; 0.64		$\hat{\alpha}_2$	3.65	1.98	3.80
						$\hat{\alpha}_3$	0.40	2.36	-1.13
Coeficientes de la relación de cointegración					Coeficientes de ajuste				
	ε	η				c_t	p_t	d_t	
	0.91	1.03				-0.08	0.09	0.04	
Tests de exclusión LR~ $\chi^2(1)$		Tests de estacionariedad LR~ $\chi^2(2)$			Tests de exogeneidad débil LR~ $\chi^2(1)$				
c_t	p_t	d_t	c_t	p_t	d_t	c_t	p_t	d_t	
4.59	3.60	5.68	16.00	9.93	14.90	0.74	5.79	0.02	
[0.03]	[0.06]	[0.02]	[0.00]	[0.01]	[0.00]	[0.39]	[0.02]	[0.88]	

Cuadro 8: Elasticidad de sustitución intratemporal. Metodología de Johansen (1995)

Por lo que respecta al modelo (2), hemos considerado $r = 1$, pues si bien con $r = 2$ en la segunda relación de cointegración las variables reaccionan significativamente ante desviaciones de la relación de equilibrio, la mayor raíz característica está bastante más próxima a la unidad. La tendencia no ha resultado significativa¹⁷ por lo que, de acuerdo con el argumento de similitud anteriormente expuesto, 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

¹⁷ 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.

constante no restringida al mismo. Los parámetros estimados son ambos positivos y significativos y más próximos a los obtenidos con la cointegración canónica¹⁸.

3.4. La elasticidad de sustitución intratemporal para el caso español

3.4.1 Cointegración canónica

Los resultados de la estimación de la ecuación [13] para el caso español se recogen en el Cuadro 9. Como puede observarse, los valores estimados tanto de μ como de ε 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 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.

ESPAÑA: PREFERENCIAS HOMOTÉTICAS				
PARÁMETROS				
μ		ε		
1.3898 (0.0281)		1.4368 (0.3038)		
TEST DE PARK				
$H(0,1)$	$H(1,2)$	$H(1,3)$	$H(1,4)$	$H(1,5)$
4.5778 [0.0324]	3.5228 [0.0605]	4.4419 [0.1085]	5.1715 [0.1597]	5.5292 [0.2372]

Cuadro 9: Elasticidad de sustitución intratemporal. Metodología de Park (1992)

Con el objetivo de comparar los resultados con el caso de Alemania, hemos estimado también la función de utilidad propuesta por Pakos (2004). Los resultados se recogen en el Cuadro 10¹⁹.

¹⁸ Hemos realizado los tests con $r=2$ para analizar si son sensibles a la elección del rango de cointegración y hemos obtenido que no lo son: ninguna variable es no significativa, ni estacionaria, y la única variable que reacciona ante las desviaciones de la relación de largo plazo es el precio. El análisis de los residuos de la estimación de las preferencias no homotéticas indica que existen ciertos problemas de normalidad. Si bien Gonzalo (1994) demostró que los resultados en este caso también son robustos, la observación de los residuos hace aconsejable incluir una variable ficticia en 1991 que recoja los posibles efectos generados tras la reunificación alemana. De este modo, los residuos del VAR son claramente normales y los parámetros estimados positivos y significativos, pero algo inferiores a los ofrecidos en el Cuadro 8.

¹⁹ Los tests de raíces unitarias no rechazan la estacionariedad de las variables c_t y d_t para algunas de las especificaciones de los mismos. Los resultados de dichos tests están disponibles previa petición a las autoras y se ven confirmados en cierta medida por los resultados obtenidos para esta especificación de las preferencias con la metodología de Johansen.

ESPAÑA: PREFERENCIAS NO HOMOTÉTICAS

PARÁMETROS				
b	ε	η		
5.0233	-0.0866	0.6369		
(0.1584)	(0.0911)	(0.0158)		
TEST DE PARK				
$H(0,1)$	$H(1,2)$	$H(1,3)$	$H(1,4)$	$H(1,5)$
0.0456	18.3824	24.1480	24.4114	29.7579
[0.8309]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]

Cuadro 10: Elasticidad de sustitución intratemporal. Metodología de Park (1992)

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 ε 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.

3.4.2 Metodología de Johansen

En el Cuadro 11 se muestran los resultados basados en 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 incluyendo una constante restringida al vector de cointegración.

ESPAÑA: PREFERENCIAS HOMOTÉTICAS

Determinación del rango de cointegración						
Test de la traza VC(95%)			Módulos de las raíces características		Estadísticos t de los coeficientes de ajuste	
$r=0$	23.08	19.99	$r=1$	1.00; 0.83	$(c_t - d_t)$ p_t	
$r=1$	1.09	9.13	$r=2$	0.98; 0.81	$\hat{\alpha}_1$	-5.43 -0.87
					$\hat{\alpha}_2$	-0.14 -1.04
Coeficientes de la relación de cointegración				Coeficientes de ajuste		
μ	ε			$(c_t - d_t)$	p_t	
1.31	0.94			-0.20	-0.04	
Tests de exclusión LR~ $\chi^2(1)$			Tests de estacionariedad LR~ $\chi^2(1)$		Tests de exogeneidad débil LR~ $\chi^2(1)$	
$(c_t - d_t)$	p_t	constante	$(c_t - d_t)$	p_t	$(c_t - d_t)$	p_t
15.88	6.68	14.51	6.68	15.88	20.64	0.72
[0.00]	[0.01]	[0.00]	[0.01]	[0.00]	[0.00]	[0.39]

Cuadro 11: Elasticidad de sustitución intratemporal. Metodología de Johansen (1995)

El rango de cointegración es claramente 1 y puede observarse que tanto la constante como la elasticidad de sustitución intratemporal son positivas y significativas; ésta última algo inferior a la que se obtiene con la metodología de Park y muy próxima a la unidad.

Por lo que respecta a la utilización de preferencias no homotéticas, los resultados no son demasiado favorables (al igual que sucedía con la cointegración canónica) ya que, como puede comprobarse en el Cuadro 12, el coeficiente estimado de los precios presenta signo negativo tanto si se considera una constante restringida al vector de cointegración como tendencia restringida al mismo (el hecho de que $E[\Delta c_t]=0.031$ y $E[\Delta d_t]=0.045$ parece indicar la posible presencia de tendencia en las series). A partir de la información contenida en dicho cuadro, el rango de cointegración más adecuado es $r=1$ en el modelo (1) y $r=2$ en el modelo (2). En el primero de ellos el coeficiente de los precios es significativo²⁰, mientras que en el segundo modelo no lo es (además, no puede rechazarse que c_t y d_t sean variables estacionarias).

ESPAÑA: PREFERENCIAS NO HOMOTÉTICAS

Modelo (1)									
Determinación del rango de cointegración									
Test de la traza VC(95%)			Módulos de las raíces características			Estadísticos t de los coeficientes de ajuste			
$r=0$	$r=1$	$r=2$	$r=1$	$r=2$	$r=3$	c_t	p_t	d_t	
107.35	17.93	3.96	1.00; 1.00; 0.97	1.00; 0.92; 0.77	1.01; 0.83; 0.83	$\hat{\alpha}_1$	-18.47	0.64	-9.18
34.79	19.99	9.13				$\hat{\alpha}_2$	-1.02	1.10	-3.62
						$\hat{\alpha}_3$	-0.38	1.97	-0.11
Coeficientes de la relación de cointegración					Coeficientes de ajuste				
b	ε	η				c_t	p_t	d_t	
6.41	-0.74	0.51				-0.19	0.02	-0.29	
Tests de exclusión LR~ $\chi^2(1)$			Tests de estacionariedad LR~ $\chi^2(2)$			Tests de exogeneidad débil LR~ $\chi^2(1)$			
c_t	p_t	d_t	constante	c_t	p_t	d_t	c_t	p_t	d_t
9.35	18.86	4.85	18.90	32.71	36.99	35.20	73.16	0.35	33.80
[0.00]	[0.00]	[0.03]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.56]	[0.00]
Modelo (2)									
Determinación del rango de cointegración									
Test de la traza VC(95%)			Módulos de las raíces características			Estadísticos t de los coeficientes de			
$r=0$	$r=1$	$r=2$	$r=1$	$r=2$	$r=3$	c_t	p_t	d_t	
74.14	23.04	6.85	1.00; 1.00; 0.90	1.00; 0.89; 0.89	0.89; 0.89; 0.71	$\hat{\alpha}_1$	-10.41	-0.33	-5.74
42.20	25.47	12.38				$\hat{\alpha}_2$	0.56	-2.93	3.36
						$\hat{\alpha}_3$	0.13	-2.08	-1.05
Coeficientes de la relación de cointegración					Coeficientes de ajuste				
ε	η	tendencia				c_t	p_t	d_t	
-0.18	0.44	0.01				-0.41	-0.04	-0.73	
Tests de exclusión LR~ $\chi^2(2)$			Tests de estacionariedad LR~ $\chi^2(1)$			Tests de exogeneidad débil LR~ $\chi^2(2)$			
c_t	p_t	d_t	tendencia	c_t	p_t	d_t	c_t	p_t	d_t
12.75	4.20	10.46	8.43	0.00	7.49	0.11	43.84	4.30	22.73
[0.00]	[0.12]	[0.01]	[0.00]	[0.96]	[0.01]	[0.74]	[0.00]	[0.12]	[0.00]

Cuadro 12: Elasticidad de sustitución intratemporal. Metodología de Johansen (1995)

²⁰ Téngase en cuenta, sin embargo, que la mayor raíz característica del VAR no restringido es ligeramente superior a la unidad (en concreto, 1.01) por lo que, en sentido estricto, la especificación correspondiente al modelo (1) provoca que dicho VAR no sea estable.

3.5. La elasticidad de sustitución intratemporal para el caso francés

3.5.1 Cointegración canónica

Los resultados de la estimación de la elasticidad de sustitución intratemporal para el caso francés se recogen en el Cuadro 13. Obsérvese que, de nuevo, tanto μ como ε son significativamente distintos de cero y que, además, la elasticidad de sustitución intratemporal presenta el signo correcto. Por otro lado, al igual que en el caso español, no es posible rechazar la hipótesis nula $\varepsilon = 1$, por lo que la función de utilidad Cobb-Douglas no puede descartarse como válida para el caso de Francia. Además, el test de Park no permite rechazar la hipótesis nula de cointegración tanto determinista como estocástica.

FRANCIA: PREFERENCIAS HOMOTÉTICAS

PARÁMETROS				
μ		ε		
1.7093 (0.0421)		0.9533 (0.2320)		
TEST DE PARK				
$H(0,1)$	$H(1,2)$	$H(1,3)$	$H(1,4)$	$H(1,5)$
0.5617 [0.4536]	2.1722 [0.1405]	2.2262 [0.3285]	2.7404 [0.4334]	3.0988 [0.5414]

Cuadro 13: Elasticidad de sustitución intratemporal. Metodología de Park (1992)

De nuevo, con el objetivo de poder comparar los resultados con los alemanes, hemos estimado también en el caso francés el modelo no homotético, a pesar de que el propuesto por Ogaki y Reinhart (1998) no puede rechazarse. Los resultados se recogen en el Cuadro 14. En el caso francés, el valor estimado de ε es significativamente distinto de cero, si bien presenta el signo incorrecto; por su parte, η presenta el signo correcto y es también significativamente distinto de cero. El modelo es rechazado cuando consideramos el test de Park para un valor de $q \geq 3$. Así, en el caso francés, al igual que en el español, parece que el modelo de Ogaki y Reinhart (1998a) es más adecuado.

FRANCIA: PREFERENCIAS NO HOMOTÉTICAS

PARÁMETROS				
<i>b</i>		ε	η	
5.7577		-0.3556	0.6503	
(0.4037)		(0.1305)	(0.0350)	
TEST DE PARK				
<i>H</i> (0,1)	<i>H</i> (1,2)	<i>H</i> (1,3)	<i>H</i> (1,4)	<i>H</i> (1,5)
0.0459	0.3818	16.9492	19.1085	22.4148
[0.8303]	[0.5367]	[0.0002]	[0.0003]	[0.0002]

Cuadro 14: Elasticidad de sustitución intratemporal. Metodología de Park (1992)

3.5.2 Metodología de Johansen

La observación de las series indica que puede descartarse la existencia de una tendencia determinística en las mismas, especialmente en el consumo relativo. Además, la media de las series en diferencias está próxima a cero (en concreto, $E[\Delta(c_t - d_t)] = -0.012$ y $E[\Delta p_t] = -0.012$). Por ello, estimamos el modelo de preferencias homotéticas considerando una constante restringida al vector de cointegración. En el Cuadro 15 puede observarse que tanto el test de la traza como las raíces características y los estadísticos t de los coeficientes de ajuste apuntan a la existencia de una relación de cointegración. La constante y el parámetro de los precios presentan signo positivo y son significativos, éste último al 10 por ciento. Con este nivel de significación también puede rechazarse que el consumo relativo sea estacionario²¹.

Por lo que respecta a la estimación con preferencias no homotéticas la evolución de las series de consumo (tanto de bienes duraderos como de no duraderos) no permite excluir claramente la presencia de tendencia en los datos (de hecho, $E[\Delta c_t] = 0.029$ y $E[\Delta d_t] = 0.041$), lo que nos ha llevado a estimar en el Cuadro 16 el modelo tanto descartando la tendencia en las series (modelo 1) como considerando la posibilidad de que ésta exista (modelo 2).

²¹ Obsérvese sin embargo, al igual que indicamos anteriormente, que la mayor raíz característica del VAR no restringido es ligeramente superior a la unidad.

FRANCIA: PREFERENCIAS HOMOTÉTICAS

Determinación del rango de cointegración							
Test de la traza		VC(95%)	Módulos de las raíces características			Estadísticos t de los coeficientes de ajuste	
$r=0$	18.13	19.99	$r=1$	1.00; 0.94; 0.36; 0.36		$(c_t - d_t)$	p_t
$r=1$	2.77	9.13	$r=2$	1.01; 0.85; 0.34; 0.34		$\hat{\alpha}_1$	-3.97
						$\hat{\alpha}_2$	0.67
							-2.21
							-1.45
Coeficientes de la relación de cointegración				Coeficientes de ajuste			
μ	ε				$(c_t - d_t)$	p_t	
1.64	0.63				-0.17	-0.04	
Tests de exclusión LR~ $\chi^2(1)$			Tests de estacionariedad LR~ $\chi^2(1)$			Tests de exogeneidad débil LR~ $\chi^2(1)$	
$(c_t - d_t)$	p_t	constante	$(c_t - d_t)$	p_t	$(c_t - d_t)$	p_t	
6.84	3.06	6.23	3.06	6.84	10.83	3.69	
[0.01]	[0.08]	[0.01]	[0.08]	[0.01]	[0.00]	[0.05]	

Cuadro 15: Elasticidad de sustitución intratemporal. Metodología de Johansen (1995)

De acuerdo con el modelo (1) el rango de cointegración más adecuado es $r = 2$. Los resultados no son demasiado satisfactorios ya que una de las relaciones de cointegración podría provenir de que el consumo duradero fuese estacionario y la otra no vincula adecuadamente las variables del modelo, ya que tanto el parámetro de los precios como el del consumo duradero presentan signos negativos contrarios a los esperados²². En cuanto al modelo (2), se obtiene que la tendencia restringida al vector de cointegración no es significativa tanto con $r = 1$ como con $r = 2$. Para cualquiera de los dos rangos la estimación del modelo considerando tendencia no restringida tampoco ofrece los resultados esperados, pues no puede rechazarse que ε sea significativo y presente signo negativo²³.

²² Considerando $r = 1$, no puede descartarse que la relación de cointegración provenga de que el consumo duradero sea estacionario, algo a lo que aparecen apuntar también los tests de raíces unitarias realizados, disponibles previa petición a las autoras.

²³ En el Cuadro se ofrecen los resultados considerando $r = 1$. Con $r = 2$ la única diferencia relevante es que puede rechazarse que tanto el consumo no duradero como el duradero no sean significativos.

FRANCIA: PREFERENCIAS NO HOMOTÉTICAS

Modelo (1)									
Determinación del rango de cointegración									
Test de la traza VC(95%)			Módulos de las raíces características			Estadísticos t de los coeficientes de ajuste			
$r=0$	$r=1$	$r=2$	$r=1$	$r=2$	$r=3$	c_t	p_t	d_t	
43.29	17.73	5.45	1.00; 1.00; 0.97; 0.39; 0.39; 0.04	1.00; 0.96; 0.71; 0.56; 0.56; 0.01	0.97; 0.86; 0.86; 0.56; 0.56; 0.04	\hat{a}_1	-4.79	0.75	-1.04
34.79	19.99	9.13				\hat{a}_2	0.51	-2.96	2.32
						\hat{a}_3	-1.41	-1.47	-1.86
Coeficientes de la relación de cointegración					Coeficientes de ajuste				
b	ε	η	c_t	p_t	d_t	c_t	p_t	d_t	
14.10	-1.41	-0.05	-0.05	0.01	-0.05				
Tests de exclusión LR~ $\chi^2(2)$			Tests de estacionariedad LR~ $\chi^2(1)$			Tests de exogeneidad débil LR~ $\chi^2(2)$			
p_t	d_t	constante	c_t	p_t	d_t	c_t	p_t	d_t	
6.62	6.71	9.24	6.05	6.61	3.84	14.07	4.69	3.43	
[0.04]	[0.03]	[0.01]	[0.01]	[0.01]	[0.05]	[0.00]	[0.10]	[0.18]	
Modelo (2)									
Determinación del rango de cointegración									
Test de la traza VC(95%)			Módulos de las raíces características			Estadísticos t de los coeficientes de ajuste			
$r=0$	$r=1$	$r=2$	$r=1$	$r=2$	$r=3$	c_t	p_t	d_t	
45.51	21.09	8.26	1.00; 1.00; 0.90; 0.39; 0.39; 0.08	1.00; 0.88; 0.68; 0.58; 0.58; 0.02	0.83; 0.77; 0.77; 0.60; 0.60; 0.04	\hat{a}_1	-4.17	0.04	-0.27
42.20	25.47	12.38				\hat{a}_2	-2.15	1.62	-3.68
						\hat{a}_3	-1.27	-2.75	-0.97
Coeficientes de la relación de cointegración					Coeficientes de ajuste				
ε	η	c_t	p_t	d_t	c_t	p_t	d_t		
-1.25	0.09	-0.07	-0.01	-0.08					
Tests de exclusión LR~ $\chi^2(1)$			Tests de estacionariedad LR~ $\chi^2(2)$			Tests de exogeneidad débil LR~ $\chi^2(1)$			
c_t	p_t	d_t	c_t	p_t	d_t	c_t	p_t	d_t	
1.07	4.26	0.03	7.65	16.69	5.88	9.08	0.07	0.81	
[0.30]	[0.04]	[0.87]	[0.02]	[0.00]	[0.05]	[0.00]	[0.79]	[0.37]	

Cuadro 16: Elasticidad de sustitución intratemporal. metodología de Johansen (1995)

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

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

y

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

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 σ . Este modo de proceder no afecta a la distribución asintótica de los estimadores obtenidos por el Método Generalizado de los Momentos²⁴. Sea Z_t un conjunto de variables instrumentales conocidas por los agentes en el período t y, considerando el caso de preferencias homotéticas, definamos ξ_{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 β y σ explotando la siguiente condición de ortogonalidad:

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

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 estacionarias²⁵. 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,

²⁴ Véase Ogaki (1993), y Ogaki *et. al.* (2003), para una explicación sobre esta cuestión.

²⁵ Véase la sección 3.

hemos procedido a realizar la estimación considerando dos grupos diferentes 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. Así, hemos considerado los siguientes instrumentos:

- $I1$: incluye una constante, la tasa de crecimiento del consumo total retardada dos períodos y el tipo de interés real retardado dos períodos²⁶.
- $I2$: 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.

Las estimaciones se han realizado empleando de modo conjunto el tipo de interés real y la tasa de retorno del índice bursátil respectiva de cada país²⁷, salvo para el caso de Francia, ya que, como vimos en la sección 3, el tipo de interés no es estacionario, por lo que no verifica las condición necesaria para que el estimador por GMM muestre todas las propiedades deseables. Por esta razón, en el caso francés hemos estimado el modelo considerando únicamente el rendimiento real del índice CAC40.

Comenzamos con Alemania. En este caso, las estimaciones se han realizado tomando como dados los valores de ε y η estimados en la etapa anterior por el método de la cointegración canónica (véase Cuadro 6). El Cuadro 17 recoge los resultados.

ALEMANIA				
I1				
ε	η	β	σ	Test de Hansen
0.7707	0.9881	0.9335 [0.0000]	1.6353 [0.0000]	5.2793 [0.2598]
I2				
0.7707	0.9881	0.9706 [0.0000]	1.2979 [0.0000]	5.5883 [0.2320]

Cuadro 17: Elasticidad de sustitución intertemporal: GMM en dos etapas

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. Las estimaciones obtenidas de la elasticidad de sustitución intertemporal son superiores a las recogidas en otros trabajos anteriores para el caso de

²⁶ En el caso francés, al ser el tipo de interés real no estacionario, la variable en niveles se ha sustituido por su tasa de crecimiento bruta.

²⁷ Los resultados de las estimaciones individuales para cada uno de los activos están disponibles previa petición a las autoras.

Alemania. Considerando el modelo CCAPM básico²⁸ y empleando la técnica de la cota de Hansen y Jagannathan, Meyer (1999) obtiene que los valores del parámetro de aversión relativa al riesgo necesarios para que el modelo se ajuste a la evidencia empírica oscilan entre 145 y 168, según se empleen datos de consumo no duradero o de consumo total. Dado que la elasticidad de sustitución de sustitución intertemporal en el modelo citado no es más que el recíproco del parámetro de aversión al riesgo, los valores de ésta se situarían entre 0.0006 y 0.0007, muy inferiores a los obtenidos en este trabajo. Empleando la misma técnica, Cuthberston y Hyde (2003) también obtienen valores de la elasticidad de sustitución intertemporal inferiores a los presentados en el Cuadro 17, si bien son superiores a los obtenidos por Meyer²⁹. Por su parte, Lund y Engstend (1996), empleando el método GMM, obtienen valores también muy reducidos, y en muchos de los casos no significativamente distintos de cero, de la elasticidad de sustitución intertemporal.

El Cuadro 18 recoge los resultados obtenidos para el caso español; en este caso, tomamos como dado el valor de ε estimado en la etapa anterior bajo preferencias homotéticas (véase Cuadro 9).

ESPAÑA

I1			
ε	β	σ	Test de Hansen
1.4368	0.9478 [0.0000]	3.2734 [0.0000]	3.8161 [0.4314]
I2			
1.4368	0.9187 [0.0000]	2.3714 [0.0000]	3.8221 [0.4307]

Cuadro 18: Elasticidad de sustitución intertemporal: GMM en dos etapas

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. Podemos observar que, también en el caso español, las estimaciones son sensibles a los instrumentos empleados. Las estimaciones obtenidas son muy superiores a las de otros trabajos que emplean datos macroeconómicos; así, Rubio (1995) empleando el modelo básico, obtiene valores del parámetro de aversión al riesgo superiores a 60, lo que implica valores de la elasticidad de sustitución intertemporal inferiores a 0.016. Los resultados obtenidos por Rodríguez López (1997) recogen de nuevo valores estimados de la elasticidad de sustitución intertemporal no significativamente distintos de cero en algunos casos; los resultados son especialmente anómalos cuando se considera el modelo básico.

Recogemos a continuación las estimaciones para el caso francés tomando como dado el valor estimado de la elasticidad de sustitución intratemporal con preferencias homotéticas (Cuadro 13):

²⁸ En la literatura se conoce como modelo básico al modelo de Hansen y Singleton (1982, 1983).

²⁹ Los resultados son algo menos anómalos cuando se consideran especificaciones de la función de utilidad no separables intertemporalmente.

FRANCIA (CAC40)

I1			
ε	β	σ	Test de Hansen
0.9533	0.8716 [0.0000]	2.3018 [0.0000]	0.2712 [0.6025]
I2			
0.9533	0.8826 [0.0000]	2.2196 [0.0000]	1.7750 [0.1827]

Cuadro 19: Elasticidad de sustitución intertemporal: GMM en dos etapas

Al igual que en el caso de España, la elasticidad de sustitución estimada toma valores superiores a dos. Por otro lado, llama la atención que el factor de descuento subjetivo estimado es muy inferior al de los otros dos países considerados. De nuevo, los parámetros estimados son significativos y, además, el test de Hansen no rechaza el modelo en los casos estimados. Al igual que señalamos en los casos de Alemania y España, las estimaciones de la elasticidad de sustitución intertemporal son superiores a las de otros trabajos que emplean datos de Francia. Tal es el caso de Girardin *et. al.* (2000), donde se recogen estimaciones del citado parámetro próximas a cero o de Cuthberston y Hyde (2003) que estiman que los valores del parámetro de aversión relativa al riesgo necesarios para que el modelo satisfaga la cota de Hansen y Jagannathan han de situarse por encima de 14, lo que implica un valor de la elasticidad de sustitución intertemporal inferior a 0.07.

Si comparamos los resultados con los obtenidos empleando el mismo modelo para otros países, podemos señalar que las estimaciones de σ para el caso español y francés 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.³⁰ 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 caso son 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)³¹.

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 σ 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 tres países, vemos que la elasticidad de

³⁰ Por ejemplo, Ogaki y Reinhart imponen un valor de β igual a 0.99 y 0.995 para datos trimestrales, es decir, el factor de descuento subjetivo anual toma los valores 0.9605 y 0.9801.

³¹ Desconocemos la existencia de estimaciones microeconómicas de este parámetro para los otros dos países considerados.

sustitución intertemporal estimada es considerablemente inferior en Alemania que en España y Francia; esto significaría que el ahorro en España y Francia 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 alemán es distinto al considerado para los otros dos países. Por otro lado, también hemos de considerar que los períodos muestrales considerados son distintos, hecho que también podría estar afectando a las estimaciones.

Puesto que ahora disponemos de la estimación tanto de ε como de σ , 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 σ obtenidas con el grupo de instrumentos $I1$, pero no podemos rechazar tal supuesto en el caso del grupo de instrumentos $I2$. En los casos de España y Francia, 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 para los tres países considerados. El resultado anterior se ve confirmado por lo recogido en el Cuadro 20 en el que hemos estimado el modelo separable para los casos de Alemania, España y Francia 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, llegando a ser negativos en el caso francés; además, en el caso español, el modelo es rechazado por el test de Hansen.

ALEMANIA		
β	σ	Test de Hansen
0.9335 [0.0000]	0.0010 [0.0000]	8.3934 [0.1358]
ESPAÑA		
β	σ	Test de Hansen
0.9478	0.0081 [0.0032]	9.1375 [0.0103]
FRANCIA		
β	σ	Test de Hansen
0.8716	-0.2155 [0.0000]	1.4122 [0.4935]

Cuadro 20: 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, España y Francia 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, España y Francia, obteniendo en los tres casos que ésta es significativamente distinta de cero, si bien en el caso alemán hemos considerado preferencias no homotéticas, mientras que en los casos de España y Francia 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 los valores estimados para los tres países presentan en todos los casos el signo correcto y son siempre significativamente distintos de cero cuando se considera el modelo no separable; lo mismo ocurre con el factor de descuento subjetivo que, además, es siempre inferior a la unidad. Si comparamos las estimaciones obtenidas, se observa que los valores estimados de la elasticidad de sustitución intertemporal para los casos español y francés son superiores a los del 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 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 y el alemán el que se mostraría menos sensible, si bien en todos los casos la elasticidad de sustitución es positiva y superior a la unidad. 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 diferente en el caso alemán que en los casos de España y Francia. No en vano, si consideramos las estimaciones de la elasticidad de sustitución intertemporal para España y Francia con el grupo de instrumentos $I2$ podemos observar cómo los valores estimados son bastantes próximos, cosa que no ocurre cuando lo comparamos con el caso alemán. Por último, podemos señalar que el modelo separable se puede rechazar con claridad para los casos español y francés, 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, la no consideración del consumo duradero podría ayudar a explicar las estimaciones anómalas que de este parámetro se han obtenido en trabajos anteriores.

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. Por otro lado, existen diferencias significativas en los parámetros estimados para los tres 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 así como del mecanismo de transmisión de la política monetaria son claras ampliaciones del trabajo presentado.

APÉNDICE: Los datos

Las Figuras 1, 2 y 3 recogen la evolución de las variables empleadas en este trabajo para Alemania, España y Francia, respectivamente.

A1. 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 tres países analizados:

- **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.
- **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 INE³².
- **Francia:** los datos cubren el período 1960-2001 y provienen del *Institut National de la Statistique et des Études Économiques*, INSEE (2002). El año base es, en este caso, 1995.

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 salud³³.
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.

³² El método de enlace se detalla en Márquez de la Cruz (2004).

³³ Véase en Estrada y Sebastián (1993) una discusión sobre las razones para clasificar este gasto de consumo como no duradero.

2. Compra de vehículos.
3. Artículos de esparcimiento, deporte y cultura.
4. Libros, periódicos y revistas.
5. Enseñanza³⁴.

El Cuadro 21 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.

CONSUMO	Media	Mediana	Desv. típ.
Alemania (1970-2003)			
<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
España (1964-2001)			
<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
Francia (1960-2001)			
<i>CT</i>	0.0307	0.0289	0.0180
<i>CNDYS</i>	0.0291	0.0253	0.0154
<i>CD</i>	0.0422	0.0517	0.0424

Cuadro 21: Tasas de crecimiento netas del consumo: principales estadísticos

Como podemos observar, el consumo de bienes no duraderos y servicios creció en media menos que el consumo de bienes duraderos para los tres países analizados; además, el consumo duradero se muestra más volátil que el consumo no duradero.

Para calcular los flujos de servicios que el consumo duradero genera, hemos procedido a calcular la siguiente expresión

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

donde los valores de δ_{t-k} son tomados de las tablas de depreciación que a continuación citamos.

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 Hacienda para el caso español³⁵.

³⁴ Véase Estrada y Sebastián (1993).

³⁵ Nos referimos a la Orden del Ministerio de Economía y Hacienda de 15 de diciembre de 1998, anexo IV. En

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 variable³⁶.

A2. 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 22 recoge las tasas de crecimiento netas del precio y consumo relativos de los bienes considerados; como podemos observar, en el caso de los tres países analizados, ambas variables disminuyeron en media durante el período analizado.

<i>VARIABLE</i>	<i>Media</i>	<i>Mediana</i>	<i>Desv. típ.</i>
Alemania (1970-2003)			
C_t / D_t	-0.0009	-0.0018	0.0348
P_t	-0.0045	-0.0046	0.0101
España (1964-2001)			
C_t / D_t	-0.0137	-0.0156	0.0355
P_t	-0.0066	-0.0084	0.0327
Francia (1960-2001)			
C_t / D_t	-0.0114	-0.0186	0.0309
P_t	-0.0119	-0.0136	0.0132

Cuadro 22: Tasas de crecimiento netas del consumo y precio relativos: principales estadísticos

A3. Tipos de interés

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

- **Alemania:** hemos tomado el tipo de interés anual del mercado interbancario a 3 meses. Los datos provienen del Fondo Monetario Internacional (FMI).
- **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 1964-86, al no disponer de

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. Los parámetros se han estimado considerando períodos de tiempo superiores e inferiores al citado, sin que los resultados varíen de modo significativo. Todos los resultados están disponibles previa petición a las autoras.

Puesto que desconocemos la existencia de tablas similares para Alemania y Francia, hemos generalizado el procedimiento empleado para España a estos dos países.

³⁶ Las tasas de depreciación se han tomado de las tablas anteriormente mencionadas.

datos fiables sobre Letras del Tesoro, hemos optado por utilizar el rendimiento interno en Bolsa de las obligaciones eléctricas³⁷; todas las series proceden del *Boletín Estadístico* del Banco de España.

- **Francia:** hemos tomado el tipo de interés de los bonos del gobierno a un año o más. Los datos provienen del FMI.

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.

<i>Media</i>	<i>Mediana</i>	<i>Desv. Típ.</i>
ALEMANIA (1970-2003)		
1.0303	1.0322	0.0204
ESPAÑA (1964-2001)		
1.0151	1.0100	0.0614
FRANCIA (1960-2001)		
1.0250	1.0221	0.0299

Cuadro 23: Tipo de interés real bruto: principales estadísticos

El Cuadro 23 recoge los principales estadísticos de esta variable. Podemos observar que el tipo de interés real medio fue inferior en España que en Alemania y Francia. 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 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 a los casos de Alemania y Francia.

A4. 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:

- **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.
- **España:** consideramos el Índice General Total de la Bolsa de Madrid, IGTBM. Los datos provienen de la Bolsa de Madrid.
- **Francia:** hemos considerado el índice CAC40 de la Bolsa de París. Este índice es el principal indicador en tiempo real de la Bolsa de Francia; se trata de un subíndice del SBF250 y es publicado por la Sociedad de Bolsas Francesas.

³⁷ En este sentido, hemos seguido a Esteve y Tamarit (1994).

El Cuadro 24 recoge los principales estadísticos de dichas variables para los tres 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.

<i>Media</i>	<i>Mediana</i>	<i>Desv. típ.</i>
ALEMANIA (1970-2003)		
1.0424	1.0118	0.1893
ESPAÑA (1964-2001)		
1.0803	1.0264	0.2650
FRANCIA (1960-2001)		
1.0318	1.0195	0.1861

Cuadro 24: Tasas de retorno reales brutas:
principales estadísticos

Por esa razón, hemos elaborado el Cuadro 25 que recogen los datos de los tres países para el período 1970-2001.

<i>Media</i>	<i>Mediana</i>	<i>Desv. típ.</i>
DAX30		
1.0509	1.0225	0.1858
IGTBM		
1.0687	1.0333	0.2762
CAC40		
1.0534	1.0553	0.2015

Cuadro 25: 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 y el francés, si bien también presentó una volatilidad considerablemente superior. La rentabilidad real de los mercados alemán y francés se situó en ambos casos por encima del 5 por ciento anual.

Figura 1: Alemania, 1970-2003.

Consumo y precio relativos, tipo de interés real bruto y tasa bruta de retorno del DAX30

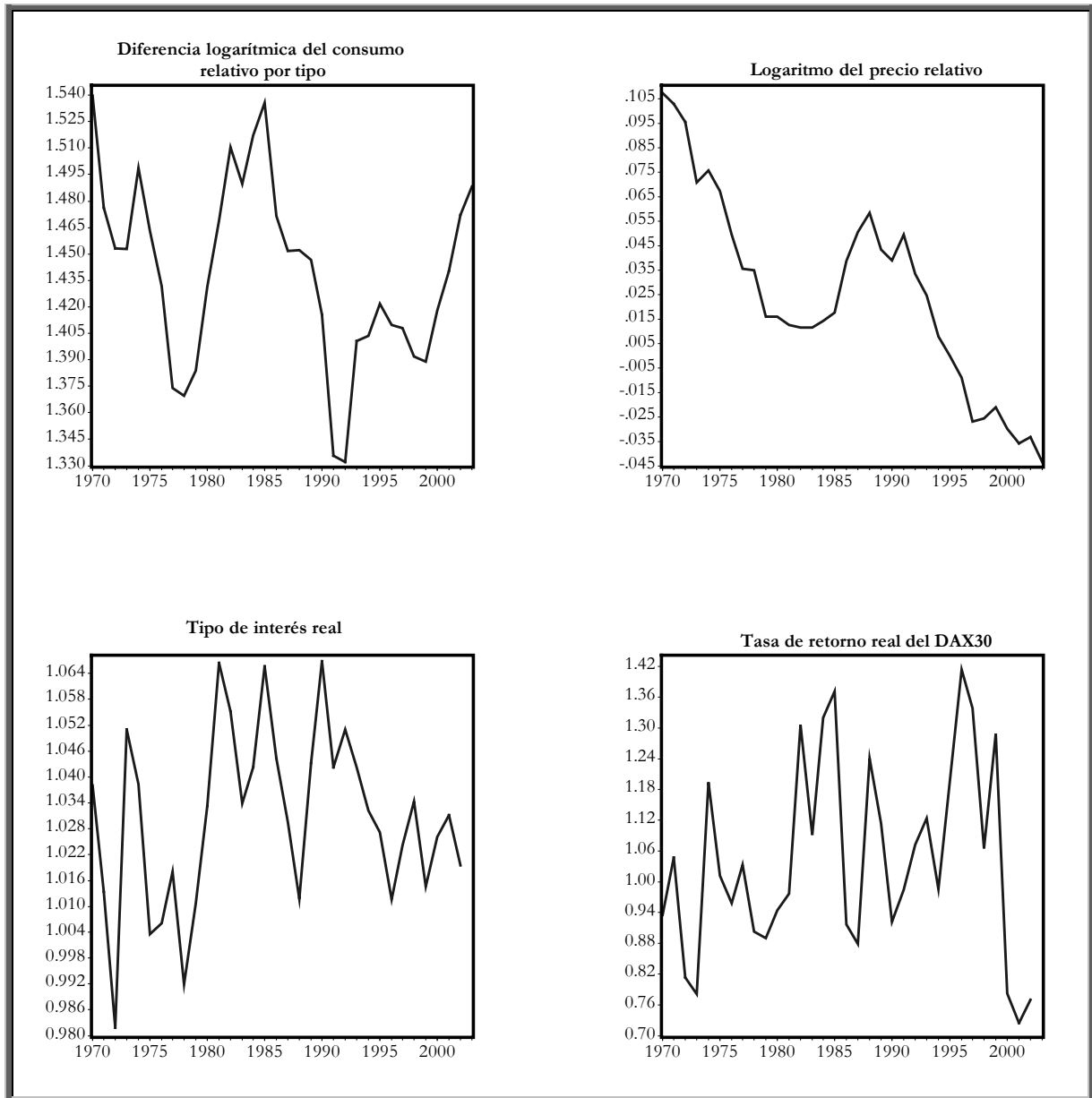


Figura 2: España, 1964-2001.

Consumo y precio relativos, tipo de interés real bruto y tasa bruta de retorno del IGTBM.

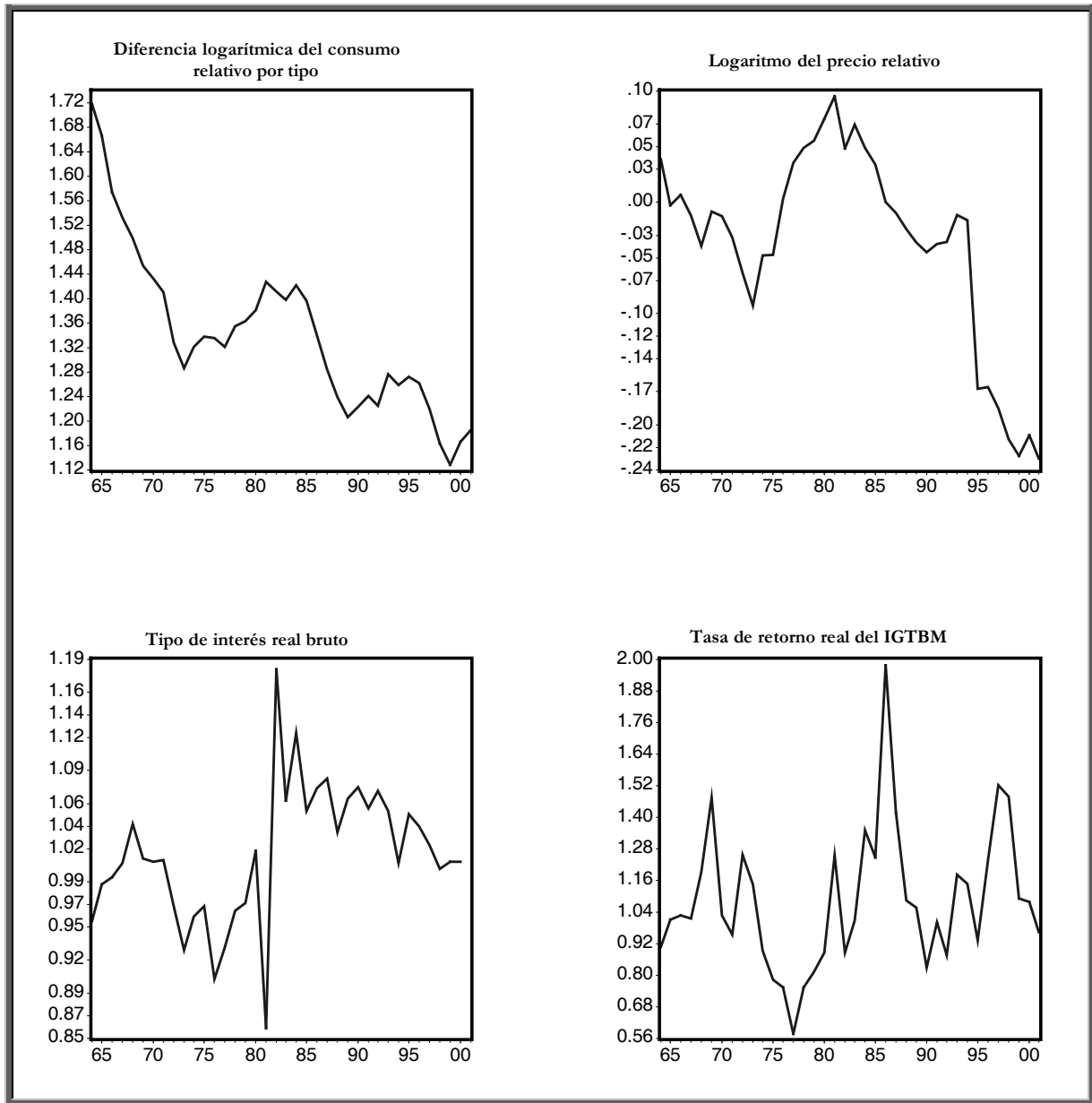
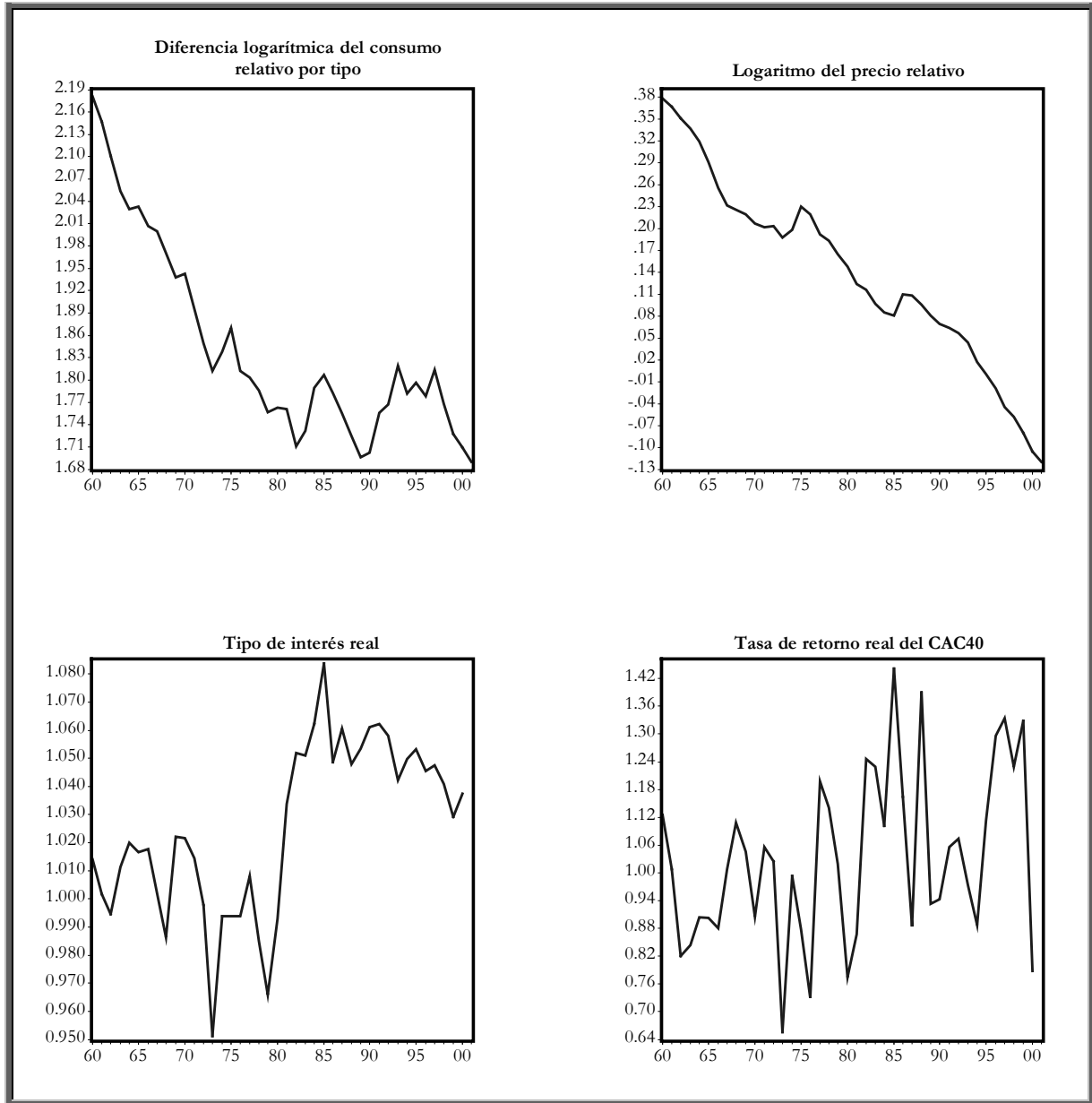


Figura 3: Francia, 1960-2001

Consumo y precio relativos, tipo de interés real bruto y tasa bruta de retorno del CAC40



Referencias

- Abel, Andrew B. (1991), “The Equity Premium Puzzle”, *Business Review, Federal Reserve Bank of Philadelphia*, sep/oct., pp. 3-14.
- Amano, Robert A. y T.S. Wirjanto (1997), “Intratemporal Substitution and Government Spending”, *Review of Economics and Statistics* 79, n° 4, pp. 605-9.
- Banco de España (varios años), *Boletín Estadístico*.
- Campbell, John Y. (2003a), “Two Puzzles of Asset Pricing and their Implications for Investors”, *American Economist* 47, n° 1, pp. 48-74.
- 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).
- Cochrane, John H. (2001), *Asset Pricing*. (Princeton, NJ: Princeton University Press).
- Cooley, Thomas F. y M. Ogaki (1996), “A Time Series Analysis of Real Wages, Consumption, and Asset Returns”, *Journal of Applied Econometrics* 11, pp. 119-34.
- Cuthbertson, Keith y S. Hyde (2003), “Resurrecting the C-CAPM: Evidence from France and Germany”, mimeo, Manchester School of Accounting and Finance.
- 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, 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, pp. 53-69.
- 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, pp. 27-50.
- Estrada, Ángel y M. Sebastián (1993), “Una serie de gasto en bienes de consumo duradero”, *Documentos de Trabajo del Banco de España*, n° 9305.
- Girardin, Eric, L. Sarno y M.P. Taylor (2000), “Private Consumption Behaviour, Liquidity Constraints and Financial Desregulation in France: a Nonlinear Analysis”, *Empirical Economics* 25, pp. 351-68.
- Gonzalo, Jesús (1994), “Comparisons of Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relations”, *Journal of Econometrics* 60, pp. 203-34.

Hall, Robert E. (1988), "Intertemporal Substitution in Consumption", *Journal of Political Economy* 96, n° 2, pp. 339-57.

Han, Hsiang-Ling y M. Ogaki (1997), "Consumption, Income and Cointegration", *International Review of Economics and Finance* 6, n° 2, pp. 107-17.

Hansen, Lars P. (1982), "Large Sample Properties of the Generalized Method of Moments", *Econometrica* 50, pp. 1029-54.

Hansen, Lars P. y K.J. Singleton (1982), "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models", *Econometrica* 50, n° 5, pp. 1269-86.

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, pp. 249-65.

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, pp. 53-68.

Hendry, D. y K. Juselius (2001): "Explaining Cointegration Analysis, part. II", *The Energy Journal*, 22, n° 1, pp. 75-101.

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).

INE (varios años), *Contabilidad Nacional de España*. (Madrid: Instituto Nacional de Estadística).

Johansen, S. (1995), *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. (Oxford: Oxford University Press).

Kocherlakota, Narayana (1996), "The Equity Premium: It's Still a Puzzle", *Journal of Economic Literature* 34, marzo, pp. 42-71.

López Salido, J. David (1993), "Consumo y ciclo vital: resultados para España con datos de panel", *Investigaciones Económicas* 17, n° 2, pp. 285-312.

Lucas, Robert (1978), Asset Prices in an Exchange Economy, *Econometrica* 46, n° 6, pp. 1429-45.

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, pp. 497-521.

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).

Mamaysky, Harry (2001), "Interest Rates and the Durability of Consumption Goods", *Yale*

ICF Working Papers, n° 00-53.

Márquez de la Cruz, Elena (2005), “La elasticidad de sustitución intertemporal y el consumo duradero: un análisis para el caso español”, *Investigaciones Económicas* 29, n° 3 (próxima publicación).

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.

Mehra, Rajnish y E.C. Prescott (1985), “The Equity Premium. A Puzzle”, *Journal of Monetary Economics* 15, n° 2, pp. 145-61.

Meyer, B. (1999), *Intertemporal Asset Pricing. Evidence from Germany*. (Physica-Verlag Heidelberg).

Newey, Whitney K. y K.D. West (1987), “A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”, *Econometrica* 55, n° 3, pp. 703-708.

Nielsen, B. y A. Rahbek (2000): “Similarity Issues in Cointegration Analysis”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 62, n° 1, pp. 5-22.

Ogaki, Masao (1993), “Unit Roots in Macroeconometrics: A Survey”, *Bank of Japan Monetary and Economic Studies* 11, n° 2, pp. 131-54.

Ogaki, Masao, K. Jang y H. Lim (2003), *Structural Macroeconometrics*. (The Ohio State University. Manuscrito en proceso de elaboración).

Ogaki, Masao y C.M. Reinhart (1998a), “Measuring Intertemporal Substitution: the Role of Durable Goods”, *Journal of Political Economy* 106, n° 5, pp. 1078-98.

Ogaki, Masao y C.M. Reinhart (1998b), “Intertemporal Substitution and Durable Goods: Long-Run Data”, *Economics Letters* 61, pp. 85-90.

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.

Pakos, Michal (2004), “Asset Pricing with Durable Consumption Goods and Non-Homothetic Preferences”. *Working Paper, Graduate School of Business, University of Chicago*.

Park, Joon 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. Greenwich, Conn. y London: JAI Press).

Park, Joon Y. (1992), “Canonical Cointegrating Regressions”, *Econometrica* 60, n° 1, pp. 119-43.

Phillips, Peter 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 López, R. (1997), “Modelos Intertemporales de Valoración de Activos: Análisis Empírico para el Caso Español”, *Revista Española de Economía* 14 , nº 2, pp. 189-213.

Rubio, Eva M. (1995), “Testing the CCAPM on Spanish Data: A New Approach”, *Documentos de Trabajo del Centro de Estudios Monetarios y Financieros*, nº 9603.

Siegel, Jeremy J. y R.H. Thaler (1997), “Anomalies. The Equity Premium Puzzle”, *Journal of Economic Perspectives* 11, nº 1, 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.

Uriel, Ezequiel, M.L. Moltó y V. Cucarella (2000), *Contabilidad Nacional de España. Series enlazadas 1964-1997 (CNEe-86)*. (Madrid: Fundación BBV).

Weil, Philippe (1989), “The Equity Premium Puzzle and the Riskfree Rate Puzzle”, *Journal of Monetary Economics* 24, nº 3, pp. 401-21.

Wirjanto, Tony S. (2004), “Exploring Consumption-Based Asset Pricing Model with Stochastic-Trend Forcing Processes”, *Applied Economics* 36, pp. 1591-97.

Yogo, Motohiro (2005), “A Consumption-Based Explanation of Expected Stock Returns”. *Journal of Finance* (forthcoming).

FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS

DOCUMENTOS DE TRABAJO

Últimos números publicados

- 159/2000 Participación privada en la construcción y explotación de carreteras de peaje
Ginés de Rus, Manuel Romero y Lourdes Trujillo
- 160/2000 Errores y posibles soluciones en la aplicación del *Value at Risk*
Mariano González Sánchez
- 161/2000 Tax neutrality on saving assets. The spanish case before and after the tax reform
Cristina Ruza y de Paz-Curbera
- 162/2000 Private rates of return to human capital in Spain: new evidence
F. Barceinas, J. Oliver-Alonso, J.L. Raymond y J.L. Roig-Sabaté
- 163/2000 El control interno del riesgo. Una propuesta de sistema de límites
riesgo neutral
Mariano González Sánchez
- 164/2001 La evolución de las políticas de gasto de las Administraciones Públicas en los años 90
Alfonso Utrilla de la Hoz y Carmen Pérez Esparrells
- 165/2001 Bank cost efficiency and output specification
Emili Tortosa-Ausina
- 166/2001 Recent trends in Spanish income distribution: A robust picture of falling income inequality
Josep Oliver-Alonso, Xavier Ramos y José Luis Raymond-Bara
- 167/2001 Efectos redistributivos y sobre el bienestar social del tratamiento de las cargas familiares en
el nuevo IRPF
Nuria Badenes Plá, Julio López Laborda, Jorge Onrubia Fernández
- 168/2001 The Effects of Bank Debt on Financial Structure of Small and Medium Firms in some Euro-
pean Countries
Mónica Melle-Hernández
- 169/2001 La política de cohesión de la UE ampliada: la perspectiva de España
Ismael Sanz Labrador
- 170/2002 Riesgo de liquidez de Mercado
Mariano González Sánchez
- 171/2002 Los costes de administración para el afiliado en los sistemas de pensiones basados en cuentas
de capitalización individual: medida y comparación internacional.
José Enrique Devesa Carpio, Rosa Rodríguez Barrera, Carlos Vidal Meliá
- 172/2002 La encuesta continua de presupuestos familiares (1985-1996): descripción, representatividad
y propuestas de metodología para la explotación de la información de los ingresos y el gasto.
Llorenç Pou, Joaquín Alegre
- 173/2002 Modelos paramétricos y no paramétricos en problemas de concesión de tarjetas de credito.
Rosa Puertas, María Bonilla, Ignacio Olmeda

- 174/2002 Mercado único, comercio intra-industrial y costes de ajuste en las manufacturas españolas.
José Vicente Blanes Cristóbal
- 175/2003 La Administración tributaria en España. Un análisis de la gestión a través de los ingresos y de los gastos.
Juan de Dios Jiménez Aguilera, Pedro Enrique Barrilao González
- 176/2003 The Falling Share of Cash Payments in Spain.
Santiago Carbó Valverde, Rafael López del Paso, David B. Humphrey
Publicado en "Moneda y Crédito" nº 217, pags. 167-189.
- 177/2003 Effects of ATMs and Electronic Payments on Banking Costs: The Spanish Case.
Santiago Carbó Valverde, Rafael López del Paso, David B. Humphrey
- 178/2003 Factors explaining the interest margin in the banking sectors of the European Union.
Joaquín Maudos y Juan Fernández Guevara
- 179/2003 Los planes de stock options para directivos y consejeros y su valoración por el mercado de valores en España.
Mónica Melle Hernández
- 180/2003 Ownership and Performance in Europe and US Banking – A comparison of Commercial, Co-operative & Savings Banks.
Yener Altunbas, Santiago Carbó y Phil Molyneux
- 181/2003 The Euro effect on the integration of the European stock markets.
Mónica Melle Hernández
- 182/2004 In search of complementarity in the innovation strategy: international R&D and external knowledge acquisition.
Bruno Cassiman, Reinhilde Veugelers
- 183/2004 Fijación de precios en el sector público: una aplicación para el servicio municipal de suministro de agua.
M^a Ángeles García Valiñas
- 184/2004 Estimación de la economía sumergida en España: un modelo estructural de variables latentes.
Ángel Alañón Pardo, Miguel Gómez de Antonio
- 185/2004 Causas políticas y consecuencias sociales de la corrupción.
Joan Oriol Prats Cabrera
- 186/2004 Loan bankers' decisions and sensitivity to the audit report using the belief revision model.
Andrés Guiral Contreras and José A. Gonzalo Angulo
- 187/2004 El modelo de Black, Derman y Toy en la práctica. Aplicación al mercado español.
Marta Tolentino García-Abadillo y Antonio Díaz Pérez
- 188/2004 Does market competition make banks perform well?.
Mónica Melle
- 189/2004 Efficiency differences among banks: external, technical, internal, and managerial
Santiago Carbó Valverde, David B. Humphrey y Rafael López del Paso

- 190/2004 Una aproximación al análisis de los costes de la esquizofrenia en España: los modelos jerárquicos bayesianos
F. J. Vázquez-Polo, M. A. Negrín, J. M. Cavasés, E. Sánchez y grupo RIRAG
- 191/2004 Environmental proactivity and business performance: an empirical analysis
Javier González-Benito y Óscar González-Benito
- 192/2004 Economic risk to beneficiaries in notional defined contribution accounts (NDCs)
Carlos Vidal-Meliá, Inmaculada Domínguez-Fabian y José Enrique Devesa-Carpio
- 193/2004 Sources of efficiency gains in port reform: non parametric malmquist decomposition tfp index for Mexico
Antonio Estache, Beatriz Tovar de la Fé y Lourdes Trujillo
- 194/2004 Persistencia de resultados en los fondos de inversión españoles
Alfredo Ciriaco Fernández y Rafael Santamaría Aquilué
- 195/2005 El modelo de revisión de creencias como aproximación psicológica a la formación del juicio del auditor sobre la gestión continuada
Andrés Guiral Contreras y Francisco Esteso Sánchez
- 196/2005 La nueva financiación sanitaria en España: descentralización y prospectiva
David Cantarero Prieto
- 197/2005 A cointegration analysis of the Long-Run supply response of Spanish agriculture to the common agricultural policy
José A. Mendez, Ricardo Mora y Carlos San Juan
- 198/2005 ¿Refleja la estructura temporal de los tipos de interés del mercado español preferencia por la liquidez?
Magdalena Massot Perelló y Juan M. Nave
- 199/2005 Análisis de impacto de los Fondos Estructurales Europeos recibidos por una economía regional: Un enfoque a través de Matrices de Contabilidad Social
M. Carmen Lima y M. Alejandro Cardenete
- 200/2005 Does the development of non-cash payments affect monetary policy transmission?
Santiago Carbó Valverde y Rafael López del Paso
- 201/2005 Firm and time varying technical and allocative efficiency: an application for port cargo handling firms
Ana Rodríguez-Álvarez, Beatriz Tovar de la Fe y Lourdes Trujillo
- 202/2005 Contractual complexity in strategic alliances
Jeffrey J. Reuer y Africa Ariño
- 203/2005 Factores determinantes de la evolución del empleo en las empresas adquiridas por opa
Nuria Alcalde Fradejas y Inés Pérez-Soba Aguilar
- 204/2005 Nonlinear Forecasting in Economics: a comparison between Comprehension Approach versus Learning Approach. An Application to Spanish Time Series
Elena Olmedo, Juan M. Valderas, Ricardo Gimeno and Lorenzo Escot

- 205/2005 Precio de la tierra con presión urbana: un modelo para España
Esther Decimavilla, Carlos San Juan y Stefan Sperlich
- 206/2005 Interregional migration in Spain: a semiparametric analysis
Adolfo Maza y José Villaverde
- 207/2005 Productivity growth in European banking
Carmen Murillo-Melchor, José Manuel Pastor y Emili Tortosa-Ausina
- 208/2005 Explaining Bank Cost Efficiency in Europe: Environmental and Productivity Influences.
Santiago Carbó Valverde, David B. Humphrey y Rafael López del Paso
- 209/2005 La elasticidad de sustitución intertemporal con preferencias no separables intratemporalmente: los casos de Alemania, España y Francia.
Elena Márquez de la Cruz, Ana R. Martínez Cañete y Inés Pérez-Soba Aguilar