

EL CONSUMO Y LA VALORACIÓN DE ACTIVOS

**Elena Márquez
Belén Nieto**

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.

El consumo y la valoración de activos

Elena Márquez
Universidad Complutense de Madrid

Belén Nieto*
Universidad de Alicante

Segunda versión, agosto 2006

Resumen

Este trabajo realiza un análisis comparativo de modelos de valoración con consumo en relación a las recientes aportaciones habidas en este campo. El principal objetivo es analizar de forma conjunta las distintas perspectivas desde las que recientemente se ha afrontado el problema empírico de los modelos de consumo empleando, en este caso, datos de la economía española. Por otro lado, también se persigue comprobar si la evidencia obtenida con datos americanos es consistente con nuestros resultados y/o qué pautas son diferenciadoras en nuestro país. Entre las alternativas analizadas se incluyen nuevas especificaciones de modelos de valoración sobre la base de la incorporación del consumo duradero en las preferencias y diferentes aproximaciones del riesgo de consumo en relación a la frecuencia y horizonte de los datos empleados. Los resultados muestran la importancia de considerar horizontes largos en la medición de los cambios en el consumo y, de forma conjunta, la mejora en la especificación de los modelos si el consumo de bienes duraderos es incorporado.

Palabras clave: CCAPM; consumo duradero; efecto tamaño; crecimiento a largo plazo.

JEL: E44, G12

* Belén Nieto agradece la ayuda concedida por el Ministerio de Ciencia y Tecnología a través del proyecto SEJ2005-09372. Asimismo, las autoras agradecen los comentarios y sugerencias de Gonzalo Rubio.

Autor de correspondencia:

Belén Nieto
Departamento de Economía Financiera, Contabilidad y Marketing
Facultad de Económicas
Universidad de Alicante
Tfno: 965903621
Mail: belen.nieto@ua.es

1. Introducción

El modelo de valoración de activos intertemporal, ICAMP, establece que

$$[1] \quad 0 = E_t \left[M_{t+1} R_{j,t+1}^e \right], \quad \forall j,$$

donde M_{t+1} denota al factor de descuento estocástico que es igual a la relación marginal de sustitución intertemporal entre consumos presente y futuro y $R_{j,t+1}^e$ es el rendimiento del activo j entre t y $t+1$ en exceso sobre una tasa libre de riesgo. El modelo de valoración con consumo, CCAPM, no es más que un caso particular del anterior, en el que se asume que el único argumento de la utilidad es el consumo de bienes y servicios no duraderos y que las preferencias son aditivas y separables en el tiempo. Tales supuestos implican que el modelo se encuentre con grandes dificultades para superar la prueba de la refutación empírica¹.

Para que un modelo de valoración sea capaz de explicar los rendimientos observados de los activos financieros debería generar::

1. Primas de riesgo contracíclicas: altas en las recesiones y bajas durante las expansiones. Dado que las primas de riesgo se determinan con dos elementos básicos, el riesgo sistemático del activo y el precio del riesgo, el modelo ha de dar lugar a que uno o ambos de los elementos citados cambien con el tiempo.
2. Primas de riesgo diferentes en función de determinadas características de los distintos activos. Así, el modelo debería poder explicar el hecho observado de que los títulos de las empresas pequeñas o de empresas con alto valor contable presentar mayores rendimientos relativos.

Sin embargo, el CCAPM produce primas de riesgo muy poco volátiles, salvo que se consideren valores poco razonables de determinados parámetros de preferencias², debido a que la tasa de crecimiento del consumo es demasiado pequeña y poco variable en el tiempo. Por otro lado, el modelo tampoco es capaz de explicar las diferencias entre rendimientos en sección cruzada³.

Las razones para el fracaso empírico de este modelo son de distinto tipo, yendo desde una incorrecta especificación de las preferencias empleadas hasta la inadecuada medición de los datos de consumo considerados. Son muchos los trabajos que exploran alternativas que permitan una mejor especificación de la utilidad de los agentes, como los modelos que incorporan hábito entre los que debemos destacar el de Campbell y Cochrane (1999), o como los que incorporan temporalidad a las preferencias, como los modelos condicionales (Lettau y

¹ Breeden, Gibbons y Litzenberger (1989) y Mankiw y Shapiro (1986) son ejemplos para datos del mercado americano y Rubio (1995), Rodríguez (1997) o Nieto y Rodríguez (2005) para muestras españolas.

²Véase Campbell (2003) para un análisis más detallado de la problemática.

³Véase Marín y Rubio (2001) para un análisis detallado de tales efectos.

Ludvigson, 2001, o Jagannathan y Wang, 1996), o aquellos que prefieren descartar el consumo como el fundamental componente del factor de descuento estocástico, apostando por otras variables relacionadas con los rendimientos (Campbell, 1993, o Fama y French, 1993).

Sin embargo, algunos trabajos más recientes, abordan el problema del modelo CCAPM desde otras perspectivas que intentan salvaguardar su poderosa justificación teórica, donde el consumo juega un papel fundamental. El presente trabajo se enmarca en este contexto.

En un reciente trabajo, Yogo (2006) plantea la posibilidad de explorar una línea de investigación que combina las dos ideas anteriores, tratadas por separado hasta el momento. Por un lado, emplea la función de utilidad recursiva propuesta por Epstein y Zin (1989) que incorpora dependencia temporal y entre estados de la naturaleza en las preferencias, a diferencia del CCAPM tradicional. Por otro lado, incorpora el consumo de bienes duraderos como determinante de la utilidad, basándose en los hallazgos de Ogaki y Reinhart (1998) o de Wirjanto (2004)⁴, que encuentran mejoras en las estimaciones de los parámetros de las preferencias cuando este tipo de bienes también es considerado. Los resultados de Yogo muestran que ambos tipos de consumo son relevantes en la explicación de los rendimientos cuando se combinan de forma aditiva en la función de utilidad y además el modelo resultante se concilia con las anomalías observadas tanto en serie temporal como en sección cruzada.

Otra línea de investigación recientemente abierta actualmente se basa en el tratamiento de los datos de consumo. Es sabido que existen diversos problemas asociados a su medición: los datos ofrecidos por las instituciones se refieren a cestas de consumos no suficientemente representativas, la agregación entre todos los individuos de la economía compensa variaciones en los consumos individuales, la actualización de los datos disponibles se produce con retraso, etcétera. Aún conscientes de estos problemas, los trabajos más recientes se centran en buscar la manera más apropiada de medir tasas de crecimiento del consumo que verdaderamente reflejen la situación de los agentes en cada momento del tiempo y, por tanto, sean las relevantes en sus decisiones de inversión. El debate se abre por diversos flancos. Por un lado, sobre la frecuencia más adecuada en los datos para el contraste de modelos de consumo. Por otro, sobre el horizonte que se ha de emplear para el cálculo de la variable fundamental del modelo. Y, relacionado con los dos anteriores, sobre la periodicidad empleada a la hora de escoger datos de consumo verdaderamente informativos.

Sobre el horizonte a emplear en el cómputo de la tasa de crecimiento, Parker y Julliar (2005) muestran que es necesario esperar algunos años para que los cambios en la riqueza de los agentes se reflejen en sus pautas de consumo. Por otro lado, Jagannathan y Wang (2005) descubren que el dato de consumo que mejor refleja los cambios en las decisiones de los agentes es el del cuarto trimestre de cada año. Y en cuanto a la frecuencia de los datos a emplear existe una contradicción: los datos de frecuencia baja presentan menores errores de medida, sin embargo, proporcionan estimaciones del riesgo menos eficientes.

Así pues, en este trabajo pretendemos investigar todas las cuestiones expuestas antes comparando la especificación de modelos de valoración de consumo en los que se combinan, por un lado, el consumo no duradero y el duradero, por otro, las diferentes maneras de calcular la tasa de crecimiento de estos consumos tanto en cuanto al horizonte empleado como al

⁴ Y también Márquez de la Cruz (2005) para el caso español.

momento de medición del consumo, y también, explorando distintas frecuencias en las muestras. Los resultados obtenidos con datos españoles muestran que cuando el modelo incorpora datos de consumo duradero además del habitual consumo no duradero, su especificación mejora. Ahora bien, sólo si las tasas de crecimiento de ambos consumos se calculan con un horizonte de tres años hacia adelante, las variables explicativas del modelo presentan primas de riesgo sensatas y tanto el consumo no duradero como el duradero son variables determinantes de los rendimientos. Ello se debe al retraso que presentan las series de consumo en cuanto reflejo de los cambios en la tendencia de la economía y, por tanto, es necesario comparar los niveles de consumo a larga distancia para que la medición del riesgo sistemático de los activos sea adecuada.

Este trabajo se organiza como sigue: la sección 2 explica de modo detallado la elaboración de los datos empleados en este trabajo. La sección 3 se dedica a la descripción, estimación y análisis del modelo con consumo duradero. En la sección 4 se exponen y analizan diversas implicaciones sobre los modelos de consumo relacionadas con la periodicidad de los datos. Por último, en la sección 5 destacamos las principales conclusiones obtenidas y exponemos las que consideramos principales vías para seguir avanzando en el análisis.

2. Los datos

2.1. Datos de consumo

En este trabajo empleamos dos muestras de datos con diferente frecuencia: trimestral y anual. Se han recopilado y estimado datos relativos al consumo empleando toda la información disponible al respecto. Ello se traduce en una serie de gasto en bienes no duraderos y servicios y una serie de flujo de servicios de bienes duraderos. La muestra de frecuencia anual abarca el periodo entre 1954 y 2003, y la de frecuencia trimestral está comprendida entre el primer trimestre de 1960 y el cuarto de 2003. A continuación se detalla la elaboración de las series.

Comenzamos con la elaboración de las series anuales. La Contabilidad Nacional de España no diferencia entre consumo de bienes no duraderos y duraderos, si bien la clasificación detallada del gasto en consumo por tipo permite obtener tales series. Estos datos se han elaborado enlazando las siguientes series por tipo de gasto disponibles en Uriel *et. al.* (2000), para el periodo 1954-1994, y las series publicadas en la Contabilidad Nacional de España, para el periodo 1995-2003⁵. Dado que no existen datos desagregados por tipo de consumo de frecuencia trimestral, nuestras series de consumo trimestrales se han confeccionado mediante un procedimiento de trimestralización a partir de los datos anuales a precios constantes de 1986. La desagregación se ha realizado aplicando el filtro de Kalman según el procedimiento descrito en Casals, Jerez, and Sotoca (2004)⁶. Una descripción más detallada sobre en enlace de las series, las categorías de consumo consideradas en cada grupo,

⁵Los datos del año 2003 por tipo de consumo detallado no se encuentran disponibles en el momento de redactar este trabajo; sin embargo, como sí existen datos de los indicadores correspondientes, hemos estimado el consumo duradero y no duradero trimestral empleando el método que se explicará más adelante. A partir de estos datos, ha sido posible estimar el dato de consumo anual para el citado año.

⁶ El procedimiento se implementa en Matlab para la modelización de series temporales llamada E4, que se encuentra disponible en www.ucm.es/info/icae/e4.

así como del procedimiento de trimestralización se encuentra en el apéndice.

Por último, es necesario computar el flujo de servicios o stock del consumo duradero. Dado que los bienes duraderos proporcionan utilidad más allá del período en que se compran, es preciso diferenciar entre el gasto realizado en el periodo, E_t , y el flujo de servicios que éste proporciona, D_t . La segunda variable es la que interviene en la utilidad de los agentes. De forma habitual, se adopta la siguiente expresión para relacionar estas dos variables:

$$[2] \quad D_t = (1 - \delta)D_{t-1} + E_t,$$

donde δ es la tasa de depreciación de los bienes duraderos.

A diferencia de USA, donde una estimación del stock del consumo duradero se ofrece publicada a finales de cada año por el *Bureau of Economic Analysis*, en España es necesario calcular tal variable a partir de los datos del gasto. Como sabemos, la especificación generalmente empleada supone un autorregresivo infinito. Sin embargo, dado que la información pasada de gasto en consumo duradero está limitada, hemos adoptado un autorregresivo con 12 retardos anuales, de acuerdo con las Tablas de depreciación de los vehículos de turismo publicadas por el Ministerio de Economía y Hacienda a efectos del pago del impuesto sobre transmisiones⁷. Además, con la intención de obtener una muestra suficientemente larga, las primeras observaciones del stock de consumo duradero se han calculado con un número inferior de retardos. Finalmente, disponemos de datos de stock desde 1963 tanto anuales como trimestrales, lo que implica que la primera observación de D_t se haya calculado con 9 años pasados de gasto y la trimestral con 12 trimestres previos. Por último y en cuanto al parámetro δ , se ha escogido una depreciación lineal consistente con un último peso de 0.1 para el gasto del año -12, como indican las Tablas de depreciación de vehículos oficiales.⁸ Esto supone una depreciación anual de un 7.5% y de aproximadamente el 2% en el caso trimestral.

Los Gráficos 1a y 1b muestran las tasas de crecimiento del gasto en bienes no duraderos, C_t , del gasto en bienes duraderos y del stock del consumo duradero obtenidas con datos desestacionalizados y a precios constantes de 1986, trimestrales y anuales respectivamente. Como se puede observar, el crecimiento en el gasto de los tipos de bienes comparte tendencia pero el consumo duradero es más variable. Como es lógico, el consumo de bienes de lujo se ve más influenciado por cambios en el estado de la economía y, por tanto, es de esperar que el patrón de su crecimiento se asemeje más a los rendimientos de los activos financieros que el del consumo de bienes más necesarios. Este argumento, que encontramos en trabajos como Yogo (2006) o Ait-Sahalia, Parker y Yogo (2004), es también el que sustenta la primera parte de este trabajo. Sin embargo, la serie de crecimiento en el stock del consumo duradero es mucho más alisada, dada su construcción autorregresiva. Aún así, este componente de la utilidad tiene más volatilidad que el consumo no duradero, como vemos en las Tablas 1a y 1b, donde se presentan los estadísticos descriptivos de estas variables. También

⁷ Hemos considerado el número de años a partir del cual el valor del vehículo es inferior al 15 por ciento de su valor inicial.

⁸ Otras aproximaciones para la depreciación han sido empleadas y los resultados del análisis no varían.

podemos comprobar la alta correlación serial que presentan las tres variables de consumo cuando la frecuencia de los datos es trimestral, especialmente el stock de consumo duradero debido al modo en que se ha construido la variable. Cuando empleamos datos anuales, la autocorrelación disminuye. Por último, la correlación entre el crecimiento del consumo no duradero y el crecimiento del stock duradero es elevada en ambas muestras, trimestral y anual, indicando tendencias comunes en el largo plazo.

Por otro lado y volviendo a los Gráficos, no debe sorprender la fuerte caída en el crecimiento del stock de duraderos en el caso trimestral. Ello se debe a que las primeras observaciones de esta variable se calculan con un número limitado de retardos, comenzando con 12 datos de gasto trimestral hasta 48 en la observación referida al primer trimestre de 1972. A partir de ahí, siempre se usan 12 años de datos pasados de gasto trimestral. Ello será tenido en cuenta al estimar los modelos en las siguientes secciones.

2.2. Rendimientos

De nuevo hemos confeccionado una muestra de frecuencia trimestral y otra anual que cubren, en este caso, el periodo 1963 a 2003. Este será nuestro periodo de análisis. Para cada una de estas frecuencias se calcula la rentabilidad de todos los activos que cotizan en Bolsa en cada momento del periodo considerado, incorporando dividendos y ajustando por *splits*. A diciembre de cada año, los activos se ordenan por su capitalización bursátil y se agrupan en diez carteras con aproximadamente el mismo número de activos. De esta forma, la cartera 1 contiene las empresas más pequeñas, mientras que en la cartera 10 se encuentran las grandes. La rentabilidad de cada cartera se calcula como la media aritmética de las rentabilidades de los activos que la componen.

Como índice representativo del mercado bursátil español, se utiliza la media equiponderada de todos los activos disponibles en cada momento de tiempo y como tasa libre de riesgo se usa la rentabilidad de los Pagares del Tesoro a un año hasta diciembre de 1987 y a partir de entonces la rentabilidad de las Letras del Tesoro a un año.

Para el cómputo de rentabilidades reales, usamos el deflactor del gasto en consumo de bienes no duraderos. Tal deflactor se calcula como el cociente entre el gasto en consumo a precios corrientes y el gasto en consumo a precios constantes de 1986.

En las Tablas 1a y 1b también se presentan los estadísticos referidos a la rentabilidad del índice de mercado en términos reales. Como vemos, esta variable es mucho más variable que cualquiera de las tasas de crecimiento de los consumos, y está poco autocorrelacionada serialmente. Como es habitual en la evidencia, la correlación entre el rendimiento y la tasa de crecimiento del consumo no duradero es muy pequeña, incluso negativa con datos de frecuencia anual. En cuanto a la tasa de crecimiento del stock de consumo duradero, la apuesta por incorporar este factor de riesgo en los modelos de valoración se reforzaría si observáramos altas correlaciones con los rendimientos y positivas. Sin embargo, los datos nos dicen lo contrario. Curiosamente, éste es un resultado que también encuentra Yogo (2006). De hecho, en su caso de datos americanos trimestrales para un periodo muy similar al nuestro, encuentran

una correlación muy parecida a la obtenida aquí.

En cuanto a los descriptivos de las 10 carteras de tamaño, en las Tablas 2a y 2b se presentan las rentabilidades medias en exceso sobre la tasa libre de riesgo, sus desviaciones estándares y sus betas respecto de cada uno de los tres factores considerados: el rendimiento del índice de mercado, la tasa de crecimiento del consumo no duradero y la tasa de crecimiento del stock de consumo duradero, para los datos de frecuencia trimestral y anual, respectivamente. Estas betas se han obtenido regresando los rendimientos en exceso de cada cartera sobre cada uno de los tres factores indicados en serie temporal. Se observa un decrecimiento en la rentabilidad media, aunque no monótono, desde la cartera 1 (activos pequeños) a la 10. Estas diferencias de rendimientos entre las carteras van acompañadas de las betas respecto de la cartera de mercado. En cuanto a la beta respecto del consumo no duradero, como cabía esperar, no se observa ninguna pauta que la relacione con cambios en los rendimientos entre carteras. Por último, la beta del stock de consumo duradero sí presenta una tendencia más o menos decreciente (en valor absoluto), si bien, es negativa en todos los casos. Por tanto, aunque teóricamente, caídas en el consumo duradero deberían indicar momentos de recesión con el consecuente aumento en el riesgo de los activos financieros, los datos de nuestro país indican que los rendimientos se correlacionan negativamente con este potencial factor de riesgo sistemático.⁹

3. El papel del consumo duradero en la valoración de activos

3.1. El modelo

La incorporación del consumo duradero a la función de utilidad de los agentes no es algo novedoso. Trabajos como Ogaki y Reinhart (1998), Wirjanto (2004) o Márquez de la Cruz (2005), se centran en funciones de utilidad que presentan separabilidad aditiva entre el consumo no duradero y el duradero, con el fin de demostrar que la estimación de la elasticidad de sustitución intertemporal del consumo está sesgada a la baja cuando el consumo de bienes duraderos se ignora. En este caso, el objetivo es otro: analizar el efecto que el consumo duradero tiene sobre la valoración de activos financieros.

Como la evidencia ha mostrado, el consumo de bienes no duraderos es muy alisado. Entonces, una función de utilidad definida sobre este tipo de consumo exclusivamente e independiente en el tiempo hace que la utilidad marginal no sea suficientemente alta en recesiones para poder explicar las exigencias de los inversores en cuanto a rendimientos en esos momentos. La incorporación del consumo duradero a las preferencias puede conciliar un

⁹ En Yogo (2006) se presentan las betas respecto del stock de consumo duradero para datos del mercado americano. Éstas son positivas para todas las carteras y además mayores para las carteras más pequeñas o alto ratio entre valor contable y valor de mercado de las empresas. Si bien, los resultados que el autor presenta no se obtienen regresando rendimientos en la tasa de crecimiento del stock de duraderos como aquí, sino que son las betas implicadas por la estimación GMM del modelo de valoración.

consumo no duradero alisado con una utilidad marginal volátil, dado que los cambios en el consumo duradero entre diferentes estados de la economía son más acusados y esta variable forma parte de esa utilidad marginal.

Con estas ideas, Yogo (2006) plantea un modelo de valoración que combina dos interesantes efectos. Por un lado, la utilidad de los agentes se define sobre los dos tipos de consumo, y por otro, permite dependencia temporal y entre estados de la naturaleza al adoptar una especificación recursiva de las preferencias como en Kreps y Porteus (1978), Epstein y Zin (1989), o Weil (1990). Así, el consumidor-inversor representativo ha de elegir sus sendas óptimas de consumo e inversión, maximizando la esperanza de una suma infinita de utilidades con la siguiente forma:

$$[3] \quad U_t = \left\{ (1-\beta)(u(C_t, D_t))^{1-\frac{1}{\sigma}} + \beta \left(\mathbf{E}_t [U_{t+1}^{1-\gamma}] \right)^{\frac{1}{\kappa}} \right\}^{\frac{1}{1-\frac{1}{\sigma}}},$$

donde β es el factor de descuento subjetivo, C_t es el gasto en consumo de bienes no duraderos, D_t es el stock de consumo en bienes duraderos, σ es la elasticidad de sustitución intertemporal, γ es el parámetro de aversión relativa al riesgo y $\kappa = \frac{1-\gamma}{1-1/\sigma}$. La función de utilidad planteada presenta la ventaja de romper el indeseable nexo entre elasticidad intertemporal y aversión al riesgo presente en las funciones que imponen independencia temporal.

Por su lado, la función de utilidad corriente es una función CES donde $\alpha \in (0,1)$ mide la importancia del consumo duradero en la utilidad de los agentes y $\rho \geq 0$ es la elasticidad de sustitución intratemporal entre consumo duradero y no duradero:

$$[4] \quad u(C_t, D_t) = \left[(1-\alpha)C_t^{1-\frac{1}{\rho}} + \alpha D_t^{1-\frac{1}{\rho}} \right]^{\frac{1}{1-\frac{1}{\rho}}}.$$

De las expresiones anteriores podemos obtener que la utilidad marginal de sustitución del consumo no duradero, $UMa_{1,t}$, que viene dada por:

$$[5] \quad UMa_{1,t} = (1-\beta)(1-\alpha) \left\{ C_t^{-\frac{1}{\rho}} (1-\beta)(u(C_t, D_t))^{1-\frac{1}{\sigma}} + \beta \left(\mathbf{E}_t [U_{t+1}^{1-\gamma}] \right)^{\frac{1}{\kappa}} \right\}^{\frac{1}{\sigma-1}} \left[(1-\alpha)C_t^{1-\frac{1}{\rho}} + \alpha D_t^{1-\frac{1}{\rho}} \right]^{\frac{\sigma-\rho}{\sigma(\rho-1)}}$$

Obsérvese que la utilidad marginal del consumo no duradero depende del stock de consumo duradero. Es por ello que el factor estocástico que permite descontar rendimientos y que viene dado por la relación marginal de sustitución entre consumo no duradero presente y futuro, toma la siguiente forma bajo esta especificación de la utilidad:

$$[6] \quad M_{t+1} = \left[\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\frac{1}{\sigma}} \left(\frac{1 - \alpha + \alpha \left(D_{t+1} / C_{t+1} \right)^{\frac{\rho-1}{\rho}}}{1 - \alpha + \alpha \left(D_t / C_t \right)^{\frac{\rho-1}{\rho}}} \right)^{\frac{\sigma-\rho}{\sigma(\rho-1)}} R_{W,t+1}^{1-\frac{1}{\kappa}} \right]^{\kappa},$$

donde $R_{W,t+1}$ es la rentabilidad de la riqueza agregada entre t y $t+1$.

Si incorporamos la expresión anterior a la Ecuación de Euler [1] y linealizamos el modelo bajo el supuesto de lognormalidad conjunta en rendimientos y tasa de crecimiento de los consumos, obtenemos la siguiente expresión para la prima de riesgo un activo j cualquiera:

$$[7] \quad , E(R_{jt+1}^e) = (1 - \kappa) \sigma_{jW} + \kappa \left(\frac{1}{\sigma} + \alpha \left(\frac{1}{\rho} - \frac{1}{\sigma} \right) \right) \sigma_{ic} + \kappa \alpha \left(\frac{1}{\rho} - \frac{1}{\sigma} \right) \sigma_{id}$$

donde $\sigma_{jW} = Cov(R_{jt+1}, r_{Wt+1})$, $\sigma_{jc} = Cov(R_{jt+1}, \Delta c_{t+1})$, $\sigma_{jd} = Cov(R_{jt+1}, \Delta d_{t+1})$, r_{Wt+1} es el logaritmo del rendimiento bruto de la riqueza agregada, Δc_{t+1} y Δd_{t+1} son las tasa de crecimiento de consumo no duradero y duradero en logaritmos respectivamente y R_{jt+1} es el rendimiento del activo j en este caso sin exceso sobre el activo libre de riesgo.

Obsérvese que el modelo engloba a otros modelos tradicionalmente empleados. Si la elasticidad de sustitución intratemporal entre consumos es igual a la elasticidad de sustitución intertemporal del consumo no duradero ($\rho = \sigma$), la incorporación del consumo duradero a la utilidad no aportaría nada nuevo respecto de funciones en las que sólo participa el consumo no duradero. Este caso particular se corresponde con el modelo propuesto por Epstein y Zin (1991). Si además, la aversión relativa al riesgo es igual a la inversa de la elasticidad de sustitución intertemporal del consumo ($\gamma = 1/\sigma$), recuperamos el modelo de consumo básico CCAPM. Por último, un caso particular del anterior se da si $\gamma = 1$. En tal caso, la utilidad es logarítmica y el modelo de consumo desemboca en el clásico CAPM.

3.2. Estimación

A continuación, pretendemos estimar y comparar la especificación de los distintos modelos englobados en la expresión [7], esto es, CCAPM, CAPM, modelo de Epstein y Zin (1991) y el modelo de Yogo (2006). En esta sección emplearemos los datos de frecuencia trimestral. El procedimiento de estimación empleado es el propuesto por Fama y MacBeth (1973). Consiste en estimar en cada momento del tiempo la siguiente regresión de sección cruzada,

$$[8] \quad R_{jt+1}^e = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{jW,t+1} + \gamma_2 \beta_{jc,t+1} + \gamma_3 \beta_{jd,t+1} + e_{jt+1}, \quad j = 1, \dots, N, \quad \forall t$$

donde las variables explicativas son las sensibilidades de los rendimientos de los activos a cambios en el rendimiento de la riqueza agregada, en la tasa de crecimiento del consumo no duradero y en la tasa de crecimiento del stock de consumo duradero. Para obtener una

observación de estas sensibilidades correspondiente a cada t , se realizan regresiones de serie temporal con un conjunto de datos previos a cada regresión de sección cruzada que se va desplazando en el tiempo, de los rendimientos de cada cartera en el rendimiento del índice de mercado, la tasa de crecimiento del consumo no duradero y la tasa de crecimiento del stock de consumo duradero. Los tres factores empleados son en logaritmos y el rendimiento del mercado es en términos reales por consistencia con los datos de consumo. Las betas respecto a todos los factores que participan en el modelo se estiman en una única regresión dada la correlación entre los dos factores de consumo. Esto es,

$$[9] \quad R_{j\tau}^e = \alpha + \beta_{jw} r_{w\tau} + \beta_{jc} \Delta c_{\tau} + \beta_{jd} \Delta d_{\tau} + u_{j\tau}, \quad \tau = t - H, \dots, t + 1$$

La ecuación [8] se estima en cada uno de los periodos comprendidos entre 1966:II y 2003:IV. Los estimadores finales de las primas de riesgo (γ) son las medias de la serie temporal de estimadores obtenidos en cada t y su error estándar es la raíz de la varianza de la serie temporal de estimadores dividida por $T-1$.

Como medidas de ajuste global de los modelos, atenderemos al R^2 , calculado con la media de las sumas totales y la media de sumas residuales obtenidas en todas las regresiones de sección cruzada, a los errores medios de cada cartera, obtenidos como la media de la serie de residuos en el tiempo para cada cartera, y al error cuadrático medio global, que es la media de los cuadrados de los residuos medios para cada cartera. Cuanto mayor sea el R^2 o menores los errores de estimación, mejor será el ajuste. Además, si el modelo está correctamente especificado, la constante en [8] no debería ser significativa puesto que los rendimientos empleados son en excesos.

3.3. Resultados

La Tabla 3 recoge los resultados de la estimación de las primas de riesgo de la regresión [8] en tantos por cien y sus estadísticos t . En las tres últimas columnas se presentan el coeficiente de determinación del modelo, el correspondiente ajustado por el número de regresores y el error cuadrático medio, todos expresados en tantos por cien. El primer resultado interesante que podemos observar es que la beta con respecto al rendimiento del índice de mercado es positiva y significativamente distinta de cero independientemente del modelo en el que se incluya. Son muchos los trabajos que concluyen que el CAPM estático no funciona¹⁰. Sin embargo, nuestros resultados, así como los que aporta Yogo (2006), muestran que el uso de datos trimestrales revela el importante papel de esta tradicional medida de riesgo sistemático. Al contrario ocurre con la beta con respecto a la tasa de crecimiento del consumo no duradero. Como cabía esperar, esta variable no es significativa en la explicación de las diferencias entre los rendimientos medios de las distintas carteras. En cuanto a la nueva variable que mide riesgo mediante los cambios en el stock del consumo duradero, observamos que es siempre relevante independientemente de las demás betas incluidas en cada modelo, pero su prima de riesgo es negativa. Este resultado es contradictorio con la evidencia aportada

¹⁰ Como ejemplos podemos citar os de Gibbons (1992), Shanken (1985) o Lakonishok y Shapiro (1986) para datos del mercado americano y Rubio (1988, 1991), Sentana (1995) o Nieto y Rodríguez (2005) para datos españoles.

en Yogo (2006) para el mercado americano, donde se encuentra una prima positiva y altamente significativa, y, por supuesto, también contrario a lo que la teoría predice. Es por ello que se han realizado diversos análisis de robustez¹¹.

Continuando con el análisis de los resultados presentados en la Tabla 3 y observando las medidas de ajuste de los modelos, encontramos algunas contradicciones. El mayor coeficiente R^2 ajustado se da en el modelo que incluye las tres betas como variables explicativas de los rendimientos, aunque la beta del consumo no duradero es una variable irrelevante y, además, la constante, que debería ser cero si el modelo está correctamente especificado, es significativa en este caso. El menor error cuadrático medio se obtiene para el modelo que incluye el rendimiento del mercado y el consumo duradero. Si bien, la magnitud de estos errores es muy similar entre todos los modelos que incluyen el rendimiento del mercado. Lo que sí parece quedar claro es que el modelo de consumo básico (CCAPM) es el que peor ajusta los datos; su R^2 ajustado es el menor, la constante es estadísticamente distinta de cero y el *ECM* es alto.

Veamos los Gráficos 2a, 2b, 2c y 2c, que enfrentan rentabilidades medias observadas con rentabilidades medias ajustadas por los distintos modelos, para intentar obtener algunas conclusiones. La distancia horizontal de cada punto a la línea de 45 grados indica el error de predicción del modelo para cada cartera. Como se puede observar, el CCAPM ajusta muy mal los datos observados: los puntos se concentran más o menos de forma vertical y el punto que representa la cartera de pequeños activos (señalado con un círculo) está especialmente alejado de la línea, con un error de ajuste del 34% sobre la rentabilidad media observada. El CAPM lo hace algo mejor, en el sentido de que la distribución de los puntos adquiere la tendencia de la línea en cierto modo. Sin embargo, todavía el mayor error de predicción se produce para la cartera 1. Los errores medios cometidos en el ajuste de los diferentes modelos para cada una de las 10 carteras se pueden consultar en la Tabla 4. Los Gráficos 2c y 2d muestran que la ganancia de la incorporación del consumo duradero se debe, sobre todo, al mejor ajuste que hace el modelo sobre la cartera de menores activos. Este resultado es consistente con lo obtenido por Yogo (2006). El autor comprueba que el éxito de la incorporación del riesgo del consumo duradero se debe a que el modelo consigue explicar mejor el rendimiento de la cartera pequeña y el de la cartera de activos de valor. La historia es la siguiente: el consumo no duradero es muy alisado, sin embargo, las diferencias entre las tasas de crecimiento de los dos tipos de consumo capturan adecuadamente los momentos de recesión económica, en los que los inversores demandan mayores rendimientos, sobre todo a los activos pequeños y de valor ,

¹¹ La falta de disponibilidad de información sobre el gasto en bienes duraderos anterior a 1960 hace que el cómputo de la variable D_t referida a las primeras observaciones de la muestra empleada en la estimación no sea consistente con el resto. Para evitar esta inconsistencia, decidimos repetir la estimación empleando datos del periodo 1972-2003, encontrando resultados consistentes con los presentados. También hemos considerado mayores tasas de depreciación, similares a las utilizadas en los datos americanos, así como formas de depreciación progresiva y los resultados de la estimación de la prima de riesgo del consumo duradero son muy similares. Por último, dado que D_t es una variable muy autorregresiva, hemos pensado en el posible sesgo incorporado en la estimación de sus betas en serie temporal. Así, aplicamos el ajuste propuesto por Amihud, Hurvich y Wag (2004) para la corrección del sesgo por persistencia en variables explicativas y volvemos a estimar las ecuaciones de sección cruzada con estas betas. En este caso, la prima del consumo duradero aumenta y su estadístico t se reduce, pero de nuevo, y a nuestro pesar, los resultados son consistentes con los primeros. Los resultados de todos los análisis de robustez descritos no se presentan por motivos de espacio pero están disponibles para cualquier interesado.

ya que son los más sensibles a los cambios de ciclo económico.¹²

Con todos los resultados obtenidos, llegamos a la conclusión de que el consumo duradero sí contiene información sobre los rendimientos de los activos pero algún problema en la medición del stock o en la estimación del riesgo asociado a esta variable hace que encontremos primas negativas, en contra de la justificación teórica sobre su participación en el factor de descuento estocástico. En las siguientes secciones investigaremos otras alternativas que permitan arrojar luz sobre estas cuestiones.

4. Consumo a largo plazo

Son varias las razones que se argumentan como posibles causas de la incapacidad del CCAPM para explicar los rendimientos. Entre ellas, el problema de una mala medición del consumo dada la imposibilidad de considerar todos los gastos en los diferentes bienes o el hecho de agregar entre individuos, son dos de las más utilizadas para justificar el uso de otros modelos que no emplean consumo. Otras, sin embargo, están relacionadas con el periodo utilizado para la medición de las variables y sus argumentos promueven el uso de horizontes largos cuando el objetivo es conciliar consumo y rendimientos. Por ejemplo, sabemos que una de las posibles causas de la deficiencia del modelo de consumo es que los datos de consumo están medidos con error, por lo que si empleamos altas frecuencias en nuestras muestras, los efectos de estos errores de medida se acentúan. Brainard, Nelson y Shapiro (1991) recomiendan el uso de horizontes largos al examinar la relación entre rendimientos y riesgo de consumo para minimizar este problema. Autores como Jagannathan y Wang (2005) justifican el uso de datos anuales, en lugar de trimestrales o mensuales, porque el supuesto de mercados perfectos, que está detrás de todos los modelos de equilibrio de valoración de activos, es más creíble puesto que se minimizan los costes de transacción asociados a cambios en el consumo, el ahorro o la inversión de los agentes. Además, también se evitan los problemas de patrones estacionales observados tanto en rendimientos (efectos enero y diciembre) como en las variables macroeconómicas (fuerte crecimiento del PIB en el último trimestre del año, incremento del consumo en época de vacaciones o Navidad, etc.). Por otro lado, existe evidencia empírica de que la covarianza en el largo plazo entre consumo y dividendos es capaz de explicar una parte importante de los cambios en rendimientos (Bansal, Ditmar y Lundblad, 2004). Y, recientemente, Parker y Julliard (2006) muestran que cambios en la riqueza de los agentes tienen consecuencias sobre el consumo presente y futuro.

Con estas premisas, esta parte del trabajo se destina a evaluar el comportamiento de los modelos de consumo considerando mayores horizontes que el trimestral habitualmente empleado.

4.1. Datos de frecuencia anual

Comenzamos repitiendo el análisis presentado anteriormente con una muestra de

¹² Desafortunadamente, no disponemos datos españoles históricos de valor contable de las empresas para poder comparar el modelo con el de Fama y French o poder hacer el análisis de ajuste para diferentes carteras de crecimiento o valor.

frecuencia anual. Existe evidencia que muestra que cuando las betas se obtienen con datos anuales, las primas de riesgo son significativas (por ejemplo, Kothari, Shanken y Sloan (1995) para la beta de mercado). En cuanto al CCAPM, varios estudios muestran que el modelo tampoco se satisface con datos anuales¹³. Sin embargo, decidimos llevar a cabo este análisis por dos razones: en primer lugar, no sólo estimamos el modelo básico de consumo y consideramos interesante comprobar si los resultados presentados anteriormente son consistentes con distintas frecuencias de datos, sobre todo en el caso del reciente modelo propuesto por Yogo (2006), y en segundo lugar, los resultados de esta sección nos permitirán hacer una comparativa con los que presentaremos en las secciones siguientes.

La Tabla 5 presenta los resultados de la estimación de los modelos anteriores para la muestra anual de datos. El periodo de análisis en este caso está comprendido entre 1970 y 2003. La reducción de la muestra se debe a la pérdida de las primeras 8 observaciones de las variables en la estimación de las betas. En general, podemos extraer las mismas conclusiones que en el análisis anterior. La beta de mercado presenta una prima de riesgo positiva y significativa que, además, es estable aunque se incorporen en el modelo las variables de consumo. La beta con respecto al consumo no duradero no explica cambios de sección cruzada en rendimientos y la prima de riesgo del stock de consumo duradero continúa siendo negativa y estadísticamente significativa. Los R^2 son más altos que en la muestra trimestral, lo cual es habitual en modelos de valoración cuando se alarga el horizonte de análisis, y el mejor ajuste también se constata con la pérdida de significatividad de la constante. El peor ajuste se produce con el CCAPM y el modelo mejor especificado es el que incorpora riesgo de mercado y riesgo de consumo duradero. Estos resultados se pueden constatar observando los Gráficos número 3, en los que se puede ver que el modelo que combina la beta de mercado con la del consumo duradero consigue un muy buen ajuste de los rendimientos observados. Es más, el punto que representa a la cartera 1 está prácticamente sobre la línea de 45 grados.

Por tanto, de nuevo, cuando las preferencias incorporan consumo duradero de forma independiente al no duradero, los modelos de valoración de activos mejoran su especificación. Pero ampliar los intervalos para la recopilación de datos no resuelve la inconsistencia de primas de riesgo negativas respecto de esta variable.

4.2. Datos de frecuencia anual con información relativa al cuarto trimestre

Existe la creencia de que las decisiones relevantes respecto a consumo con sus consecuentes efectos en la inversión, son tomadas por los agentes a finales de año. Si esto es cierto, los cambios en el consumo verdaderamente informativos se observarían comparando los consumos de finales de cada año en lugar de los consumos totales realizados durante el año. Jagannathan y Wang (2005) basan su trabajo en esta idea y estiman el CCAPM con una muestra de datos americanos frecuencia anual comprendida entre 1954 y 2003 pero empleando, exclusivamente, los datos del cuarto trimestre para calcular la tasa de crecimiento del consumo. Estos autores comprueban cómo, de esta manera, mejora significativamente la capacidad explicativa del modelo, incluso al hacerlo competir con los famosos factores de Fama y French (1993).

¹³ El más reciente es Jagannathan y Wang (2005).

En esta sección, repetimos las estimaciones de los modelos analizados en la sección 3 con datos de rendimientos y tasas de crecimiento de los consumos de frecuencia anual, calculados ahora con los precios y los consumos del último trimestre del año. El objetivo es doble. Por un lado comprobar si, como ocurre con los datos americanos, los cambios en el consumo no duradero de finales de año sí están relacionados con el riesgo de los activos financieros en el caso español. De esta forma, existiría evidencia internacional a favor del tan polémico CCAPM que pondría de manifiesto la importancia de una correcta medición de las variaciones en esta variable. Por otro lado, también pretendemos comprobar si los errores de medida implícitos en los datos trimestrales del consumo duradero o la agregación de todo el consumo duradero del año son las causas que provocan covarianzas entre la tasa de crecimiento del stock duradero y los rendimientos negativos. De nuevo, se pondría de manifiesto la necesidad de escoger un intervalo apropiado para la medición de los cambios en este consumo.

Como podemos comprobar en la Tabla 6, los resultados son muy similares a los obtenidos con los datos de consumo anual, con el inconveniente añadido de que ahora la beta del consumo duradero, cuya prima sigue siendo negativa, deja de ser significativa si la beta de mercado es también una de las variables explicativas del modelo. Dado que la muestra es relativamente corta en los casos de datos de frecuencia anual, la estimación Fama y MacBeth en dos etapas puede que no sea la más apropiada estadísticamente. Es por ello que estimamos de nuevo los modelos mediante una única regresión de sección cruzada en medias, mediante mínimos cuadrados generalizados en este caso, y donde las betas se han estimado previamente con todos los datos. De forma consistente, los resultados indican que ninguna de las dos fuentes de riesgo relacionadas con el consumo es relevante.

4.3. Mayores horizontes

Como ya hemos mencionado, son varias las razones que se argumentan como posibles causas de la incapacidad del CCAPM para explicar rendimientos. Sin embargo, Parker y Julliard (2005) retoman el modelo básico con consumo para explotar una nueva posibilidad a favor del uso de la utilidad marginal del consumo como único determinante de la inversión y, por tanto, de los precios de los activos financieros. Según estos autores, la tasa de crecimiento del consumo y los rendimientos de los activos no covarían contemporáneamente, como el modelo básico establece, porque el consumo de los agentes responde con retraso a cambios en la riqueza. Varios argumentos apoyan esta teoría. Por ejemplo, por una parte, las deficiencias en la medición del consumo podrían implicar que los cambios en los datos disponibles de esta variable se incorporasen más tarde del verdadero momento en el que se producen. Por otro lado, hay que ser conscientes de que el coste de ajustar nuestro consumo a las circunstancias del momento es mayor que el de ajustar la inversión en activos financieros. Además, la utilidad marginal del consumo está relacionada con otros factores cuyo ajuste también es lento, como los cambios en las rentas del trabajo o las inversiones en inmuebles.

Sobre la base de estas ideas, los autores rompen una lanza a favor del modelo tradicional de consumo, pero proponen medir el riesgo de los activos como la covarianza entre su rendimiento y la tasa de crecimiento del consumo no sólo en periodo al que se refiere el rendimiento, sino además varios periodos siguientes. Es lo que llaman riesgo de consumo en última instancia.

Estos autores demuestran, mediante la Ley de Expectativas Iteradas, que la ecuación fundamental de valoración [1] también puede ser escrita como:

$$[10] \quad E_t \left[M_{t+1}^S R_{jt+1}^e \right] = 0$$

donde, ahora, el factor de descuento estocástico se define

$$[11] \quad M_{t+1}^S = R_{t+1,t+1+S}^f \frac{U'(C_{t+1+S})}{U'(C_t)}$$

Como vemos, un simple ajuste por la tasa libre de riesgo permite emplear un factor de descuento que relaciona la utilidad marginal actual con la utilidad marginal futura a más de un periodo.

Por último, para expresar el modelo de forma lineal, linealizan el factor de descuento mediante una aproximación de Taylor de primer orden alrededor de la media en el logaritmo de la tasa de crecimiento del consumo igual cero, y el modelo toma la siguiente forma,

$$[12] \quad E(R_{jt+1}^e) = - \frac{\text{Cov}(R_{t+1,t+1+S}^f, R_{jt+1}^e)}{E(M_{t+1}^S)} + \gamma \frac{\text{Cov}(R_{t+1,t+1+S}^f \Delta c_{t,t+1+S}, R_{jt+1}^e)}{E(M_{t+1}^S)},$$

donde $\Delta c_{t,t+1+S}$ es el logaritmo de la tasa de crecimiento del consumo entre t y $t+1+S$ y $E(M_{t+1}^S) = E(R_{t+1,t+1+S}^f) - \gamma E(R_{t+1,t+1+S}^f \Delta c_{t,t+1+S})$.

Después de comprobar que un horizonte a tres años es el más apropiado para conciliar la tasa de crecimiento en el consumo con rendimiento actual de los activos financieros, Parker y Julliar encuentran que la prima de riesgo vinculada al CCAPM es estadísticamente significativa y el error cuadrático medio del modelo disminuye con respecto al modelo estándar. Además, comprueban que los factores de tamaño y *book-to-market* de Fama y French (1993) predicen cambios a largo plazo en el consumo, por lo cual el R^2 del modelo con consumo a largo es casi tan alto como el de este modelo de tres factores tan de moda. Por tanto, el éxito del uso de cambios en el consumo a largo plazo se puede asociar con la mayor capacidad del modelo para explicar diferencias en rendimientos relacionadas con el tamaño o el valor de los activos.

En el modelo propuesto y estimado por Parker y Julliard, los datos de consumo se refieren a consumo no duradero. Dado que uno de los retos de este trabajo es explorar la información contenida en el consumo duradero, a continuación establecemos un modelo equivalente al desarrollado antes cuando se consideran preferencias separables entre los dos tipos de consumo. El factor de descuento estocástico, en este caso es:

$$[13] \quad M_{t+1}^S = \left(\frac{C_{t+1+S}}{C_t} \right)^{-\gamma} \left(\frac{v(D_{t+1+S}/C_{t+1+S})}{v(D_t/C_t)} \right)^{\frac{1}{\rho} - \gamma} R_{t+1,t+1+S}^f$$

Una aproximación lineal similar a la empleada por los autores anteriores, demuestra que:

$$[14] \quad M_{t+1}^S \cong R_{t+1,t+1+S}^f \left[1 - \left(\gamma + \frac{1}{\gamma} \left(\frac{1}{\rho} - \gamma \right) \right) \ln \left(\frac{C_{t+1+S}}{C_t} \right) - \left(\alpha \left(\gamma - \frac{1}{\rho} \right) \right) \ln \left(\frac{D_{t+1+S}}{D_t} \right) \right]$$

Por tanto, el modelo de valoración escrito de forma lineal es, en este caso:

$$[15] \quad E(R_{jt+1}^e) = - \frac{\text{Cov}(R_{t+1,t+1+S}^f, R_{jt+1}^e)}{E(M_{t+1}^S)} + \left(\gamma + \frac{1}{\gamma} \left(\frac{1}{\rho} - \gamma \right) \right) \frac{\text{Cov}(R_{t+1,t+1+S}^f \Delta c_{t,t+1+S}, R_{jt+1}^e)}{E(M_{t+1}^S)} + \left(\alpha \left(\gamma - \frac{1}{\rho} \right) \right) \frac{\text{Cov}(R_{t+1,t+1+S}^f \Delta d_{t,t+1+S}, R_{jt+1}^e)}{E(M_{t+1}^S)},$$

donde $\Delta d_{t,t+1+S}$ es el logaritmo de la tasa de crecimiento del flujo de servicios del consumo duradero entre t y $t+1+S$.

A continuación, realizamos un estudio sobre el horizonte más apropiado para medir tasas de crecimiento en los dos tipos de consumo que sean consistentes con los cambios observados en los rendimientos. Aunque el modelo teórico implica que el horizonte de cálculo para el crecimiento de los dos tipos de consumo ha de ser el mismo, puesto que ambos forman parte del factor de descuento, empíricamente investigaremos las consecuencias de distintos valores de S para cada consumo por separado. Pensamos que es posible que los retrasos al adaptar los consumos a los cambios en el ciclo económico podrían ser distintos dependiendo de qué tipo de bienes se trate. Para ello, estimamos un modelo de un único factor, o bien la tasa de crecimiento del consumo no duradero o bien la del stock de consumo duradero, para distintos valores de S , con el fin de analizar qué horizonte de cambios en el consumo ajusta mejor los datos de rendimientos trimestrales. Después comparamos los R^2 y los ECM para distintos valores de S que van desde 1 hasta 15 trimestres. Los resultados muestran que el horizonte de cómputo más apropiado para el consumo no duradero es $S=11$, es decir, una tasa de crecimiento de 3 años hacia el futuro. Curiosamente, el resultado coincide con el estudio realizado por Parker y Julliard (2005) para datos americanos. En cuanto al consumo duradero, para nuestra sorpresa, el modelo que ofrece menores ECM , mayores R^2 y valores más eficientes para el estimador de la prima de riesgo se obtiene también con un horizonte de 3 años.

En los Gráficos 4a y 4b representamos las tasas de crecimiento del consumo no duradero y del stock de consumo duradero, respectivamente, para distintos horizontes que van desde 1 trimestre hasta 16, junto con los rendimientos del índice de mercado. En primer lugar y para ambos consumos, observamos cómo ampliar el horizonte en el cálculo de la tasa de crecimiento hace que la variable recoja las variaciones en el ciclo económico de forma más acusada. En segundo lugar, si nos fijamos en los puntos de máximo y mínimo crecimiento, $C12$ y $D12$ (horizonte de 3 años) son los que acompañan mejor las subidas y bajadas del índice de mercado. Las correlaciones entre estas variables también confirman esta impresión visual.

Para finalizar, en la Tabla 7 contiene los resultados de la estimación de Fama y MacBeth (1973) del modelo con los dos tipos de consumo. En este caso, la muestra abarca el periodo de 1966:1 a 2001:1 debido a la pérdida de las últimas 12 observaciones en el cálculo de un crecimiento a 3 años para los consumos. Los valores entre paréntesis son los estadísticos t obtenidos con el procedimiento estándar y, entre corchetes, se presentan los estadísticos equivalentes consistentes con autocorrelación en los regresores de Newey y West (1987). Recordemos que dada la construcción de las variables se produce un alto grado de solapamiento en las tasas de crecimiento del consumo de los diferentes trimestres. Como vemos y a diferencia de los resultados de la Tabla 3, en este caso tanto la beta respecto del consumo no duradero como la del stock de duraderos presentan primas de riesgo positivas y altamente significativas y la constante del modelo es cero cuando los dos tipos de consumo se incluyen en la regresión. Además, aunque los resultados no se presentan, las variables de consumo mantienen su significatividad cuando también se considera el rendimiento de mercado.

5. Conclusiones

Después de años de continuados fracasos empíricos de modelos de tipo CCAPM, y el consecuente desarrollo de modelos alternativos en los que los datos de consumo no participan en la determinación de los rendimientos, la literatura más reciente retoma las funciones de utilidad definidas sobre el consumo para mostrar que es posible conciliar este fundamento teórico con los datos observados. Las alternativas consideradas han sido de distinto tipo; desde el planteamiento de diferentes especificaciones para las preferencias de los agentes hasta nuevas fórmulas para disponer de datos de consumo en los que se minimicen los problemas de medida, inevitablemente asociados a éstos, o que incorporen información relevante a los cambios de decisiones de los individuos.

Este trabajo tiene un doble objetivo. En primer lugar, y como principal aportación, hacemos una puesta en común de esas diferentes alternativas, que se han analizado por separado hasta el momento y que ofrecen buenos resultados con datos del mercado americano. De esta forma, podemos decantarnos por la mejor de las soluciones. Por otro lado, analizamos las diferentes propuestas con datos de nuestra economía, lo cual nos permite dar robustez a los encuentros anteriores o, en su caso, vislumbrar las peculiaridades de nuestro mercado en cuanto a la valoración de activos.

Las alternativas consideradas son varias. Por un lado, algunos trabajos muestran la importancia de considerar el consumo de bienes duraderos en la valoración de activos, en lugar del habitualmente empleado consumo no duradero. Entre las razones que justifican esta idea podemos encontrar el hecho de que los bienes duraderos, a diferencia del consumo en bienes no duraderos que son principalmente de primera necesidad, presentan pautas de consumo más pronunciadas que se pueden asociar, por un lado y directamente, al nivel de riqueza de los agentes y, de forma indirecta, a un intercambio entre consumo no duradero y duradero en función de las necesidades. Con estas ideas como subyacente, se proponen funciones de utilidad que traten de forma separada ambos tipos de consumo y el modelo de valoración resultante consigue explicar rendimientos de forma mucho más precisa que el tradicional CCAPM (Yogo, 2006).

Por otro lado, otros trabajos ponen de manifiesto la necesidad de medir de forma apropiada o bien el consumo, o bien, su tasa de crecimiento, si el objetivo es aproximar el riesgo de los activos financieros. Jagannathan y Wang (2005) analizan el comportamiento de varias tasas de crecimiento del consumo no duradero en función de la frecuencia y el periodo escogidos para la medición del consumo y comprueban que sólo el consumo del cuarto trimestre del año es verdaderamente informativo, por lo que, calculando tasas de crecimiento anuales con estos datos se obtienen buenos resultados del CCAPM. Además, Parker y Julliard (2005) también demuestran cómo un horizonte largo en el cálculo de esta tasa de crecimiento es fundamental, ya que el consumo no duradero reacciona con retraso a los cambios de ciclo económico. Ambos trabajos se refieren al consumo no duradero.

En este trabajo, consideramos las distintas alternativas expuestas combinando los dos tipos de consumo y comparando los resultados de los diferentes modelos de valoración para los datos de nuestro país. Los resultados ponen de manifiesto que, si bien, el consumo duradero es relevante en la explicación de rendimientos en sección cruzada y en especial porque consigue aproximar de forma más exacta el riesgo de los activos más pequeños, es necesario el uso de horizontes largos para que la variable capte, de forma teóricamente correcta, este riesgo de consumo. Tanto para el consumo no duradero como para el duradero, se necesitan horizontes de tres años hacia el futuro si pretendemos que las tasas de variación en estas variables se relacionen con los rendimientos positivamente. De esta forma, el riesgo del consumo no duradero y del duradero son ambas variables relevantes en la explicación de los rendimientos, incluso incorporando el riesgo de mercado, ofreciendo modelos de valoración con niveles de ajuste muy aceptables. En cuanto a la utilización de datos del cuarto trimestre exclusivamente para medir ambos consumos, a diferencia de los resultados obtenidos para EEUU, la estimación de los modelos no mejora respecto de la realizada con datos de todo el año.

-

Referencias bibliográficas

- Amihud, Y. y C. Hurvich (2004), "Predictive Regressions: A Reduced-Bias Estimation Method", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 39: 813-41
- Ait-Shalia, Y., J. A. Parker y M. Yogo (2004), "Luxury Goods and the Equity Premium", *Journal of Finance* 59, 2959-3004.
- Bansal, R., R. Dittmar y C. T. Lundblat (Forthcoming), "Consumption, Dividends, and the Cross-Section of Equity Returns", *Journal of Finance*.
- Brainard, William, Richard Nelson y Matthew Shapiro (1991), "The Consumption Beta Explains Expected Returns at Long Horizons", Working Paper, *Yale University*.
- Breeden, Douglas, Michael Gibbons y Robert Litzenberger (1989), "Empirical Tests of the Consumption-Oriented CAPM", *Journal of Finance* 44, 231-262.
- Campbell, John Y (1993), "Intertemporal Asset Pricing Without Consumption Data", *American Economic Review* 83, n°3, 487-512.
- Campbell, John y John Cochrane (1999), "By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior", *Journal of Political Economy* 107, 205-51.
- Campbell, John Y. (2003), "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).
- Casals, José, M. Jérez y S. Sotoca (2005), *Empirical Modelling of Time Series Sampling at Different Frequencies*. Mimeo, Universidad Complutense de Madrid, Departamento de Fundamentos del Análisis Económico II.
- Epstein, Larry G. y S.E. Zin (1989), "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework", *Econometrica* 57, 937-69.
- Epstein, Larry G. y S.E. Zin (1991), "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis", *Journal of Political Economy* 99, n° 2, 263-86.
- Fama, Eugene F. y Kenneth R. French (1993), "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics*, 33, n°1, 3-56.
- Fama, Eugene y James MacBeth (1973), "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests", *Journal of Political Economy* 81, 607-36.
- Gibbons, M. (1982), "Multivariate Tests of Financial Models: A New Approach", *Journal of Financial Economics* 10, 3-27.
- Jagannathan, R. y Yong Wang (2005), "Consumption Risk and the Cost of Equity Capital", *NBER Working Paper Series*, n° 11026.
- Jagannathan, Ravi y Zhenyu Wang (1996), "The Conditional CAPM And The Cross-Section Of Expected Returns", *Journal of Finance* 51, (Mar.), 3-53.
- Kothari, S. P., Jay Shanken y Richard Sloan (1995), "Another Look at the Cross-Section of Expected Returns", *Journal of Finance* 50, 185-224.
- Kreps, D. M. y E. L. Porteus (1987), "Temporal Resolution of Uncertainty and Dynamic Choice", *Econometrica* 46, 185-200.
- Lakonishock, J. y Arnold F. Shapiro (1986), "Systematic Risk, Total Risk, and Size as Determinants of Stock Market Returns", *Journal of Banking and Finance* 10, 115-32.

- Lettau, Martin y Sydney Ludvigson (2001), "Resurrecting The (C)CAPM: A Cross-Sectional Test When Risk Premia Are Time-Varying", *Journal of Political Economy* 109 (Dic.), 1238-87.
- Mankiw, N. G. y M. D. Shapiro (1986), "Risk and Return: Consumption Beta versus Market Beta", *Review of Economics and Statistics* 68, 452-59.
- Marín, José M. y G. Rubio (2001), *Economía Financiera*. (Barcelona: Antoni Bosch Editor).
- Márquez de la Cruz, Elena (2005), "La elasticidad de sustitución intertemporal y el consumo duradero: un análisis para el caso español", *Investigaciones Económicas* 29, nº 3, 455-81
- Newey, W. K. y K. D. West (1987), "A Simple, Positive Semidefinite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica* 55, 703-08.
- Nieto, Belén y R. Rodríguez (2005), "Modelos de valoración de activos condicionales: Un panorama comparativo", *Investigaciones Económicas* 29, nº 1, 33-71.
- Ogaki, Masao y C.M. Reinhart (1998), "Measuring Intertemporal Substitution: the Role of Durable Goods", *Journal of Political Economy* 106, nº 5, 1078-98.
- Parker, J. y Christian Julliard (2005), "Consumption Risk and the Cross-Section of Expected Returns", *Journal of Political Economy* 113(1), 185-222.
- Rodríguez, Rosa (1997), "Modelos Intertemporales de Valoración de Activos: Análisis Empírico para el Caso Español", *Revista Española de Economía* 14, nº 2, 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.
- Rubio, G. (1988), "Further International Evidence on Asset Pricing: The Case of the Spanish Capital Market", *Journal of Banking and Finance* 12, 221-42.
- Rubio, G. (1991), "Formación de Precios en el Mercado Bursátil: Teoría y Evidencia Empírica", *Cuadernos Económicos de I.C.E.* 49, 157-86.
- Sentana, E. (1995), "Riesgo y Rentabilidad en el Mercado Español de Valores", *Moneda y Crédito* 200, 133-67.
- Shanken, J. (1985), "Multivariate Tests of the Zero-Beta CAPM", *Journal of Financial Economics* 14, 327-48.
- Uriel, Ezequiel, M.L. Moltó y V. Cucarella (2000), *Contabilidad Nacional de España. Series enlazadas 1964-1997 (CNEe-86)*. (Madrid: Fundación BBV).
- Weil, P. (1990), "Nonespected Utility in Macroeconomics", *Quarterly Journal of Economics* 105, 29-42.
- Wirjanto, Tony S. (2004), "Exploring Consumption-Based Asset Pricing Model with Stochastic-Trend Forcing Processes", *Applied Economics* 36, 1591-97.
- Yogo, Motohiro (2006), "A Consumption-Based Explanation of Expected Stock Returns", *Journal of Finance* 61, nº 2, 539-80.

Apéndice: elaboración de datos de consumo

En España no existen series de consumo de bienes duraderos, por un lado, y de bienes no duraderos y servicios, por otro. Sin embargo sí están disponibles categorías que clasifican el gasto en consumo por tipo de bienes. Por tanto, es posible confeccionar las series que nos interesan. Un problema adicional radica en la inexistencia de series enlazadas que homogeneicen tanto años base como categorías de consumo para un período temporal suficientemente largo. En este trabajo, hemos empleado las clasificaciones de consumo por tipo de bien disponibles en Uriel *et. al.* (2000) y en la Contabilidad Nacional de España. En ambos casos se trata de datos de frecuencia anual.

1. Para el periodo 1954-1995, empleamos los datos disponibles en Uriel *et. al.* (2000), que enlazan las series de la Contabilidad Nacional de España para el período 1954-1997. A partir del año 1964, se toman como referencia las nueve categorías de consumo que se consideraban en la CNe-86. Esta clasificación cambió a partir del año 1995, año a partir del cual se adoptó la clasificación COICOP, común a todos los países de la CEE; dicha clasificación diferencia 12 categorías de consumo, si bien el nivel de desagregación de las series permite su enlace con la empleada en la CNe-86. Para el período 1954-1997, Uriel *et.al.* publican los datos de consumo a precios corrientes, cubriendo únicamente el período 1964-1997 cuando se trata de datos a precios constantes, tomando como año base 1986. Así pues, no disponíamos de información a precios constantes para el período 1954-63. Sin embargo, en el mismo trabajo podemos encontrar deflatores de precios para las denominadas *grandes categorías de consumo*, seis grandes grupos de consumo cuya equivalencia con la clasificación CNe-86 también se recoge en el trabajo citado. Así, para obtener los datos a precios constantes para el período citado, hemos deflactado el dato a precios corrientes del tipo de bien considerado empleando el deflactor del grupo de consumo por grandes categorías en que dicho tipo de bien se enmarca.

2. Contabilidad Nacional de España, base 1995. Hemos empleado estos datos para cubrir el período 1995-2003.

Con las series disponibles, hemos elaborado una serie de *consumo de bienes no duradero y servicios* que incluye los siguientes conceptos¹⁴:

1. Productos alimenticios, bebidas y tabaco.
2. Vestido y calzado.
3. Alquileres, calefacción y alumbrado.
4. Bienes y servicios de entretenimiento del hogar.
5. Servicios médicos y conservación de la salud.
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 servicios¹⁵.

¹⁴Las categorías de consumo son las empleadas en la CNe-86.

¹⁵Los efectos personales no declarados anteriormente (grupo 12.3 de la clasificación COICOP) podrían

Por su parte, hemos considerado como *consumo duradero* los siguientes conceptos:

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

Debido a la no disponibilidad de datos trimestrales desagregados por tipo de consumo, hemos confeccionado una muestra de frecuencia trimestral mediante un procedimiento de trimestralización a partir de los datos anuales por tipo de consumo, a precios constantes de 1986. La desagregación se ha realizado aplicando el filtro de Kalman según el procedimiento descrito en Casals, Jerez, and Sotoca (2004). La especificación se basa en el principio de consistencia empírica, de forma que los modelos respecto de las variables de alta y baja frecuencia sean mutuamente compatibles, dada la restricción de agregación temporal. Para aplicar la técnica es necesario disponer de indicadores de frecuencia trimestral relacionados con las variables que nos conciernen para poder inferir su tendencia dentro del año. Se ha empleado como indicador para trimestralización del gasto en consumo duradero, la información trimestral sobre matriculaciones de vehículos de turismo publicado por la ANFAC, puesto que el gasto en vehículos es el componente más representativo de este tipo de consumo. Para el caso del consumo no duradero, y dada la escasa información trimestral sobre variables que puedan estar relacionadas con este tipo de consumo, hemos escogido el índice de producción total de bienes manufacturados publicado por el INE. Así mismo, dado que los datos del año 2003 por tipo de consumo detallado no se encuentran disponibles en el momento de redactar este trabajo, hemos hecho predicciones del consumo duradero y no duradero empleando el método mencionado con la ayuda de los indicadores. La disponibilidad de los indicadores ha sido la causa por la que la muestra de consumos trimestrales es algo más reducida, comenzando en el primer trimestre de 1960.

considerarse como bienes de consumo duradero, al referirse a objetos tales como joyas, relojes, etc. Si bien somos conscientes de este hecho, no ha sido posible separar claramente este concepto en las distintas series utilizadas por lo que hemos optado por incluir como consumo no duradero el grupo otros bienes y servicios.

Gráfico 1a.

Tasas de crecimiento del consumo de bienes no duraderos, del gasto en bienes duraderos y del stock del consumo duradero. Datos trimestrales

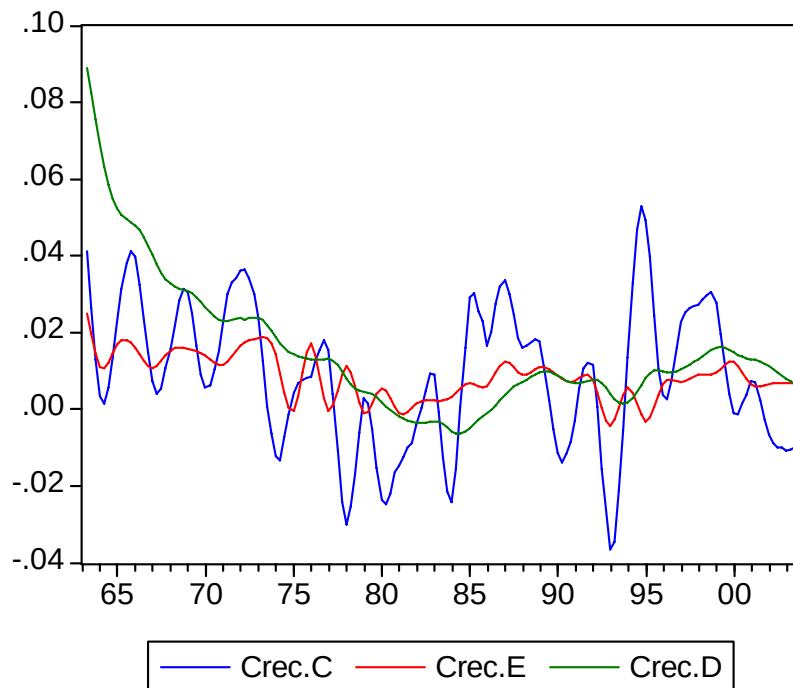


Gráfico 1b.

Tasas de crecimiento del consumo de bienes no duraderos, del gasto en bienes duraderos y del stock del consumo duradero. Datos anuales.

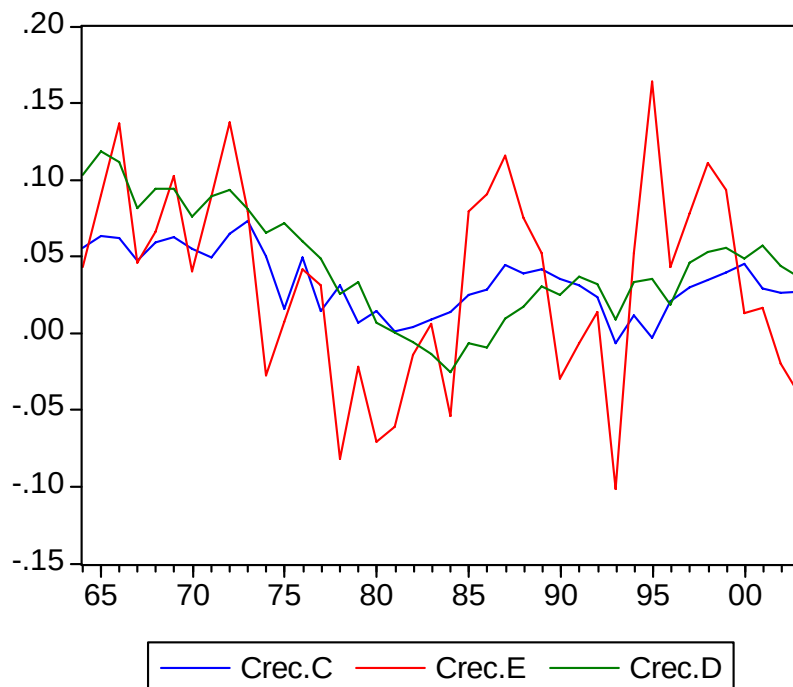


Tabla 1a. Estadísticos descriptivos de los factores.

Datos trimestrales

	Media	Desv. Est.	Autocorr.	Correlaciones	
				Δc	Δd
r_w	1.2085	12.5977	0.116	0.073	-0.079
Δc	0.8417	0.5717	0.940		0.654
Δe	0.8739	1.8552	0.927	0.419	0.334
Δd	1.5063	1.7437	0.999		

La muestra está comprendida entre el segundo trimestre de 1963 y el cuarto de 2003. r_w denota la rentabilidad bruta en logaritmos de un índice equiponderado construido con todos los activos que cotizan durante el periodo; Δc , Δe y Δd representan las tasas de crecimiento, en logaritmos, del gasto en consumo de bienes no duraderos, del gasto en consumo de bienes duraderos y del stock de consumo duradero, respectivamente. Media y desviación estándar están expresadas en tantos por cien.

Tabla 1b. Estadísticos descriptivos de los factores.

Datos anuales

	Media	Desv. Est.	Autocorr.	Correlaciones	
				Δc	Δd
r_w	5.1876	28.0637	0.308	-0.006	-0.231
Δc	3.3238	2.0674	0.725		0.753
Δe	3.48	6.4807	0.476	0.500	0.458
Δd	4.457	3.6998	0.925		

La muestra está comprendida entre 1963 y 2003. r_w denota la rentabilidad bruta en logaritmos de un índice equiponderado construido con todos los activos que cotizan durante el periodo; Δc , Δe y Δd representan las tasas de crecimiento, en logaritmos, del gasto en consumo de bienes no duraderos, del gasto en consumo de bienes duraderos y del stock de consumo duradero, respectivamente. Media y desviación estándar están expresadas en tantos por cien.

Tabla 2a. Estadísticos descriptivos de las carteras.**Datos trimestrales**

	s1	s2	s3	s4	s5	s6	s7	s8	s9	s10
Media	4.725	3.38	2.279	2.711	2.673	2.856	1.416	1.705	1.773	2.056
Desv. Est.	20.27	15.58	13.92	13.69	13.95	12.59	11.95	13.04	12.06	11.32
β_w	1.38	1.125	1.012	0.982	1.041	0.93	0.888	0.971	0.844	0.757
β_c	1.157	0.862	2.797	1.592	1.108	1.936	0.731	1.598	1.639	1.095
β_d	-1.227	-0.917	-0.284	-0.877	-0.819	-0.389	-0.749	-0.625	-0.242	-0.191

La media y desviación estándar están expresadas en tantos por cien y se refieren a la rentabilidad, en excesos sobre una tasa libre de riesgo, de diez carteras construidas en diciembre de cada año ordenando los activos por su tamaño. Las betas con respecto a cada uno de los tres factores considerados (índice de mercado, tasa de crecimiento del consumo duradero y tasa de crecimiento del stock de consumo duradero), se obtienen mediante una regresión de serie temporal del rendimiento de cada cartera sobre el factor en cuestión. La muestra va desde el segundo trimestre de 1963 al cuarto de 2003.

Tabla 2b. Estadísticos descriptivos de las carteras.**Datos anuales**

	s1	s2	s3	s4	s5	s6	s7	s8	s9	s10
Media	22.128	16.448	9.055	13.651	13.193	13.087	6.691	7.285	7.674	8.494
Desv. Est.	51.29	41.54	28.24	37.25	37.50	32.66	27.64	27.86	27.98	22.50
β_w	1.578	1.271	0.892	1.195	1.230	1.058	0.907	0.906	0.861	0.688
β_c	-1.808	-1.261	1.275	0.145	0.012	0.269	-0.584	-0.137	-0.213	0.212
β_d	-4.840	-2.884	-1.277	-2.377	-2.271	-1.923	-1.550	-1.507	-0.708	-0.594

La media y desviación estándar están expresadas en tantos por cien y se refieren a la rentabilidad, en excesos sobre una tasa libre de riesgo, de diez carteras construidas en diciembre de cada año ordenando los activos por su tamaño. Las betas con respecto a cada uno de los tres factores considerados (índice de mercado, tasa de crecimiento del consumo duradero y tasa de crecimiento del stock de consumo duradero), se obtienen mediante una regresión de serie temporal del rendimiento de cada cartera sobre el factor en cuestión. La muestra va desde 1963 a 2003.

Tabla 3. Estimación a la Fama-MacBeth

γ_0	γ_1	γ_2	γ_3	R^2	R^2_{adj}	ECM
-2.043 (-1.70)	4.872 (2.91)			41.34	41.34	0.0272
2.358 (2.36)		-0.082 (-0.97)		33.96	33.96	0.0350
0.856 (0.90)			-0.390 (-4.20)	38.70	38.70	0.0464
-1.471 (-1.18)	3.901 (2.11)		-0.378 (-3.72)	59.81	53.16	0.0215
-1.805 (-1.64)	4.895 (3.03)	-0.048 (-0.56)		57.04	50.70	0.0231
-3.161 (-2.94)	5.889 (3.62)	0.006 (0.07)	-0.312 (-3.16)	68.44	53.23	0.0231

En esta tabla se muestran los estimadores de las primas de riesgo obtenidas mediante la siguiente regresión de sección cruzada:

$$R_{jt+1} - R_{ft+1} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{jW,t+1} + \gamma_2 \beta_{jc,t+1} + \gamma_3 \beta_{jd,t+1} + e_{jt+1}$$

Las correspondientes betas se han estimado con un conjunto de datos previos mediante regresión de serie temporal de los rendimientos de cada cartera sobre los factores de riesgo considerados en cada modelo (índice de mercado, tasa de crecimiento del consumo duradero y/o tasa de crecimiento del stock de consumo duradero). Los estadísticos t de significatividad individual se presentan entre paréntesis. R^2 es el coeficiente de determinación, R^2_{adj} es el correspondiente ajustado por el número de variables explicativas y ECM el error cuadrático medio. Todos los resultados están expresados en tantos por cien. La muestra es de frecuencia trimestral y abarca desde 1966:2 hasta 2003:4.

Gráficos 2.

Ajuste de los modelos: rentabilidades observadas medias versus rentabilidades ajustadas. Diez carteras de tamaño. Datos trimestrales. Periodo 1966:2 a 2003:4.

Gráfico 2a. CAPM

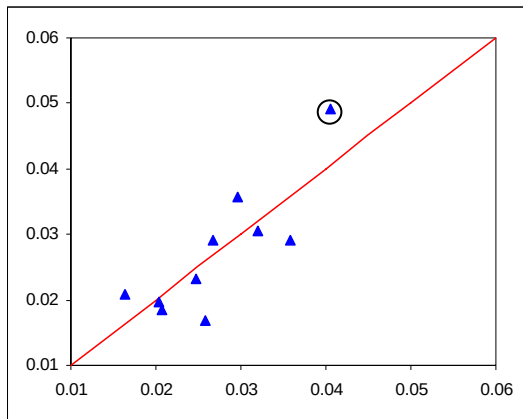


Gráfico 2b. CCAPM

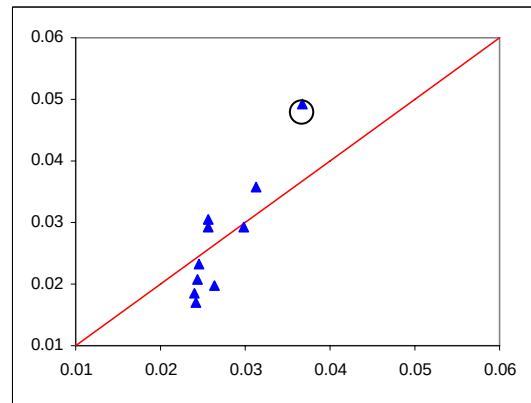


Gráfico 2c. CAPM+d

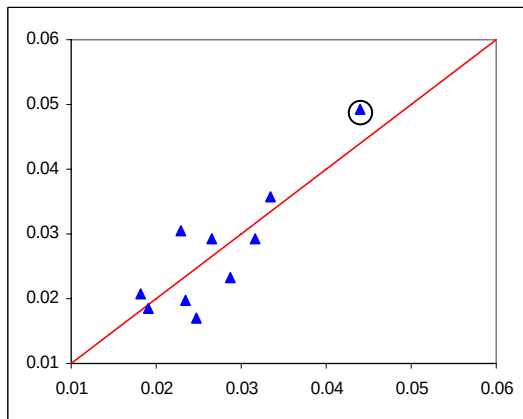


Gráfico 2d. Modelo de Yogo

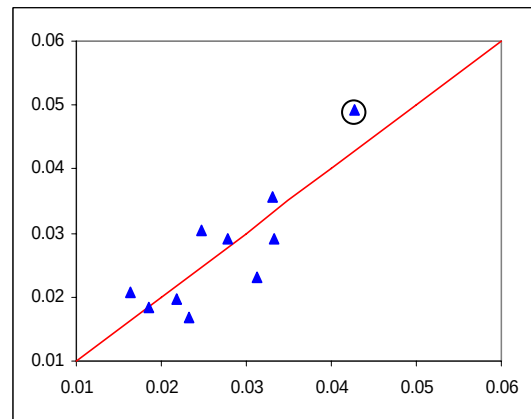


Tabla 4. Errores medios de estimación para cada cartera

	CAPM	CCAPM	Duradero	CAPM+c	CAPM+d	Yogo
s1	0.008739	0.012465	0.008171	0.006160	0.005185	0.006478
s2	0.006097	0.004343	0.003575	0.008068	0.002156	0.002678
s3	-0.001540	-0.001346	-0.004014	-0.002658	-0.005486	-0.008080
s4	-0.001616	0.004691	0.011424	-0.001826	0.007507	0.005764
s5	-0.006653	0.003488	0.000871	-0.002924	-0.002423	-0.004190
s6	0.002378	-0.000706	0.004388	-0.000984	0.002712	0.001468
s7	-0.008895	-0.007196	-0.011747	-0.007638	-0.007852	-0.006336
s8	-0.000632	-0.006564	-0.008202	-0.002369	-0.003723	-0.002035
s9	-0.002236	-0.005591	-0.003422	-0.002135	-0.000764	-0.000135
s10	0.004360	-0.003584	-0.001045	0.006306	0.002687	0.004388

En esta tabla se presenta el error medio de ajuste que comete cada modelo indicado en la primera fila con respecto a cada una de las diez carteras de tamaño que componen nuestra muestra. Los modelos se han estimado siguiendo el procedimiento de Fama y MacBeth (ver tabla 3). Los resultados están expresados en tantos por cien. La muestra es de frecuencia trimestral y abarca desde 1966:2 hasta 2003:4.

Tabla 5. Estimación a la Fama-MacBeth

γ_0	γ_1	γ_2	γ_3	R^2	R_{adj}^2	ECM
-1.503 (-0.37)	13.477 (1.89)			54.57	54.57	0.2226
12.113 (2.41)		-1.285 (-1.72)		25.29	25.29	1.8994
7.128 (1.83)			-2.837 (-3.21)	51.16	51.16	0.3690
-1.730 (-0.44)	13.528 (1.99)	-0.069 (-0.15)		67.69	60.17	0.2653
-1.613 (-0.48)	12.736 (1.81)		-1.347 (-1.79)	70.98	63.10	0.1170
-3.678 (-1.05)	15.354 (2.17)	-0.047 (-0.10)	-1.460 (-2.26)	78.99	61.44	0.3100

En esta tabla se muestran los estimadores de las primas de riesgo obtenidas mediante la siguiente regresión de sección cruzada:

$$R_{jt+1} - R_{ft+1} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{jW,t+1} + \gamma_2 \beta_{jC,t+1} + \gamma_3 \beta_{jd,t+1} + e_{jt+1}$$

Las correspondientes betas se han estimado con un conjunto de datos previos mediante regresión de serie temporal de los rendimientos de cada cartera sobre los factores de riesgo considerados en cada modelo (índice de mercado, tasa de crecimiento del consumo duradero y/o tasa de crecimiento del stock de consumo duradero). Los estadísticos t de significatividad individual se presentan entre paréntesis. R^2 es el coeficiente de determinación, R_{adj}^2 es el correspondiente ajustado por el número de variables explicativas y ECM el error cuadrático medio. Todos los resultados están expresados en tantos por cien. La muestra es de frecuencia anual y abarca desde 1970 hasta 2003.

Gráficos 3.

Ajuste de los modelos: rentabilidades observadas medias versus rentabilidades ajustadas. Diez carteras de tamaño. Datos anuales. Periodo muestral entre 1970 y 2003.

Gráfico 3a. CAPM

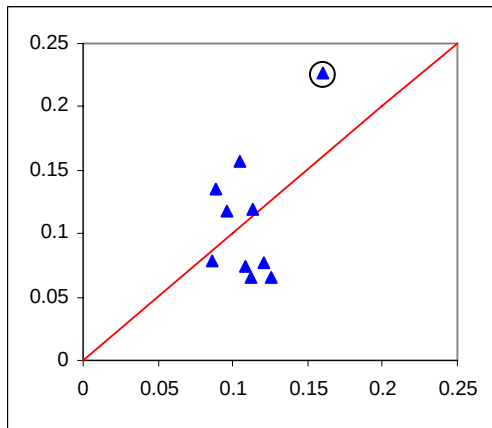


Gráfico 3b. CCAPM

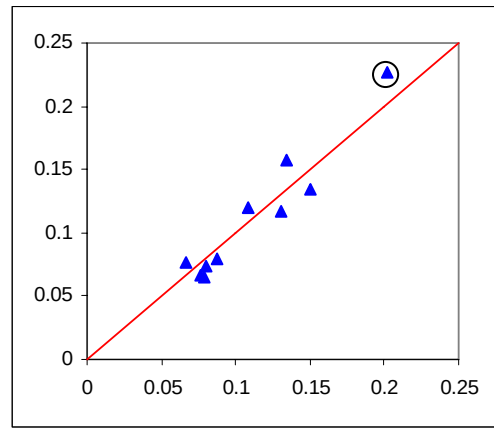


Gráfico 3c. CAPM+d

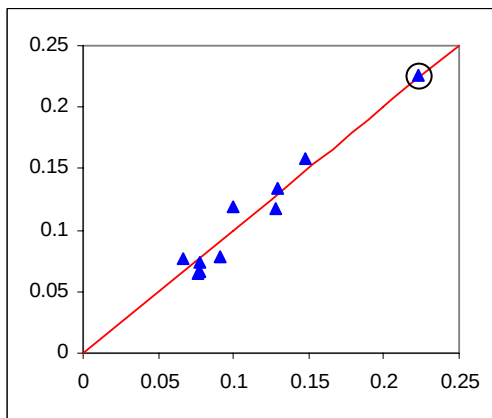


Gráfico 3d. Modelo de Yogo

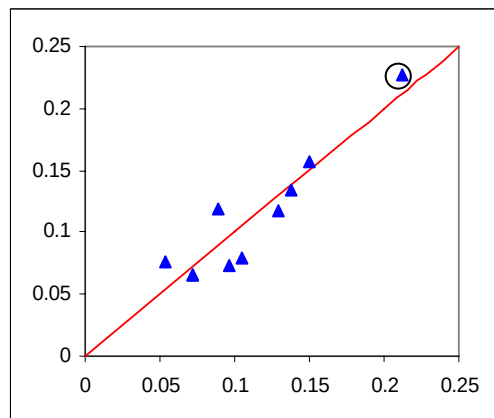


Tabla 6. Estimación a la Fama-MacBeth.
Datos de frecuencia anual referidos al cuarto trimestre.

γ_0	γ_1	γ_2	γ_3	R^2	R^2_{adj}	ECM
13.155 (2.66)		-0.633 (-0.85)		29.00	29.00	1.4465
6.340 (1.64)			-3.236 (-3.10)	44.52	44.52	0.6167
-0.140 (-0.04)	11.260 (1.63)	-0.238 (-0.44)		68.77	61.13	0.2720
-2.835 (-0.78)	13.806 (1.96)		-1.676 (-1.75)	72.09	64.08	0.2048
-5.221 (-1.50)	16.529 (2.37)	0.040 (0.08)	-1.380 (-1.52)	78.21	60.83	0.2103

En esta tabla se muestran los estimadores de las primas de riesgo obtenidas mediante la siguiente regresión de sección cruzada:

$$R_{jt+1} - R_{ft+1} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{jW,t+1} + \gamma_2 \beta_{jc,t+1} + \gamma_3 \beta_{jd,t+1} + e_{jt+1}$$

Las correspondientes betas se han estimado con un conjunto de datos previos mediante regresión de serie temporal de los rendimientos de cada cartera sobre los factores de riesgo considerados en cada modelo (índice de mercado, tasa de crecimiento del consumo duradero y/o tasa de crecimiento del stock de consumo duradero). Las tasas de crecimiento de ambos tipos de consumo se obtienen a partir de los consumos relativos al cuarto trimestre del año. Los estadísticos t de significatividad individual se presentan entre paréntesis. R^2 es el coeficiente de determinación, R^2_{adj} es el correspondiente ajustado por el número de variables explicativas y ECM el error cuadrático medio. Todos los resultados están expresados en tantos por cien. La muestra es de frecuencia anual y abarca desde 1970 hasta 2003.

Tabla 7. Estimación a la Fama-MacBeth.
Datos de frecuencia trimestral. Crecimiento del consumo a tres años.

γ_0	γ_2	γ_3	R^2	R_{adj}^2	ECM
2.513 (2.37)	0.608 (4.33) [2.89]		31.10	31.10	0.0815
2.028 (1.96)		1.074 (4.07) [2.63]	33.54	33.54	0.0619
0.215 (0.25)	0.461 (3.30) [2.20]	0.743 (2.79) [1.89]	55.61	49.43	0.0426

En esta tabla se muestran los estimadores de las primas de riesgo obtenidas mediante la siguiente regresión de sección cruzada:

$$R_{jt+1} - R_{ft+1} = \gamma_0 + \gamma_2 \beta_{jc,t+1} + \gamma_3 \beta_{jd,t+1} + e_{jt+1}$$

Las correspondientes betas se han estimado previamente mediante regresión de serie temporal de los rendimientos de cada cartera sobre la tasa de crecimiento del consumo no duradero β_{jc} y/o la tasa de crecimiento del stock de consumo duradero β_{jd} computadas ambas en un horizonte hacia el futuro de tres años. Los estadísticos t de significatividad individual se presentan entre paréntesis, cuando los errores estándares se calculan siguiendo el procedimiento habitual de Fama y MacBeth, y entre corchetes si se corrigen por autocorrelación siguiendo a Newey-West. R^2 es el coeficiente de determinación, R_{adj}^2 es el correspondiente ajustado por el número de variables explicativas y ECM el error cuadrático medio. Todos los resultados están expresados en tantos por cien. La muestra es de frecuencia trimestral y abarca el periodo comprendido entre 1966:1 y 2001:1.

Gráficos 4.

Rendimientos y tasas de crecimiento del consumo calculadas para horizontes de 1, 4, 8, 12 y 16 trimestres hacia el futuro

Gráfico 4a. Consumo no duradero

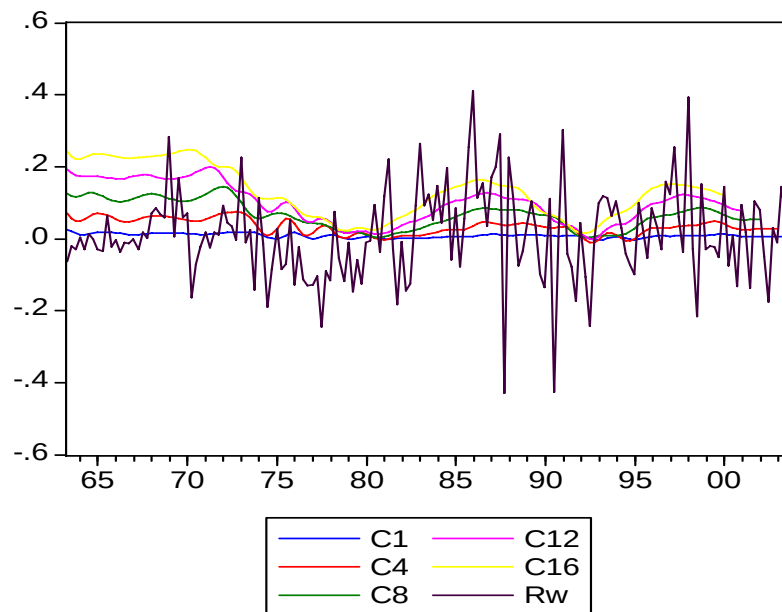
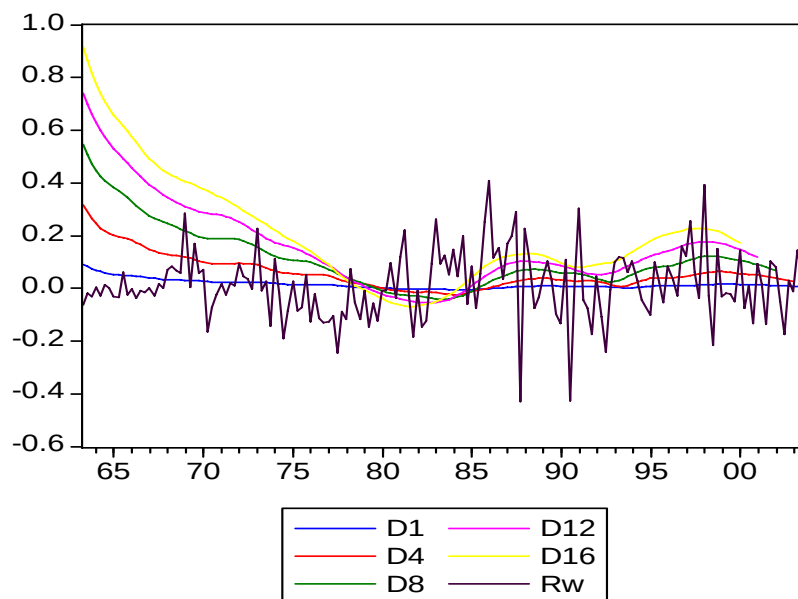


Gráfico 4b. Consumo duradero



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 <i>Value at Risk</i>
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
- 210/2005 Contribución de los efectos tamaño, book-to-market y momentum a la valoración de activos: el caso español.
Begoña Font-Belaire y Alfredo Juan Grau-Grau
- 211/2005 Permanent income, convergence and inequality among countries
José M. Pastor and Lorenzo Serrano
- 212/2005 The Latin Model of Welfare: Do ‘Insertion Contracts’ Reduce Long-Term Dependence?
Luis Ayala and Magdalena Rodríguez
- 213/2005 The effect of geographic expansion on the productivity of Spanish savings banks
Manuel Illueca, José M. Pastor and Emili Tortosa-Ausina
- 214/2005 Dynamic network interconnection under consumer switching costs
Ángel Luis López Rodríguez
- 215/2005 La influencia del entorno socioeconómico en la realización de estudios universitarios: una aproximación al caso español en la década de los noventa
Marta Rahona López
- 216/2005 The valuation of spanish ipos: efficiency analysis
Susana Álvarez Otero
- 217/2005 On the generation of a regular multi-input multi-output technology using parametric output distance functions
Sergio Perelman and Daniel Santin
- 218/2005 La gobernanza de los procesos parlamentarios: la organización industrial del congreso de los diputados en España
Gonzalo Caballero Miguez
- 219/2005 Determinants of bank market structure: Efficiency and political economy variables
Francisco González
- 220/2005 Agresividad de las órdenes introducidas en el mercado español: estrategias, determinantes y medidas de performance
David Abad Díaz

- 221/2005 Tendencia post-anuncio de resultados contables: evidencia para el mercado español
Carlos Forner Rodríguez, Joaquín Marhuenda Fructuoso y Sonia Sanabria García
- 222/2005 Human capital accumulation and geography: empirical evidence in the European Union
Jesús López-Rodríguez, J. Andrés Faíña y Jose Lopez Rodríguez
- 223/2005 Auditors' Forecasting in Going Concern Decisions: Framing, Confidence and Information Processing
Waymond Rodgers and Andrés Guiral
- 224/2005 The effect of Structural Fund spending on the Galician region: an assessment of the 1994-1999 and 2000-2006 Galician CSFs
José Ramón Cancelo de la Torre, J. Andrés Faíña and Jesús López-Rodríguez
- 225/2005 The effects of ownership structure and board composition on the audit committee activity: Spanish evidence
Carlos Fernández Méndez and Rubén Arrondo García
- 226/2005 Cross-country determinants of bank income smoothing by managing loan loss provisions
Ana Rosa Fonseca and Francisco González
- 227/2005 Incumplimiento fiscal en el irpf (1993-2000): un análisis de sus factores determinantes
Alejandro Estellér Moré
- 228/2005 Region versus Industry effects: volatility transmission
Pilar Soriano Felipe and Francisco J. Climent Diranzo
- 229/2005 Concurrent Engineering: The Moderating Effect Of Uncertainty On New Product Development Success
Daniel Vázquez-Bustelo and Sandra Valle
- 230/2005 On zero lower bound traps: a framework for the analysis of monetary policy in the 'age' of central banks
Alfonso Palacio-Vera
- 231/2005 Reconciling Sustainability and Discounting in Cost Benefit Analysis: a methodological proposal
M. Carmen Almansa Sáez and Javier Calatrava Requena
- 232/2005 Can The Excess Of Liquidity Affect The Effectiveness Of The European Monetary Policy?
Santiago Carbó Valverde and Rafael López del Paso
- 233/2005 Inheritance Taxes In The Eu Fiscal Systems: The Present Situation And Future Perspectives.
Miguel Angel Barberán Lahuerta
- 234/2006 Bank Ownership And Informativeness Of Earnings.
Víctor M. González
- 235/2006 Developing A Predictive Method: A Comparative Study Of The Partial Least Squares Vs Maximum Likelihood Techniques.
Waymond Rodgers, Paul Pavlou and Andres Guiral.
- 236/2006 Using Compromise Programming for Macroeconomic Policy Making in a General Equilibrium Framework: Theory and Application to the Spanish Economy.
Francisco J. André, M. Alejandro Cardenete y Carlos Romero.

- 237/2006 Bank Market Power And Sme Financing Constraints.
Santiago Carbó-Valverde, Francisco Rodríguez-Fernández y Gregory F. Udell.
- 238/2006 Trade Effects Of Monetary Agreements: Evidence For Oecd Countries.
Salvador Gil-Pareja, Rafael Llorca-Vivero y José Antonio Martínez-Serrano.
- 239/2006 The Quality Of Institutions: A Genetic Programming Approach.
Marcos Álvarez-Díaz y Gonzalo Caballero Miguez.
- 240/2006 La interacción entre el éxito competitivo y las condiciones del mercado doméstico como determinantes de la decisión de exportación en las Pymes.
Francisco García Pérez.
- 241/2006 Una estimación de la depreciación del capital humano por sectores, por ocupación y en el tiempo.
Inés P. Murillo.
- 242/2006 Consumption And Leisure Externalities, Economic Growth And Equilibrium Efficiency.
Manuel A. Gómez.
- 243/2006 Measuring efficiency in education: an analysis of different approaches for incorporating non-discretionary inputs.
Jose Manuel Cordero-Ferrera, Francisco Pedraja-Chaparro y Javier Salinas-Jiménez
- 244/2006 Did The European Exchange-Rate Mechanism Contribute To The Integration Of Peripheral Countries?.
Salvador Gil-Pareja, Rafael Llorca-Vivero y José Antonio Martínez-Serrano
- 245/2006 Intergenerational Health Mobility: An Empirical Approach Based On The Echp.
Marta Pascual and David Cantarero
- 246/2006 Measurement and analysis of the Spanish Stock Exchange using the Lyapunov exponent with digital technology.
Salvador Rojí Ferrari and Ana Gonzalez Marcos
- 247/2006 Testing For Structural Breaks In Variance With additive Outliers And Measurement Errors.
Paulo M.M. Rodrigues and Antonio Rubia
- 248/2006 The Cost Of Market Power In Banking: Social Welfare Loss Vs. Cost Inefficiency.
Joaquín Maudos and Juan Fernández de Guevara
- 249/2006 Elasticidades de largo plazo de la demanda de vivienda: evidencia para España (1885-2000).
Desiderio Romero Jordán, José Félix Sanz Sanz y César Pérez López
- 250/2006 Regional Income Disparities in Europe: What role for location?.
Jesús López-Rodríguez and J. Andrés Faíña
- 251/2006 Funciones abreviadas de bienestar social: Una forma sencilla de simultaneizar la medición de la eficiencia y la equidad de las políticas de gasto público.
Nuria Badenes Plá y Daniel Santín González
- 252/2006 “The momentum effect in the Spanish stock market: Omitted risk factors or investor behaviour?”.
Luis Muga and Rafael Santamaría
- 253/2006 Dinámica de precios en el mercado español de gasolina: un equilibrio de colusión tácita.
Jordi Perdiguero García

- 254/2006 Desigualdad regional en España: renta permanente versus renta corriente.
José M. Pastor, Empar Pons y Lorenzo Serrano
- 255/2006 Environmental implications of organic food preferences: an application of the impure public goods model.
Ana Maria Aldanondo-Ochoa y Carmen Almansa-Sáez
- 256/2006 Family tax credits versus family allowances when labour supply matters: Evidence for Spain.
José Felix Sanz-Sanz, Desiderio Romero-Jordán y Santiago Álvarez-García
- 257/2006 La internacionalización de la empresa manufacturera española: efectos del capital humano genérico y específico.
José López Rodríguez
- 258/2006 Evaluación de las migraciones interregionales en España, 1996-2004.
María Martínez Torres
- 259/2006 Efficiency and market power in Spanish banking.
Rolf Färe, Shawna Grosskopf y Emili Tortosa-Ausina.
- 260/2006 Asimetrías en volatilidad, beta y contagios entre las empresas grandes y pequeñas cotizadas en la bolsa española.
Helena Chuliá y Hipòlit Torró.
- 261/2006 Birth Replacement Ratios: New Measures of Period Population Replacement.
José Antonio Ortega.
- 262/2006 Accidentes de tráfico, víctimas mortales y consumo de alcohol.
José M^a Arranz y Ana I. Gil.
- 263/2006 Análisis de la Presencia de la Mujer en los Consejos de Administración de las Mil Mayores Empresas Españolas.
Ruth Mateos de Cabo, Lorenzo Escot Mangas y Ricardo Gimeno Nogués.
- 264/2006 Crisis y Reforma del Pacto de Estabilidad y Crecimiento. Las Limitaciones de la Política Económica en Europa.
Ignacio Álvarez Peralta.
- 265/2006 Have Child Tax Allowances Affected Family Size? A Microdata Study For Spain (1996-2000).
Jaime Vallés-Giménez y Anabel Zárate-Marco.
- 266/2006 Health Human Capital And The Shift From Foraging To Farming.
Paolo Rungo.
- 267/2006 Financiación Autonómica y Política de la Competencia: El Mercado de Gasolina en Canarias.
Juan Luis Jiménez y Jordi Perdiguero.
- 268/2006 El cumplimiento del Protocolo de Kyoto para los hogares españoles: el papel de la imposición sobre la energía.
Desiderio Romero-Jordán y José Félix Sanz-Sanz.
- 269/2006 Banking competition, financial dependence and economic growth
Joaquín Maudos y Juan Fernández de Guevara
- 270/2006 Efficiency, subsidies and environmental adaptation of animal farming under CAP
Werner Kleinhanß, Carmen Murillo, Carlos San Juan y Stefan Sperlich

- 271/2006 Interest Groups, Incentives to Cooperation and Decision-Making Process in the European Union
A. Garcia-Lorenzo y Jesús López-Rodríguez
- 272/2006 Riesgo asimétrico y estrategias de momentum en el mercado de valores español
Luis Muga y Rafael Santamaría
- 273/2006 Valoración de capital-riesgo en proyectos de base tecnológica e innovadora a través de la teoría de opciones reales
Gracia Rubio Martín
- 274/2006 Capital stock and unemployment: searching for the missing link
Ana Rosa Martínez-Cañete, Elena Márquez de la Cruz, Alfonso Palacio-Vera and Inés Pérez-Soba Aguilar
- 275/2006 Study of the influence of the voters' political culture on vote decision through the simulation of a political competition problem in Spain
Sagrario Lantarón, Isabel Lillo, M^a Dolores López and Javier Rodrigo
- 276/2006 Investment and growth in Europe during the Golden Age
Antonio Cubel and M^a Teresa Sanchis
- 277/2006 Efectos de vincular la pensión pública a la inversión en cantidad y calidad de hijos en un modelo de equilibrio general
Robert Meneu Gaya
- 278/2006 El consumo y la valoración de activos
Elena Márquez y Belén Nieto