

El modelo CCAPM y el consumo de bienes
duraderos: una primera aproximación para el
mercado de valores español

Elena Márquez de la Cruz
Departamento de Economía Aplicada III
Universidad Complutense de Madrid
emarquez@ccee.ucm.es
Telf: 913942435
Fax: 913942582

13 de febrero de 2004

Resumen

El modelo de valoración de activos basado en consumo (CCAPM) ha sido objeto de diversos estudios empíricos para distintas economías, dando lugar al denominado *enigma de la prima de riesgo* que surge como consecuencia de la incapacidad del modelo para explicar las primas de riesgo observadas salvo que se consideren valores implausibles de los parámetros de preferencias de los agentes.

En este trabajo deseamos analizar si el tipo de datos de consumo empleados en el contraste del modelo puede explicar los resultados anteriormente mencionados. Utilizando datos del mercado de valores español, analizaremos si la inclusión del consumo de bienes duraderos puede ayudar a mejorar los resultados empíricos del modelo CCAPM.

Palabras clave: CCAPM, consumo duradero.

Clasificación JEL: E44, G12.

1. Introducción

El modelo de valoración de activos basado en consumo (CCAPM) es un caso particular de modelo intertemporal de valoración de activos en el que el factor de descuento estocástico se relaciona con el consumo de los agentes. Del proceso de maximización intertemporal de la utilidad del agente representativo, se obtiene la siguiente ecuación de Euler:

$$E_t \left[\tilde{\phi}_{t+1} \tilde{R}_{t+1}^i \right] = 1, \quad \forall i, t \quad (1)$$

donde $\tilde{\phi}_{t+1}$ es, en este caso, la relación marginal de sustitución intertemporal, y \tilde{R}_{t+1}^i es la tasa de retorno bruta del activo financiero i durante el período t .

La contrastación empírica del modelo CCAPM supone, en primer lugar, determinar la expresión de la relación marginal de sustitución intertemporal, que dependerá de la forma de la función de utilidad; por otro lado, es preciso cuantificar el consumo del agente representativo. Numerosos trabajos han contrastado el modelo para muy diversas economías, poniendo de manifiesto las dificultades del mismo para superar la prueba de la refutación empírica. El denominado *enigma de la prima de riesgo* es quizá la anomalía empírica generada por el contraste del modelo CCAPM más conocida y analizada¹. Operando en la expresión (1), podemos obtener fácilmente la siguiente expresión para la prima de riesgo:

$$E_t(\tilde{R}_{t+1}^i) - R_{t+1}^f = - \frac{cov_t(\tilde{\phi}_{t+1}, \tilde{R}_{t+1}^i)}{E_t(\tilde{\phi}_{t+1})}$$

donde R_{t+1}^f es la tasa de retorno del activo libre de riesgo para el período t . La anomalía de la prima de riesgo surge por los reducidos valores de la covarianza de la expresión anterior, lo que dificulta que el modelo pueda explicar las primas de riesgo observadas. La Tabla (1) recoge las covarianzas entre la tasas de retorno reales brutas calculadas a partir del Índice General Total y de los Índices Totales de los grupos *alimentación y construcción* de la Bolsa de Madrid y las tasas de crecimiento del consumo de bienes no duraderos y servicios y del consumo de bienes duraderos para el período 1964-2000. Los valores tomados por estas covarianzas son muy reducidos, si bien son mayores en el caso del crecimiento del consumo de bienes duraderos.

	$\frac{c_{t+1}^{cnads}}{c_t^{cnads}}$	$\frac{c_{t+1}^{cd}}{c_t^{cd}}$
\tilde{R}_{t+1}^{IGTBM}	0.001384	0.005977
$\tilde{R}_{t+1}^{ALIMENTACIÓN}$	0.000924	0.005658
$\tilde{R}_{t+1}^{CONSTRUCCIÓN}$	0.002377	0.008196

Cuadro 1: Covarianzas entre algunas tasas de retorno y las tasas de crecimiento del consumo, 1964-2000.

¹ Mehra y Prescott (1985) mostraron la incapacidad del modelo para funcionar con valores razonables del parámetro de aversión relativa al riesgo.

El mal funcionamiento empírico del modelo CCAPM en su formulación original ha llevado a la apertura de diferentes líneas de investigación, todas ellas encaminadas a mejorar los resultados empíricos del modelo. Destacamos las siguientes:

1. El modelo CCAPM se formuló y contrastó inicialmente con una función de utilidad intertemporal separable entre distintos momentos del tiempo y con una función de utilidad intraperíodo que presenta un parámetro de aversión relativa al riesgo constante². Los trabajos de Hansen y Singleton (1982, 1983) presentan la función de utilidad mencionada. Dados los malos resultados obtenidos, una primera línea de investigación fue mejorar las funciones de utilidad empleadas. Así, por ejemplo, Abel (1990), Ferson y Constantinides (1990) y Campbell y Cochrane (1999), entre otros, consideran funciones de utilidad que rompen con la separabilidad intertemporal, introduciendo la posible formación de hábitos o durabilidad en el consumo; por su parte, Epstein y Zin (1991) proponen una función de utilidad no separable ni entre momentos del tiempo ni entre estados de la naturaleza y que rompe el indeseable nexo entre la elasticidad de sustitución intertemporal y el parámetro de aversión al riesgo presente en la función empleada por Hansen y Singleton *op. cit.*³.
2. Como hemos mencionado, para contrastar el modelo tenemos que medir el consumo del agente representativo, ya que la relación marginal de sustitución intertemporal depende de uno u otro modo de éste; esta labor no está exenta de dificultades por muy diversos motivos:
 - a) La disponibilidad de datos de consumo. Medir el consumo no es una tarea fácil por lo que nos encontramos, por ejemplo, con el hecho de que mientras que disponemos de datos sobre tasas de retorno de los activos financieros con periodicidad diaria, los datos de consumo suelen ser, en el mejor de los casos, trimestrales. Concretamente, en el caso español disponemos de datos de consumo agregado trimestrales y sólo disponemos de datos de consumo desagregado por tipo con frecuencia anual⁴.
 - b) Los datos de consumo disponibles miden el *stock* de consumo, no lo que podríamos denominar consumo *spot*. El modelo CCAPM relaciona la utilidad marginal del consumo en diferentes momentos del tiempo con la tasa de retorno de los activos financieros en un determinado momento del tiempo. Los datos de consumo disponibles, sin embargo, son una suma de los gastos de consumo a lo largo de un determinado período. Además, los datos reflejan el gasto en consumo más que el consumo propiamente dicho.
 - c) Las medidas de consumo existentes no recogen, obviamente, todos los bienes que generan utilidad; así pues, puede existir un problema de incompletitud de datos al no recogerse todos los conceptos relevantes. Además, es habitual utilizar únicamente los datos sobre gasto de consumo en bienes no duraderos y servicios, lo que nos lleva a excluir

² Véase Lucas (1978) y Hansen y Singleton (1982, 1983).

³ Un análisis detallado puede verse, entre otros, en Campbell *et. al.* (1997), cap. 8.

⁴ Además, el retraso de publicación de estos datos desagregados es considerable.

una parte importante del gasto total en consumo. Aunque la práctica habitual sea ésta, es preciso analizar hasta qué punto la utilidad corriente es separable entre los diferentes componentes del consumo. Si éste fuera el caso, es justificable la utilización únicamente de un tipo de consumo puesto que, en el óptimo, la relación marginal de sustitución sería igual para todos ellos⁵. No obstante, ignorar por completo los servicios de consumo que los bienes duraderos generan puede llevar a estimaciones sesgadas de los parámetros implicados⁶.

- d) Un problema que ha sido especialmente analizado en la elaboración del Índice de Precios al Consumo es el referido a los posibles cambios en la calidad y el tipo de bienes que forman parte del mismo. Este problema podría también aplicarse a la medición del consumo. Obviamente, la calidad y la variedad de los bienes de consumo varían a lo largo del tiempo, lo que puede afectar a la utilidad que tales bienes generan. Sin embargo, la utilización de la variable gasto agregado en bienes de consumo no recoge de un modo adecuado los posibles efectos que la variación de la calidad de un determinado bien o de la variedad de un determinado tipo de bienes pueden generar sobre la utilidad de los agentes⁷.

Varias son las posibles vías de solución ante estas dificultades:

- a) Eludir la utilización de datos de consumo. Campbell (1993) desarrolló el modelo CCAPM sin datos de consumo. Nieto (2001, 2002) analiza el modelo citado para el caso del mercado de valores español.
- b) Elaborar series de consumo que se adapten a lo que el modelo teórico requiere. En este caso, el planteamiento es ajustar las series de consumo agregado de que disponemos con el objetivo de medir lo que el modelo exige.

Nuestro trabajo se desarrolla dentro de esta segunda opción. Concretamente, nos planteamos si la inclusión del consumo de bienes duraderos puede ayudar a resolver, o al menos suavizar, el enigma de la prima de riesgo. Para ello, procederemos al contraste del modelo CCAPM empleando diferentes medidas de consumo. Además, consideraremos dos distintas funciones de utilidad con el objetivo de analizar si por esta vía es posible también resolver el problema planteado.

El presente trabajo se organiza como sigue: la sección 2 describe los datos empleados y explica el modo en que hemos elaborado las series de consumo de bienes no duraderos y servicios y de consumo de bienes duraderos. En la sección 3 presentamos los resultados obtenidos en la estimación del modelo empleando diversas medidas del consumo del agente representativo; emplearemos además dos funciones de utilidad diferentes: la función de utilidad intertemporalmente

⁵Véase Deaton (1992), cap. 1, para un análisis más detallado.

⁶Diversos trabajos han estimado el parámetro de separabilidad intraperíodo entre los bienes de consumo no duradero y los bienes de consumo duradero. Destacamos, entre otros, Dunn y Singleton (1986), Eichenbaum y Hansen (1990), Ogaki y Reinhart (1998a, 1998b) y Mamaysky (2001). La principal conclusión de estos trabajos es que la no consideración del consumo duradero como componente del consumo que genera efectos sobre la utilidad corriente sesga las estimaciones de los parámetros de preferencias intertemporales.

⁷Véase al respecto Klenow (2003).

separable utilizada por Hansen y Singleton (1982) y la función de utilidad propuesta por Abel (1990), que considera la no separabilidad intertemporal de las preferencias; por último, la sección 4 resume los principales resultados obtenidos.

2. Los datos

Comenzamos con el consumo. Como ya se ha mencionado, la práctica habitual para contrastar el modelo CCAPM es la utilización de datos de consumo de bienes no duraderos y servicios. En el caso español, los datos de consumo desglosados por tipo de consumo son publicados con frecuencia anual por el INE en la Contabilidad Nacional de España. Aunque su frecuencia de publicación es sólo anual, consideramos de gran interés la utilización de esta fuente debido a que es la que realmente mide los gastos en los distintos tipos de consumo. Es por ello que hemos considerado adecuado analizar de un modo detallado la información disponible, homegeneizando los datos existentes.

Los datos que hemos utilizado en nuestro análisis proceden de Uriel *et. al.* (2000) y del INE (varios años). Las series utilizadas cubren el período 1964-2000. El principal problema con el que nos enfrentábamos a la hora de obtener una serie temporal con datos de consumo lo suficientemente larga era la inexistencia de una serie enlazada que homogeneizara tanto los tipos de consumo como los años base utilizados⁸. No obstante, Uriel *et. al.* (2000) han realizado dicho enlace utilizando 1986 como año base. Así, en dicho trabajo podemos encontrar información del gasto en consumo por tipo desde 1964 hasta 1995.

Por otra parte, hemos utilizado la serie con base 1995 publicada por el INE que cubre el período 1995-2000⁹. Esta serie presenta algunas diferencias en los grupos y subgrupos de consumo considerados con respecto a la clasificación anterior. Además, el año base también es diferente. Describimos con detalle la elaboración de las series de consumo de bienes no duraderos y servicios (CNDYS) y de consumo de bienes duraderos (CD) en el apéndice.

La Tabla 2 recoge los principales estadísticos de las tasas de crecimiento de las dos series consideradas. Como puede observarse, la tasa de crecimiento media del consumo de bienes no duraderos y servicios durante el período considerado fue ligeramente superior al 3 por ciento anual, con una desviación típica algo superior al 2 por ciento. El consumo de bienes duraderos presenta una tasa media de crecimiento del 4.84 por ciento, con una desviación típica en torno al 5 por ciento, superior a la del consumo de bienes no duraderos y servicios.

	Consumo no duradero	Consumo duradero
MEDIA	0.0313	0.0484
MEDIANA	0.0310	0.0432
DESVIACIÓN TÍPICA	0.0209	0.0521
ASIMETRÍA	-0.0889	0.2273
CURTOSIS	2.1636	2.3696

Cuadro 2: Consumo por tipo. Tasas de crecimiento anuales. Principales estadísticos.

⁸ Un intento de homogeneización puede verse en Corrales y Taguas (1989).

⁹ Los datos disponibles en el momento de elaboración de este trabajo para el año 2001 son previsiones y presentan un nivel de desagregación insuficiente.

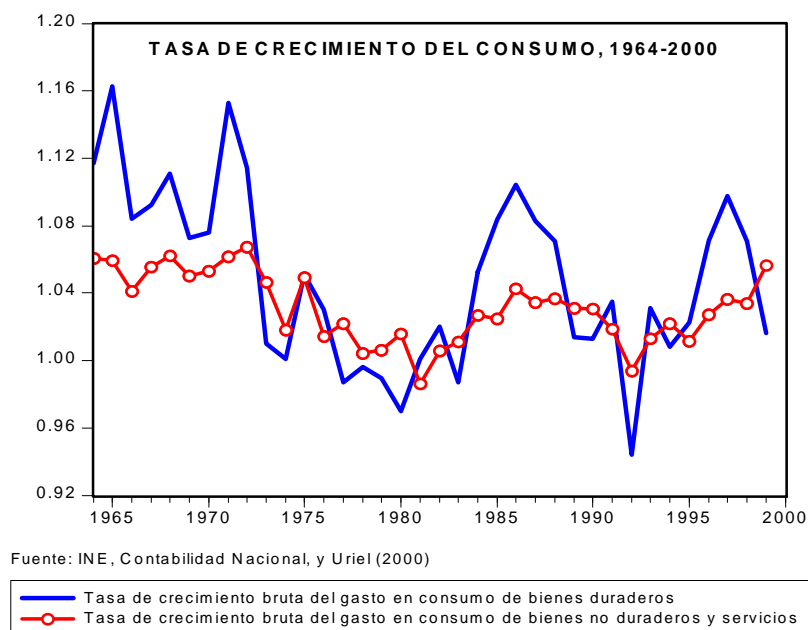


Figura 1: Tasas de crecimiento del consumo por tipo de consumo, 1964-2001.

Por su parte, la Figura (1) muestra la evolución de las tasas de crecimiento del consumo duradero y no duradero para el período 1964-2000.

Respecto a la tasa de retorno de los activos financieros, hemos calculado la tasa de retorno nominal a partir de los datos del *Índice General Total* de la Bolsa de Madrid¹⁰ (IGTBM) y de los índices sectoriales totales de los 8 grupos que tradicionalmente se han elaborado con las empresas que cotizan en la Bolsa de Madrid. Los datos provienen de Bolsa de Madrid (1992) para el período 1941-91 y de los *Informes Anuales de la Bolsa de Madrid* para el período 1992-99. Para obtener la tasa de retorno bruta real hemos empleado la tasa de inflación calculada a partir del IPC elaborado por el INE.

La Tabla (3) recoge los principales estadísticos de las tasas de retorno calculadas a partir del IGTBM y de los índices correspondientes a los grupos *alimentación* y *construcción*¹¹ y la Figura (2) su evolución para el período considerado.

Como vemos, de los activos seleccionados, el grupo *construcción* fue el más rentable, con una tasa de retorno neta real media superior al 11 por ciento anual,

¹⁰ La característica peculiar de este índice es que se elabora bajo el supuesto de que los dividendos cobrados son reinvertidos. Así pues, este índice considera la rentabilidad derivada no sólo de las ganancias de capital, sino también de los pagos intermedios de los títulos incluidos en el índice. Una descripción detallada puede verse en Bolsa de Madrid (1992), *op. cit.*

¹¹ Hemos seleccionados estos tres activos para realizar la estimación individual del modelo. La elección de los dos índices sectoriales citados no responde a ninguna razón concreta, sino que, simplemente, pretendemos ilustrar los resultados que se obtienen con activos individuales además de los obtenidos en la estimación que considera todo el mercado en su conjunto, y que denominaremos estimación agregada.

	IGTBM	ALIMENTACIÓN	CONSTRUCCIÓN
MEDIA	1.0837	1.0751	1.1169
MEDIANA	1.0264	0.9300	1.0529
DESVIACIÓN TÍPICA	0.2717	0.3544	0.3974
ASIMETRÍA	0.9802	1.1174	1.7001
CURTOSIS	4.6128	3.2124	6.3920

Cuadro 3: Tasas de retorno brutas anuales en términos reales. Principales estadísticos.

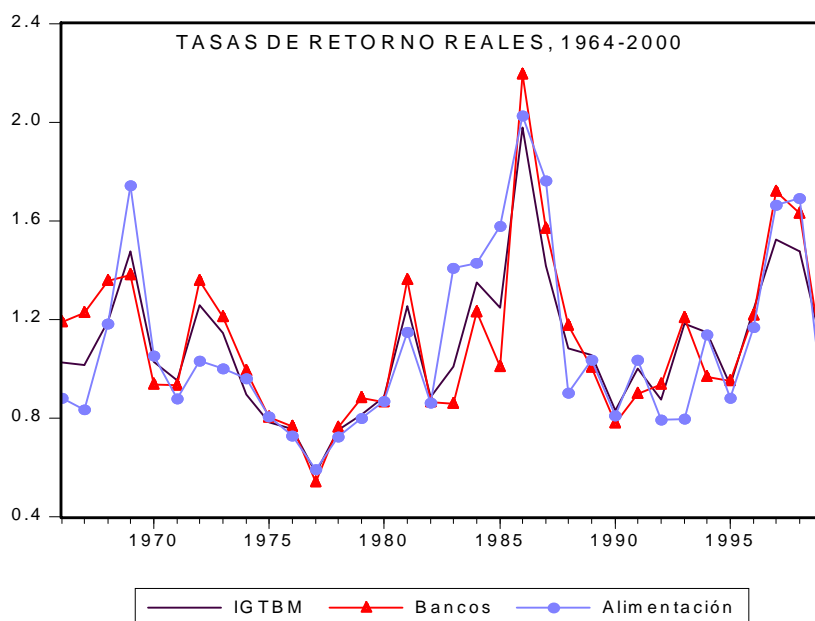


Figura 2: Tasas de retorno brutas reales, 1964-2000: IGTBM, grupo bancos y grupo alimentación.

siendo también el que presenta un mayor nivel de riesgo.

3. La estimación del modelo

3.1. Introducción

El método de estimación empleado en este trabajo es el Método Generalizado de los Momentos (GMM) propuesto por Hansen (1982). Con el objetivo de analizar si el tipo de datos de consumo empleado afecta a los resultados del modelo, hemos procedido como sigue:

1. En primer lugar, hemos procedido al empleo de datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios (CNDYS), siguiendo lo que sería la práctica habitual.

- En segundo lugar, hemos considerado diversos modos de incluir en el consumo los flujos de servicios que el consumo duradero genera. Así, siguiendo la línea de Ogaki y Reinhart (1998a, 1998b), consideramos la siguiente expresión para dichos servicios:

$$S_t = D_t + \delta D_{t-1} + \delta^2 D_{t-2} + \dots + \delta^{10} D_{t-10} \quad (2)$$

donde tomamos $\delta = 0,76$, es decir, consideramos una tasa de depreciación del 24 por ciento anual para los bienes de consumo duradero¹². Así pues, consideramos que los bienes duraderos tienen una duración media de 11 años¹³. Para elegir este período de 11 años hemos considerado cuál es la duración media del bien de consumo duradero por excelencia: los vehículos de turismo. Concretamente, hemos recurrido a las tablas de depreciación de los vehículos de turismo, todo terreno y motocicletas ya matriculados, publicadas por el Ministerio de Hacienda¹⁴. El consumo total (CT1) se ha calculado como la suma del consumo de bienes no duraderos y servicios y los servicios que el consumo duradero genera calculados según la expresión (2).

- Por último, hemos procedido a calcular los servicios que el consumo duradero genera de un modo alternativo. Concretamente, hemos considerado que la tasa de depreciación no es constante, sino que varía de un período a otro. En este caso, de nuevo, hemos hecho uso de las tablas publicadas por el Ministerio de Economía y Hacienda sobre la depreciación de los vehículos de turismo. Así, según estas tablas, los valores de δ serían los siguientes:

k	δ_{t-k}
1	0.84
2	0.67
3	0.56
4	0.47
5	0.39
6	0.34
7	0.28
8	0.24
9	0.19
10	0.17

La medida de consumo CT2 se obtiene sumando los flujos de servicios del consumo duradero así obtenidos al consumo de bienes no duraderos y servicios.

¹²En este sentido, también hemos seguido a Ogaki y Reinhart (1998a, 1998b) al no tener conocimiento de estimaciones al respecto para el caso español.

¹³Obsérvese que lo que estamos haciendo es medir el flujo de servicios que el consumo duradero genera. Ahora bien, esto no significa que estemos suponiendo durabilidad en el consumo, que es algo diferente. Concretamente, suponer durabilidad en el consumo significa suponer que el consumo de un período genera utilidad en los períodos posteriores a éste y, por tanto, que el consumo presente afecta positivamente a la utilidad de períodos futuros.

¹⁴Concretamente, nos referimos a la Orden del Ministerio de Economía y Hacienda de 15 de diciembre de 1998, anexo IV. En estas tablas hemos tomado como referencia el número de años a partir del cual el valor del vehículo en cuestión está por debajo del 15 por ciento de su valor inicial.

3.2. Función de utilidad de Hansen y Singleton (1982, 1983)

Quizá la especificación de la función de utilidad más utilizada en el contraste del modelo CCAPM sea la empleada por Hansen y Singleton (1982, 1983). Como ya hemos mencionado, la función de utilidad es separable intertemporalmente y la función de utilidad corriente presenta un coeficiente de aversión relativa al riesgo constante:

$$U_t(c_t, \tilde{c}_{t+1}, \dots) = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t E_t(u(c_t)), \quad 0 < \beta < 1 \quad (3)$$

donde

$$u(c_t) = \begin{cases} \frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma}, & 0 \leq \gamma < \infty, \gamma \neq 1 \\ \ln(c_t), & \gamma = 1 \end{cases} \quad (4)$$

β es el factor de descuento subjetivo y γ es el parámetro de aversión relativa al riesgo.

El proceso de optimización del agente representativo nos lleva a la siguiente expresión para la Ecuación de Euler en este modelo:

$$1 = E_t \left[\beta \left(\frac{\tilde{c}_{t+1}}{c_t} \right)^{-\gamma} \tilde{R}_{t+1}^i \right], \quad \forall i \quad (5)$$

El contraste del modelo CCAPM bajo esta especificación de la función de utilidad ha llevado, salvo contadas excepciones, al rechazo del mismo. Así, Hansen y Singleton (1982) contrastan el modelo con datos de la economía norteamericana para el período 1959-1978. Los parámetros estimados son los siguientes: $\gamma \in [1,68, 1,95]$, $\beta \in [0,99, 1)$. A pesar de que los valores obtenidos son plausibles, el test de sobreidentificación del modelo lleva al rechazo del mismo.

Los resultados del modelo CCAPM no son mucho mejores en el trabajo de Mehra y Prescott (1985) en el que se inicia la literatura sobre el *enigma de la prima de riesgo*. Muchos otros trabajos han contrastado el modelo bajo consideración para la economía norteamericana introduciendo modificaciones que permitan mejorar los resultados de Mehra y Prescott¹⁵.

Pero el modelo intertemporalmente separable también ha sido aplicado a economías distintas a la norteamericana con el objetivo de demostrar que el enigma de la prima de riesgo no es un fenómeno propio de la economía estadounidense. Los trabajos de Sauer y Murphy (1992) y Meyer (1999) contrastan el modelo con datos de Alemania; Hamori (1992) y Bakshi y Naka (1997) analizan el caso de Japón; Lund y Engsted (1996) contrastan el modelo para el caso de cuatro países europeos: Alemania, Dinamarca, Suecia y Reino Unido¹⁶.

¹⁵ Tal es el caso, entre otros, de Rietz (1988), Cecchetti y Mark (1990), Kocherlakota (1990b, 1996), Cochrane y Hansen (1992), Jorion y Giovannini (1993), Cecchetti, Lam y Mark (1993, 1994), Heaton (1995), y Lettau y Uhlig (2000).

¹⁶ Todos los trabajos anteriores consideran que los mercados son perfectos y sin fricciones. En un intento de explicar el enigma de la prima de riesgo, Mankiw y Zeldes (1991) utilizan el modelo CCAPM con función de utilidad aditivamente separable y coeficiente de aversión relativa al riesgo constante, suponiendo que el mercado está segmentado para el caso de Estados Unidos. Attanasio, Banks y Tanner (1998) realizan un estudio en la misma línea para el caso del Reino Unido.

La función de utilidad intertemporalmente separable ha sido también utilizada en el contraste del modelo CCAPM para la economía española. Rubio (1995) y Rodríguez López (1997) contrastan el modelo para el caso español utilizando metodologías diferentes¹⁷. En el primero de los casos, los valores obtenidos de γ son superiores a 60, valores excesivamente elevados para ser considerados razonables. Los resultados obtenidos por Rodríguez López sitúan el valor estimado de γ entre 0 y 13, si bien las estimaciones son muy sensibles a los instrumentos utilizados y el modelo es rechazado en diversas ocasiones. Otros trabajos que aplican la función de utilidad bajo consideración a la economía española son Ayuso, Rubio y Tusell (1987, 1988)¹⁸, Alonso y Ayuso (1996), Ayuso (1996) y Ayuso y López-Salido (1997).

3.2.1. Activos e instrumentos empleados

A título individual, hemos considerado las tasas de retorno brutas reales obtenidas a partir de la tasa bruta de inflación calculada a partir de los datos del IPC elaborado por el INE y de los siguientes índices bursátiles:

1. Índice General total de la Bolsa de Madrid.
2. Índice total del grupo alimentación.
3. Índice total del grupo construcción.

Además, hemos procedido a la consideración conjunta de las tasas de retorno de los antiguos 8 índices sectoriales¹⁹ en lo que podríamos denominar *estimación agregada*.

Respecto a los instrumentos, desde el punto de vista teórico sólo se exige que se trate de variables conocidas por los agentes en el momento en el que toman sus decisiones de consumo e inversión. Hemos elaborado 2 grupos de instrumentos:

1. I1: una constante y dos retardos de la tasa de retorno real obtenida a partir del Índice General Total de la Bolsa de Madrid.
2. I2: una constante, dos retardos de la tasa de retorno real obtenida a partir del Índice General Total de la Bolsa de Madrid y un retardo de la tasa bruta de inflación.

3.2.2. Resultados de la estimación

Las Tablas 4 y 5 recogen los resultados de la estimación en este caso empleando los conjuntos de instrumentos I1 e I2, respectivamente²⁰.

¹⁷ Calibración en el caso de Rubio (1995) y estimación por GMM en el caso de Rodríguez López (1997).

¹⁸ En este caso, la idea es estimar el coeficiente de aversión relativa al riesgo para España durante el período 1962-84 aplicando la transformación propuesta por Rubinstein (1976), que permite eludir la utilización de datos de consumo, a la función de utilidad isoelástica. Esta misma idea es aplicada por Campbell (1993) y, al caso español, por Nieto (2001, 2002).

¹⁹ Nos referimos a los índices de los siguientes sectores: alimentación, bancos, comunicaciones, construcción, eléctricas, químico-textil, siderometalúrgicas y varios.

²⁰ Para el grupo de instrumentos I1, el número de grados de libertad para el cálculo del valor-p en el test de Hansen es de 1 para la estimación individual y de 22 para la agregada; en el caso del grupo de instrumentos I2 tenemos 2 grados de libertad en la estimación individual y 30 en la agregada.

\tilde{R}_{t+1}^i (I1)	Cons.	β	Valor-p	γ	Valor-p	T.Hansen	Valor-p
IGTBM							
	CNDYS	1.0090	0.0000	3.8573	0.4450	4.2629	0.0389
	CT1*	1.1677	0.0000	8.2500	0.0501	3.1891	0.0741
	CT2*	1.2732	0.0000	9.5633	0.0343	3.0307	0.0817
Alimentación							
	CNDYS*	1.2327	0.0000	10.1902	0.0492	2.8894	0.0891
	CT1*	1.3029	0.0000	10.5787	0.0285	2.5162	0.1126
	CT2*	1.3118	0.0000	8.2321	0.0803	2.5930	0.1073
Construcción							
	CNDYS	1.1769	0.0000	6.8660	0.3245	2.9297	0.0869
	CT1	1.1134	0.0023	2.2092	0.7681	2.8649	0.0905
	CT2	1.3858	0.0011	8.8792	0.2760	2.7105	0.0996
Est. agregada							
	CNDYS*	1.2411	0.0000	10.1093	0.0025	16.1033	0.8107
	CT1*	1.5242	0.0000	13.7945	0.0000	0.5833	0.9993
	CT2	1.4932	0.0000	7.9575	0.0105	5.7952	0.9997

Cuadro 4: Función de utilidad intertemporalmente separable. Grupo de instrumentos I1.

Veamos los principales resultados obtenidos:

1. El factor de descuento subjetivo estimado es significativamente distinto de cero en todos los casos considerados. El valor estimado del factor de descuento subjetivo, β , es mayor que uno en todos los casos estimados. Aunque este resultado pudiera parecer en principio contrario a la teoría económica, Kocherlakota (1990a) demostró que este resultado es perfectamente posible en economías en crecimiento y que, de hecho, la consideración de valores de β superiores a la unidad podría ayudar en parte a resolver el enigma de la prima de riesgo²¹.
2. Respecto a γ , vemos que en algunos casos resulta no significativo. Además, los valores estimados del parámetro de aversión al riesgo se muestran sensibles a los instrumentos empleados y son en buena parte de los casos muy elevados como para ser considerados plausibles
3. El contraste de las restricciones de sobreidentificación del modelo sólo permite rechazarlo cuando consideramos la tasa de retorno del índice general total de la Bolsa de Madrid con el CNDYS y el grupo de instrumentos I1.

²¹ Empleando la misma función de utilidad que estamos considerando, Kocherlakota demuestra que es posible encontrar una senda de tipos de interés de equilibrio si se satisface la siguiente condición:

$$\beta(1 + \lambda)^{1-\gamma} < 1, \text{ donde } \lambda \text{ es la tasa de crecimiento de la economía.}$$

Aplicando lo anterior en nuestro caso, comprobamos que sólo en dos casos (estimación agregada con el grupo de instrumentos I1 y la medida de consumo CT2 y grupo alimentación con instrumentos I2 y medida de consumo CT1) la anterior condición no se satisface, por lo que rechazamos ambas estimaciones. Por otro lado, es importante señalar que durante varios años a lo largo del período considerado, los tipos de interés reales fueron negativos.

\tilde{R}_{t+1}^i (I2)	Cons.	β	Valor-p	γ	Valor-p	T.Hansen	Valor-p
IGTBM							
	CNDYS	1.0092	0.0000	3.8736	0.4402	4.2637	0.1186
	CT1*	1.2465	0.0000	12.4037	0.0044	2.9281	0.2312
	CT2	1.1072	0.0000	4.1793	0.3528	3.5497	0.1695
Alimentación							
	CNDYS*	1.1947	0.0000	8.5835	0.0874	2.9464	0.2291
	CT1	1.2514	0.0000	6.9581	0.0418	2.6622	0.2641
	CT2*	1.3026	0.0000	7.0801	0.0970	2.6116	0.2709
Construcción							
	CNDYS*	1.2348	0.0000	9.8853	0.0517	3.2016	0.2017
	CT1*	1.3018	0.0000	7.7859	0.0672	2.8521	0.2402
	CT2	1.3390	0.0000	7.6145	0.1265	2.6663	0.2636
Est. agregada							
	CNDYS*	1.3008	0.0000	11.7521	0.0000	30.9535	0.4176
	CT1*	1.3880	0.0000	11.6224	0.0000	7.2680	0.9999
	CT2*	1.4548	0.0000	12.4394	0.0000	7.2845	0.9999

Cuadro 5: Función de utilidad intertemporalmente separable. Grupo de instrumentos I2.

- Hemos marcado en las tablas con el símbolo (*) las estimaciones que no podemos rechazar ni porque alguno de los valores estimados no sea significativo²² ni porque los valores estimados no cumplan la condición de Kocherlakota (1990a) anteriormente citada. Los valores estimados del parámetro de aversión relativa al riesgo se sitúan, en la mayor parte de los casos, por encima de 10; aunque los valores obtenidos pueden ser excesivamente elevados como para ser considerados plausibles²³, son mucho menores que los obtenidos en otros estudios semejantes.
- Los datos de consumo empleado afectan a los valores estimados de los parámetros de modo dispar; con el grupo de instrumentos I2, parece que el valor estimado de γ se reduce cuando se consideran los datos del consumo duradero, si bien esta tendencia no está tan clara con el grupo de instrumentos I1.
- A pesar de lo anterior, la función de utilidad empleada resulta poco satisfactoria, puesto que el *enigma del tipo de interés* aparece claramente en las estimaciones. Con pocas excepciones, las estimaciones obtenidas exigirían tipos de interés reales por encima del 5 por ciento para el período considerado, lo que se opone de lleno a los datos del tipo de interés real medio del período considerado, que podríamos situar en torno al 2 por ciento

²² Hemos considerado un nivel de significación del 10 por ciento.

²³ Existen diversos estudios microeconómicos que estiman el valor del coeficiente de aversión al riesgo para diversas economías. En éstos, se considera que el valor de γ no debería exceder de 10 en ningún caso. Para la economía española, las estimaciones de López Salido (1995) sitúan dicho parámetro en el intervalo [0,99, 1,41], muy por debajo de los resultados obtenidos para otros países. Un repaso de la literatura al respecto puede verse en Márquez de la Cruz (2002).

anual²⁴.

3.3. Función de utilidad con formación externa de hábitos en el consumo

Pasamos ahora a analizar los resultados que se obtienen considerando la función de utilidad de Abel (1990) que incorpora la formación externa de hábitos en el consumo; concretamente, la utilidad del agente depende de la relación existente entre su consumo y el consumo agregado de la economía²⁵. La Ecuación de Euler objeto de contraste en este caso es la siguiente:

$$1 = E_t \left[\beta \left(\frac{\tilde{C}_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \left(\frac{C_t}{C_{t-1}} \right)^{-(1-\gamma)} \tilde{R}_{t+1}^i \right], \forall i$$

Abel (1990) utiliza los mismos datos que Mehra y Prescott (1985) y la ya comentada función con creación externa de hábitos. A diferencia de Mehra y Prescott, supone que la tasa de crecimiento del consumo se distribuye de forma idéntica e independiente a lo largo del tiempo. Los resultados del ejercicio de calibración del modelo son mejores que en el caso de Mehra y Prescott, en el sentido de que se consigue reproducir los datos reales con valores de γ que se pueden considerar admisibles²⁶.

3.3.1. Resultados de la estimación

La Tabla 6 recoge los resultados de la estimación con el grupo de instrumentos I1, en tanto que la Tabla 7 hace lo propio para el grupo de instrumentos I2.

Los principales resultados pueden resumirse como sigue:

1. Las estimaciones del parámetro de aversión relativa al riesgo son no significativas en buena parte de los casos; además. Hemos empleado el símbolo (*) para indicar aquellos casos en que ambos parámetros son significativamente distintos del cero.

²⁴ Este tipo de interés medio nominal del período se ha calculado considerando el rendimiento interno en Bolsa de las obligaciones eléctricas, calculado como la media simple de los datos mensuales, para el período 1964-1986 y el tipo de interés medio de las emisiones de Letras del Tesoro para el período 1987-2000. Para calcular el tipo de interés real, hemos empleado la tasa de inflación calculada a partir del IPC publicado por el INE.

²⁵ Abel (1990) emplea una función de utilidad que recoge tanto la formación externa como la formación interna de hábitos en el consumo. Aquí nos centramos en el caso que Abel describe mediante la expresión “*catching-up with the Joneses*”, es decir, consideramos el caso en que la utilidad del agente depende del consumo de otros agentes, esto es, la formación de hábitos es de carácter externo.

²⁶ Por su parte, Campbell y Cochrane (1999, 2000) utilizan una función de utilidad con formación de hábitos dependiente de la ratio $S_t = \frac{C_t - X_t}{S_t}$. Aunque no resuelven el enigma de la prima de riesgo, consideran que el problema puede encontrarse en los datos o en la función de utilidad, pero no en el modelo en sí.

La existencia de hábitos ha sido también analizada en Cecchetti, Lam y Mark (1994) y Bakshi y Naka (1997), entre otros. En general, los resultados obtenidos mejoran el enigma de la prima de riesgo en comparación con la función de utilidad intertemporalmente separable, si bien no lo resuelven.

\tilde{R}_{t+1}^i (I1)	Cons.	β	Valor-p	γ	Valor-p	T.Hansen	Valor-p
IGTBM							
	CNDYS	1.1410	0.0000	5.3005	0.1106	3.7517	0.0527
	CT1	1.1788	0.0000	3.5582	0.1207	3.3426	0.0675
	CT2	1.1132	0.0000	1.9218	0.5815	3.6558	0.0558
Alimentación							
	CNDYS*	1.3368	0.0000	8.5893	0.0099	2.8397	0.0919
	CT1*	1.2988	0.0000	4.0499	0.0563	2.6604	0.1028
	CT2	1.4079	0.0002	4.7828	0.1287	2.5512	0.1102
Construcción							
	CNDYS*	1.3506	0.0000	6.6815	0.0951	3.3761	0.0661
	CT1	1.1569	0.0094	1.5251	0.7386	2.8449	0.0916
	CT2	1.3580	0.0137	3.6287	0.4918	2.6271	0.1050
Est. agregada							
	CNDYS*	1.4456	0.0000	8.3936	0.0000	7.0000	0.99889
	CT1*	1.3197	0.0000	2.7948	0.0020	8.8185	0.9942
	CT2	-	-	-	-	-	-

Cuadro 6: Función de utilidad con formación externa de hábitos. Grupo de instrumentos I1.

\tilde{R}_{t+1}^i (I2)	Cons.	β	Valor-p	γ	Valor-p	T.Hansen	Valor-p
IGTBM							
	CNDYS*	1.1991	0.0000	6.1812	0.0439	3.8193	0.1481
	CT1	1.1471	0.0000	2.6588	0.2420	3.5423	0.1701
	CT2	1.1285	0.0000	2.1216	0.4176	3.6402	0.1620
Alimentación							
	CNDYS*	1.2786	0.0000	5.6007	0.0292	2.9478	0.2290
	CT1*	1.2613	0.0000	3.1558	0.0900	2.6392	0.2672
	CT2	1.1858	0.1123	2.8220	0.6851	0.9246	0.6298
Construcción							
	CNDYS*	1.3308	0.0000	6.1611	0.0586	3.3066	0.1914
	CT1	1.2345	0.0000	2.6023	0.2313	2.9687	0.2266
	CT2	1.3691	0.0002	3.7561	0.1826	2.6014	0.2723
Est. agregada							
	CNDYS*	1.4329	0.0000	8.3868	0.0000	7.2424	0.9998
	CT1*	1.4572	0.0000	6.6074	0.0000	5.8780	0.9999
	CT2*	1.5500	0.0000	7.1913	0.0000	9.9507	0.9980

Cuadro 7: Función de utilidad con formación externa de hábitos. Grupo de instrumentos I2.

2. El contraste de las restricciones de sobreidentificación del modelo no permite rechazarlo en ninguno de los casos considerados²⁷.
3. Una vez más, el valor estimado de β es mayor que la unidad en todos los casos estimados. Sin embargo, de nuevo podemos señalar que esto no ha de ser contrario a la teoría económica y, además, es preciso señalar cómo durante parte del período analizado el tipo de interés real tomó valores negativos, por lo que no creemos sorprendentes estos resultados.
4. Los valores estimados de γ son considerablemente menores que en el caso de la función de utilidad aditivamente separable analizada en el epígrafe anterior, y pueden considerarse como razonables.
5. Por otro lado, el enigma del tipo de interés no surge en este caso, puesto que los parámetros estimados resultarían en valores del tipo de interés real negativo o inferiores al 3 por ciento anual²⁸.
6. Una conclusión interesante tiene que ver con la medida del consumo empleada. Podemos observar cómo la inclusión del gasto en consumo de bienes duraderos se traduce en una reducción considerable. Por ejemplo, podemos ver cómo en el caso del grupo de instrumentos I2, el valor estimado de γ pasa de un valor de 8.3868 cuando consideramos CNDYS a 6.6074 con CT1 y 7.1913 con CT2. La misma tendencia se puede observar en todos los demás casos considerados.

4. Conclusiones

En este trabajo hemos pretendido estimar el modelo CCAPM haciendo uso de lo que consideramos una medida más adecuada del consumo. Concretamente, hemos incluido en el gasto de consumo, no sólo el consumo de bienes no duraderos y servicios, como ha venido siendo la práctica habitual, sino también el consumo de bienes duraderos. Para ser más exactos, hemos calculado el consumo total del agente como la suma del gasto en consumo de bienes no duraderos y servicios y de los servicios que el consumo duradero genera. Para calcular estos servicios, hemos considerado dos posibles medidas definidas en función de una tasa de depreciación constante o variable.

Una vez más, hemos constatado que la función de utilidad intertemporalmente separable empleada por Hansen y Singleton (1982, 1983) es incapaz de explicar el comportamiento del mercado de valores español. Por un lado, las estimaciones obtenidas del parámetro de aversión relativa al riesgo son muy elevadas para ser consideradas plausibles, si bien es cierto que son menores que en trabajos anteriores, y, por otro, vemos cómo los resultados obtenidos generarían valores esperados del tipo de interés real totalmente contrarios a la evidencia empírica, es decir, darían lugar al *enigma del tipo de interés*.

²⁷ En este caso, en la estimación agregada con el grupo de instrumentos I2, hemos eliminado la tasa de retorno del grupo varios, puesto que al incluirla no se lograba la convergencia deseada en la estimación. Así pues, en este caso, el número de grados de libertad es 26. En todos los demás casos, tenemos el mismo número de grados de libertad que con la función de utilidad anterior.

²⁸ Hemos de señalar que estos cálculos se realizan bajo el supuesto de que el crecimiento del consumo y la tasa de retorno de los activos financieros se distribuyen de modo conjunto como una variable lognormal. Véase Campbell *et. al.* (1997), cap. 8, para un análisis más detallado.

Sin embargo, los resultados son bastante mejores cuando se considera la función de utilidad con formación externa de hábitos de Abel (1990). En este caso, los valores estimados de γ pueden considerarse plausibles y no nos encontramos con los problemas anteriormente mencionados con la función de utilidad separable. Pero, además, empleando esta función de utilidad hemos visto cómo la medida de consumo empleada afecta significativamente a los valores estimados del parámetro de aversión relativa al riesgo. Para ser más concretos, podemos señalar que los valores estimados de γ se reducen cuando se incluye de uno u otro modo el consumo duradero en el análisis. Esto nos lleva a concluir que es necesario considerar el consumo duradero a la hora de estimar el modelo CCAPM, puesto que haciéndolo y considerando especificaciones razonables de la función de utilidad de los agentes, podemos resolver algunas de las anomalías empíricas detectadas.

A. Elaboración de las series de consumo

Como hemos mencionado en el texto, la elaboración de las series consumo de bienes no duraderos y servicios y de consumo de bienes duraderos para el período 1964-2000 requiere enlazar diferentes series. A la hora de realizar dicho enlace encontramos dos tipos de problemas: uno relativo a la clasificación de los bienes de consumo y otro relativo al vector de precios:

1. La serie 1995-2000 del INE introduce la clasificación COICOP que diferencia 12 grupos de bienes, mientras que los datos de Uriel *et. al.* (2000) incluyen sólo 9 categorías de bienes. Las principales diferencias entre ambas series son las siguientes:
 - a) En la clasificación utilizada por Uriel *et. al.* (2000) se agrupan en un único concepto el gasto en **alimentos, bebidas y tabacos**, mientras que en la clasificación COICOP diferencia 2 grupos. En cualquier caso, los gastos en alimentos, bebidas y tabaco forman parte del consumo de bienes no duraderos por lo que para homogeneizar las dos series hemos procedido a sumar los grupos correspondientes de la serie 1995-2000 con base 1995.
 - b) Desde 1995 se diferencia entre el gasto en **transporte** y el gasto en **comunicaciones** como dos grupos diferentes; tal distinción es de gran importancia, ya que si bien el gasto en comunicaciones forma parte del consumo de bienes no duraderos y servicios, una importante parte del gasto en transporte, concretamente la **compra de vehículos**, se conceptúa como consumo duradero. En este caso, el grado de desglose de las distintas series utilizadas ha permitido la separación de ambos conceptos sin dificultad.
 - c) Desde 1995 el gasto en **hoteles, cafés y restaurantes** aparece como un grupo independiente, mientras que en el resto de las series consideradas este concepto es un subgrupo del grupo **otros bienes y servicios**. No obstante, el desglose de las series permite obtener sin ningún problema este concepto.
2. El segundo grupo de problemas en el enlace se refiere a la necesidad de unificar el vector de precios utilizado. En nuestro caso, hemos tomado 1986 como año base²⁹.

Una vez que hemos homogeneizado la serie 1964-2000 de gastos de consumo por tipo con base 1986, hemos procedido a diferenciar entre gastos de consumo en bienes no duraderos y servicios y gastos de consumo en bienes duraderos. A estos efectos, consideramos *bienes de consumo no duradero y servicios* los siguientes conceptos:

1. Productos alimenticios, bebidas y tabaco.
2. Vestido y calzado.
3. Alquileres, calefacción y alumbrado.

²⁹Para poder llevar a cabo este enlace de las series hemos utilizado la información sobre el IPC desglosado por tipo de bienes con base 1986 publicado por Uriel *et. al.* (2000).

4. Bienes y servicios de entretenimiento del hogar.
5. Servicios médicos y conservación de la salud³⁰.
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 servicios³¹.

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

1. Muebles, accesorios y enseres domésticos.
2. Compra de vehículos.
3. Artículos de esparcimiento, deporte y cultura.
4. Libros, periódicos y revistas.
5. Enseñanza³².

³⁰No está claro que el gasto en servicios médicos y conservación de la salud pueda considerarse como no duradero, puesto que genera utilidad más allá del período en el que los agentes realizan el gasto. No obstante, la evidente dificultad para determinar qué parte del gasto en salud se considera como duradero y qué parte como no duradero nos ha hecho inclinarnos por su inclusión dentro del gasto en bienes de consumo no duradero y servicios. En este sentido, hemos seguido la línea de Estrada y Sebastián (1993).

³¹Los **efectos personales no declarados anteriormente** (grupo 12.3 de la clasificación COICOP) podrían considerarse como bienes de consumo duradero, al referirse a objetos tales como joyas, relojes, etc. Si bien somos conscientes de este hecho, no ha sido posible separar claramente este concepto en las distintas series utilizadas por lo que hemos optado por incluir como consumo no duradero el grupo **otros bienes y servicios**.

³²La discusión sobre si el gasto en educación es o no un bien de consumo duradero no es una cuestión cerrada. Si bien consideramos que dicho gasto habría de interpretarse más como un bien de inversión en capital humano que como un bien de consumo no duradero, hemos considerado oportuno incluirlo como bien de consumo duradero, puesto que genera utilidad más allá del período en el que se realiza el gasto. Véase en Estrada y Sebastián (1993), *op. cit.*, diversas deficiones de bien de consumo duradero, así como una defensa de la inclusión del gasto en educación como bien de consumo duradero.

Referencias

- [1] Abel, A.B. (1990), "Asset Prices under Habit Formation and Catching Up with the Joneses", *American Economic Review* 80, n° 2, págs. 38-42.
- [2] Alonso, Francisco y J. Ayuso (1996), "Una estimación de las primas de riesgo por inflación en el caso español", *Documentos de Trabajo del Banco de España*, n° 9630.
- [3] Attanasio, Orazio J., J. Banks y S. Tanner (1998), "Asset Holding and Consumption Volatility", *NBER Working Papers*, n° 6567.
- [4] Ayuso, Aurora, G. Rubio y F. Tusell (1987), "Asset Pricing and Risk Aversion in the Spanish Stock Market", *Southern European Discussion Series*, n° 53.
- [5] Ayuso, Aurora, G. Rubio y F. Tusell (1988), "Estimación del coeficiente de aversión relativa al riesgo: propiedades asintóticas de un estimador generalizado de los momentos", *Revista Española de Economía* 5, n°1/2, págs. 105-18.
- [6] Ayuso, Juan y D. López-Salido (1997), "Are Ex-Post Real Interest Rates a Good Proxy for Ex-Ante Real Rates. An International Comparison within a CCAPM Framework". *Documentos de Trabajo del Banco de España*, n° 9710.
- [7] Baskshi, Gurdip y A. Naka (1997), "An Empirical Investigation of Asset Pricing Models Using Japanese Stock Market Data", *Journal of International Money and Finance* 16, n° 1, págs. 81-112.
- [8] Bolsa de Madrid, Servicio de Estudios (1992), *Índices de cotización de acciones de la Bolsa de Madrid, 1941-1991*. (Madrid: Bolsa de Madrid).
- [9] Bolsa de Madrid (varios años), *Informe Anual de la Bolsa de Madrid*.
- [10] Campbell, John Y. (1993), "Intertemporal Asset Pricing without Consumption Data", *American Economic Review* 83, n° 3, pp. 487-512.
- [11] Campbell, John Y. y J. Cochrane (1999), "By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market", *Journal of Political Economy* 107, págs. 205-51. (Publicado en 1995 en la serie *NBER Working Papers*, n° 4995.)
- [12] Campbell, John Y. y J.H. Cochrane (2000), "Explaining the Poor Performance of the Consumption-Based Asset Pricing Models", *Journal of Finance* 55, n° 6, págs. 2863-78.
- [13] Campbell, John Y., A.W. Lo, y C.A. Mackinlay (1997), *The Econometrics of Financial Markets*. (Princeton University Press).
- [14] Cecchetti, Stephen G., P. Lam y N.C. Mark (1993), "The Equity Premium and the Risk-Free Rate. Matching the Moments", *Journal of Monetary Economics* 31, n° 1, págs. 21-45.

- [15] Cecchetti, Stephen G., P. Lam y N.C. Mark (1994), "Testing Volatility Restrictions on Intertemporal Marginal Rates of Substitution Implied by Euler Equations and Asset Returns", *Journal of Finance* 49, n° 1, págs. 123-52.
- [16] Cecchetti, Stephen G. y N.C. Mark (1990), "Evaluating Empirical Tests of Asset Pricing Models: Alternative Models", *American Economic Review, Papers and Proceedings* 80, n° 2, págs. 48-51.
- [17] Cochrane, John H. y L.P. Hansen (1992), "Asset Pricing Explorations for Macroeconomics", *NBER Working Papers*, n° 4088.
- [18] Corrales, A. y D. Taguas (1989), "Series Macroeconómicas 1954-1988: un intento de homogeneización", *Documentos de Trabajo de la Dirección General de Planificación, Ministerio de Economía y Hacienda*, SGPE-D-89001.9.
- [19] Deaton, A. (1992), *Understanding Consumption*. (Oxford: Oxford University Press).
- [20] Dunn, K.B. y K.J. Singleton (1986), "Modelling the Term Structure of Interest Rates under Non-Separable Utility and Durability of Goods", *Journal of Financial Economics* 17, págs. 27-55.
- [21] Eichenbaum, Martin y L.P. Hansen (1990), "Estimating Models with Intertemporal Substitution Using Aggregate Time Series Data", *Journal of Business and Economic Statistics* 8, n° 1, págs. 53-69.
- [22] Epstein, Larry G. y S.E. Zin (1991), "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis", *Journal of Political Economy* 99, n° 2, págs. 263-86.
- [23] Estrada, Ángel y M. Sebastián (1993), "Una serie de gasto en bienes de consumo duradero", *Documentos de Trabajo del Banco de España*, n° 9305.
- [24] Ferson, Wayne E. y G.M. Constantinides (1991), "Habit Persistence and Durability in Aggregate Consumption: Empirical Tests", *Journal of Financial Economics* 29, págs. 199-240.
- [25] Hamori, Shigeyuki (1992), "Test of C-CAPM for Japan: 1980-1988", *Economics Letters* 38, págs. 67-72.
- [26] Hansen, Lars P. (1982), "Large Sample Properties of the Generalized Method of Moments", *Econometrica* 50, págs. 1029-54.
- [27] Hansen Lars P. y K.J. Singleton (1982), "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models", *Econometrica* 50, n° 5, págs. 1269-86.
- [28] Hansen, Lars P. y K.J. Singleton (1983), "Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Returns", *Journal of Political Economy* 91, n° 2, págs. 249-65.
- [29] Heaton, John (1995), "An Empirical Investigations of Asset Pricing with Temporally Dependent Preference Specifications", *Econometrica* 63, n° 3, págs. 618-717.

- [30] INE (varios años), *Contabilidad Nacional de España*. (Madrid: Instituto Nacional de Estadística).
- [31] Jorion, Philippe y A. Giovannini (1993), "Time-Series Tests of a Non-Expected-Utility Model of Asset Pricing", *European Economic Review* 37, págs. 1083-1100.
- [32] Kocherlakota, Narayana R. (1990a), "On the 'Discount' Rate in Growth Economies", *Journal of Monetary Economics* 25, págs. 43-47.
- [33] Kocherlakota, Narayana (1990b), "On Tests of Representative Consumer Asset Pricing Models", *Journal of Monetary Economics* 26, n° 2, págs. 285-304.
- [34] Kocherlakota, Narayana (1996), "The Equity Premium: It's Still a Puzzle", *Journal of Economic Literature* 34, marzo, págs. 42-71.
- [35] Klenow, Peter J. (2003), "Measuring Consumption Growth: the Impact of New and Better Products", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, winter, págs. 10-23.
- [36] Lettau, Martin y H. Uhlig (2000), "Can Habit Formation Be Reconciled with Business Cycle Facts?", *Review of Economic Dynamics* 3, págs. 79-99.
- [37] López Salido, David (1995), "Time Non-Separability in Preferences: a Household Data Analysis", *Documentos de Trabajo del Centro de Estudios Monetarios y Financieros*, n° 9513.
- [38] Lucas, Robert (1978), "Asset Prices in an Exchange Economy", *Econometrica* 46, n° 6, págs. 1429-45.
- [39] Lund, Jesper y T. Engsted (1996), "GMM and Present Value Tests of the C-CAPM: Evidence from the Danish, German, Swedish and UK Stock Markets", *Journal of International Money and Finance* 15, n° 4, págs. 497-521.
- [40] Mamaysky, Harry (2001), "Interest Rates and the Durability of Consumption Goods", *Yale ICF Working Paper*, n° 00-53.
- [41] Mankiw, N. Gregory y S.P. Zeldes (1991), "The Consumption of Stockholders and Nonstockholders", *Journal of Financial Economics* 29, págs. 97-112.
- [42] Márquez de la Cruz, Elena (2002), *Consumo, Precios de Activos y Ecuaciones de Euler*. Universidad Complutense de Madrid, tesis inédita.
- [43] Mehra, Rajnish y E.C. Prescott (1985), "The Equity Premium. A Puzzle", *Journal of Monetary Economics* 15, n° 2, págs. 145-61.
- [44] Meyer, Bernd (1999), *Intertemporal Asset Pricing. Evidence from Germany*. (Physica Verlag).
- [45] Nieto, Belén (2001), "Un modelo de valoración intertemporal de activos sin consumo: análisis empírico para el mercado español de valores", *Documentos de trabajo del IVIE*, n° WP-EC 2001-02.

- [46] Nieto, Belén (2002), “La valoración intertemporal de activos: un análisis empírico para el mercado español de valores”, *Investigaciones Económicas* 26, n° 3, págs. 497-524.
- [47] Ogaki, Masao y C.M. Reinhart (1998a), “Measuring Intertemporal Substitution: the Role of Durable Goods”, *Journal of Political Economy* 106, n° 5, págs. 1078-98.
- [48] Ogaki, Masao y C.M. Reinhart (1998b), “Intertemporal Substitution and Durable Goods: Long-Run Data”, *Economic Letters* 61, págs. 85-90.
- [49] Rietz, Thomas A. (1988), “The Equity Risk Premium. A Solution”, *Journal of Monetary Economics* 22, págs. 117-31.
- [50] Rodríguez López, R. (1997), “Modelos Intertemporales de Valoración de Activos: Análisis Empírico para el Caso Español”, *Revista Española de Economía* 14 , n° 2, pp. 189-213.
- [51] Rubio, Eva M. (1995), “Testing the CCAPM on Spanish Data: A New Approach”, *Documentos de Trabajo del Centro de Estudios Monetarios y Financieros*, n° 9603.
- [52] Rubinstein, M. (1976), “The Valuation of Uncertain Income Streams and the Pricing of Options”, *Bell Journal of Economics* 1, págs. 225-44.
- [53] Sauer, Andreas y A. Murphy (1992), “An Empirical Comparison of Alternative Models of Capital Asset Pricing in Germany”, *Journal of Banking and Finance* 16, págs. 183-96.
- [54] Uriel, Ezequiel, M.L. Moltó y V. Cucarella (2000), *Contabilidad Nacional de España. Series enlazadas 1964-1997 (CNEe-86)*. (Madrid: Fundación BBV).