

# **CONSUMO DURADERO Y HÁBITOS EN EL CONSUMO: UNA APLICACIÓN DEL MODELO CCAPM AL 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

## **Resumen**

El modelo de valoración de activos basado en consumo (CCAPM) ha sido objeto de diversos estudios empíricos para distintas economías, dando lugar a la denominada *anomalía 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, concretamente del parámetro de aversión relativa al riesgo. Por otro lado, los elevados valores del parámetro citado necesarios para que el modelo se ajuste a los datos empíricos, llevan a tipos de interés mayores a los empíricamente observados, lo que da lugar a una segunda anomalía empírica, *la anomalía del tipo de interés*. En este trabajo contrastamos el modelo CCAPM considerando la posibilidad de formación de hábitos externos en el consumo e incluyendo en la variable consumo el flujo de servicios que el consumo duradero genera, con el objetivo de analizar los efectos que se generan sobre las anomalías empíricas mencionadas.

*Palabras clave:* CCAPM, consumo duradero; formación externa de hábitos.

*Área temática:* Economía Nacional e Internacional

# 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:

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

donde  $\widetilde{M}_{t+1}$  es el factor de descuento estocástico, que en el modelo CCAPM no es más que la relación marginal de sustitución intertemporal, y  $\widetilde{R}_{t+1}^i$  es la tasa de retorno bruta del activo financiero  $i$  durante el período  $t$ <sup>1</sup>.

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 analizada<sup>2</sup>. Operando en (1), podemos obtener la siguiente expresión para la prima de riesgo

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

donde  $R_{t+1}^f$  es la tasa de retorno bruta 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.

Además de la anomalía de la prima de riesgo, el modelo CCAPM ha dado también lugar a la denominada *anomalía del tipo de interés* puesta de manifiesto por Weil (1989): los elevados valores del parámetro de aversión al riesgo mostrarían que, en economías en las que el consumo crece a lo largo del tiempo, los agentes desearían endeudarse con el objetivo de suavizar consumo; esto debería traducirse en elevados tipos de interés, por lo que sólo la consideración de agentes extremadamente pacientes podría reconciliar la teoría con los reducidos tipos de interés observados<sup>3</sup>.

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 mismo. Destacamos las siguientes:

---

<sup>1</sup>La expresión (1) puede obtenerse también empleando probabilidades neutrales ante el riesgo así como precios de estado. Un análisis detallado de estas relaciones puede verse, entre otros, en Meyer (1999), Cochrane (2001), Marín y Rubio (2001) y Pliska (2002).

<sup>2</sup>Mehra y Prescott (1985) mostraron la incapacidad del modelo para ajustarse a la evidencia empírica con valores razonables del parámetro de aversión relativa al riesgo.

<sup>3</sup>Una revisión de la literatura sobre las anomalías empíricas relacionadas con el modelo CCAPM puede verse, entre otros, en Campbell (2003a, 2003b), Siegel y Thaler (1997), Kocherlakota (1996) y Abel (1991).

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 constante<sup>4</sup>. Los trabajos de Hansen y Singleton (1982, 1983) presentan la función de utilidad mencionada. Dados los malos resultados empíricos obtenidos, una primera línea de investigación se centró en la consideración de funciones de utilidad alternativas con propiedades más deseables<sup>5</sup>. Así, por ejemplo, Abel (1990, 1999), Ferson y Constantinides (1991) y Campbell y Cochrane (1999, 2000), 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 (1989, 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.*<sup>6</sup>.

Diversos trabajos han analizado el modelo CCAPM con diferentes especificaciones de las preferencias para el caso de la economía española. Destacamos, entre otros, Rubio (1995) y Rodríguez López (1997).

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. En primer lugar, las medidas de consumo existentes no recogen todos los bienes que generan utilidad, por lo que podría 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 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 ellos<sup>7</sup>. No obstante, ignorar por completo los servicios de consumo que los bienes duraderos generan puede llevar a estimaciones sesgadas de los parámetros implicados<sup>8</sup>.

Varias son las posibles vías de solución ante estas dificultades:

---

<sup>4</sup>Véase Rubinstein (1976) y Lucas (1978). Esta especificación del modelo se conoce bajo la denominación de *modelo básico*.

<sup>5</sup>Un análisis detallado puede verse, entre otros, en Campbell *et. al.* (1997), cap. 8, y Campbell (2003a, 2003b).

<sup>6</sup>Kocherlakota (1990a) demuestra que, a pesar de que la función de utilidad en Epstein y Zin (1989, 1991) es más general que la propuesta en Hansen y Singleton (1982, 1983), ambas son observacionalmente equivalentes, esto es, que la función de utilidad de Epstein y Zin no tiene mayor poder explicativo que la de Hansen y Singleton.

<sup>7</sup>Véase Deaton (1992), cap. 1, para un análisis más detallado.

<sup>8</sup>Diversos trabajos han estimado el parámetro de separabilidad intraperíodo entre los bienes de consumo no duradero y los bienes de consumo duradero. Destacamos, entre otros, Dunn y Singleton (1986), Eichenbaum y Hansen (1990), Ogaki y Reinhart (1998a, 1998b) 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.

- 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 al modelo teórico. En este caso, el planteamiento es ajustar las series de consumo agregado de que disponemos con el objetivo de aproximarnos, en la medida de lo posible, a lo que el modelo requiere.

En este contexto, nuestro trabajo se plantea un doble objetivo: por un lado, pretendemos emplear una medida del gasto en consumo más completa a la hora de estimar el modelo CCAPM. Concretamente, procederemos al contraste del modelo CCAPM empleando diferentes medidas de consumo con el objetivo de analizar si la consideración del gasto en bienes de consumo duradero afecta a los resultados empíricos del modelo<sup>9</sup>. Por otro lado, consideraremos diferentes especificaciones de las preferencias intertemporales de los agentes, con el objetivo de analizar cuál de ellas es más adecuada para el caso español. En este sentido, hemos optado por centrar nuestro análisis en la función de utilidad con formación externa de hábitos propuesta por Abel (1990), además de volver a estimar el modelo básico (Hansen y Singleton, *op. cit.*) con datos de consumo que consideran el consumo duradero. La elección de esta especificación de las preferencias en lugar de otras de las citadas en los párrafos anteriores no es arbitraria: en primer lugar, la función de Abel (1990) rompe con la separabilidad intertemporal de las preferencias recogida en la función de utilidad de Hansen y Singleton, *op. cit.*, pero al igual que ésta, mantiene el enfoque de la utilidad esperada. Por otro lado, las funciones de utilidad de Ferson y Constantinides (1990) y Epstein y Zin (1991) han sido estudiadas para el caso español en trabajos anteriores<sup>10</sup>, en tanto que éste no es el caso de la función de utilidad con formación externa de hábitos.

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 empleando diversas medidas del consumo del agente representativo y las dos especificaciones de la función de utilidad mencionadas; por último, la sección 4 resume los principales resultados obtenidos.

---

<sup>9</sup>Otros trabajos han analizado el efecto del consumo duradero sobre los resultados del modelo. Destacamos, entre otros, los trabajos de Bernanke (1985), Mankiw (1985), Dunn y Singleton (1986), Browning (1989), Grossman y Laroque (1990), Ogaki y Reinhart (1998a, 1998b) para el caso de Estados Unidos, y Fauvel y Samson (1991) para el caso de Canadá. La conclusión más repetida en todos ellos es que la consideración del gasto en consumo duradero es relevante.

<sup>10</sup>Véase Rodríguez López, *op. cit.*

## 2. Los datos

Describimos a continuación los datos empleados en este trabajo. El Cuadro 1 recoge los principales estadísticos de las variables empleadas.

### 2.1. El consumo

Como ya hemos 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 el gasto por tipo de consumo. Por lo tanto, hemos considerado adecuado analizar de un modo detallado la información disponible, homogeneizando los datos existentes.

Los datos que hemos utilizado en nuestro análisis proceden de Uriel *et. al.* (2000) y del INE (varios años)<sup>11</sup>. Las series utilizadas cubren el período 1964-2001. 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 el año base utilizado. 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 1997. Por otra parte, hemos utilizado la serie con base 1995 publicada por el INE que cubre el período 1995-2001<sup>12</sup>. 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. Una vez enlazadas las series, hemos elaborado una serie de gasto en consumo de bienes no duradero y servicios (CNDYS) y otra de gasto en consumo de bienes duraderos (CD)<sup>13</sup>.

Como puede observarse en el Cuadro 1, 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. Por su parte, la Figura 1 muestra la evolución de las tasas de crecimiento del consumo duradero y no duradero para el período considerado.

### 2.2. Las tasas de retorno

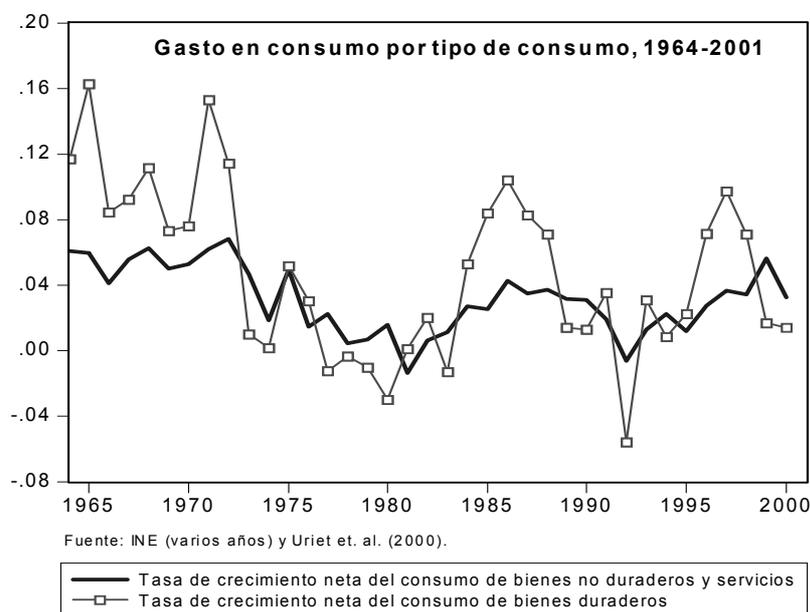
Respecto a la tasa de retorno de los activos financieros, hemos calculado la tasa de retorno nominal a partir de los datos del *Índice General Total* de la

---

<sup>11</sup>La disponibilidad de series de consumo por tipo nos ha llevado a optar por datos anuales, a pesar de que los datos financieros se publican más frecuentemente. Para poder optar por series trimestrales o mensuales, sería necesario recurrir a la trimestralización de las series anuales o al empleo de indicadores de consumo como variables *proxy* del gasto en consumo por tipo de consumo.

<sup>12</sup>Los datos disponibles en el momento de elaboración de este trabajo para el año 2002 son previsiones y presentan un nivel de desagregación insuficiente.

<sup>13</sup>Un análisis detallado puede verse en Márquez de la Cruz (2004).



**Figura 1:** Tasas de crecimiento netas del gasto en consumo por tipo de consumo, 1964-2001.

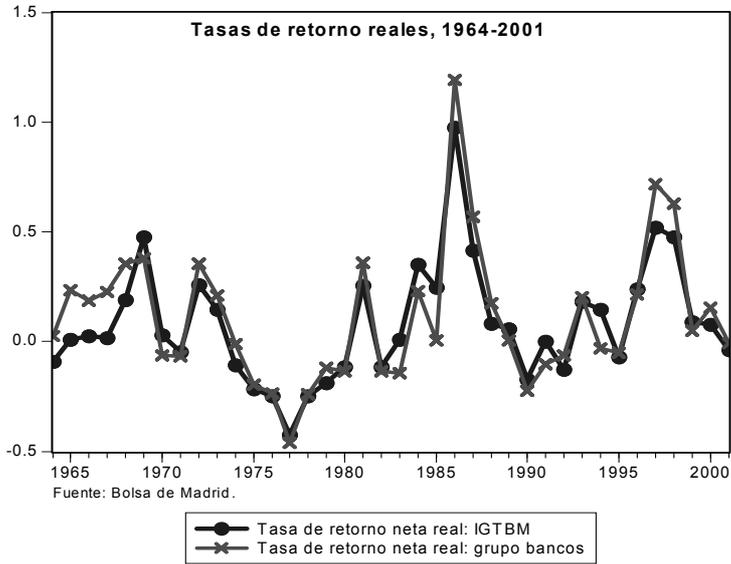
Bolsa de Madrid<sup>14</sup> (IGTBM). Los datos provienen de Bolsa de Madrid (1992) para el período 1964-91 y de los *Informes Anuales de la Bolsa de Madrid* para el período 1992-2001. Para obtener la tasa de retorno bruta real hemos empleado la tasa de inflación calculada a partir del IPC elaborado por el INE.

Las Figuras 2 y 3 recogen la evolución de las tasas de retorno calculadas para el IGTBM y para algunos índices sectoriales<sup>15</sup>.

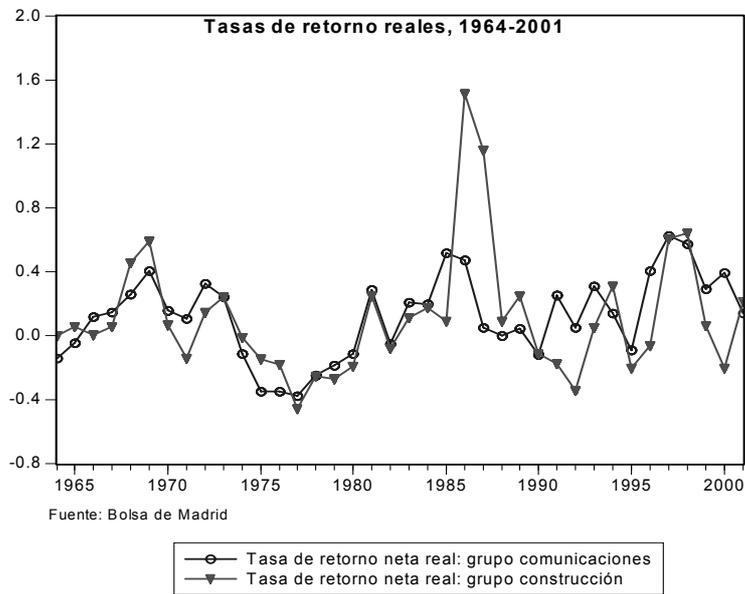
Como podemos observar en el Cuadro 1, la tasa de retorno media obtenida a partir del IGTBM se situó en algo más del 8 por ciento con una desviación típica por encima del 26 por ciento; por su parte, el grupo *bancos* generó una tasa de retorno media muy próxima al 11 por ciento, con una desviación típica superior al 31 por ciento. También en torno al 11 por ciento se situó la rentabilidad media de los grupos *comunicaciones* y *construcción*.

<sup>14</sup>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 mismo. Una descripción detallada puede verse en Bolsa de Madrid (1992).

<sup>15</sup>La selección de estos grupos no responde a ninguna razón concreta, sino que simplemente se pretende ilustrar la evolución del mercado de valores español a través de algunos ejemplos. Cabe señalar que la clasificación por sectores tradicionalmente empleada ha sido modificada a partir del año 2001.



**Figura 2:** Tasas de retorno netas reales, 1964-2001: IGTBM y grupo bancos.



**Figura 3:** Tasas de retorno netas reales, 1964-2001: grupos construcción y comunicaciones.

VARIABLE	Media	Desv. típica
CD	0.0484	0.0521
CNDYS	0.0313	0.0209
IGTBM	0.0803	0.2650
GRUPO BANCOS	0.1099	0.3128
GRUPO CONSTRUCCIÓN	0.1109	0.3904
GRUPO COMUNICACIONES	0.1171	0.2582
TIPO DE INTERÉS REAL	0.0197	0.0530

**Cuadro 1:** Tasas de crecimiento netas del consumo por tipo de consumo y tasas de retorno netas de algunos activos financieros. Principales estadísticos.

### 2.3. El tipo de interés

Explicamos a continuación cómo hemos medido la tasa de retorno del activo sin riesgo para el período considerado<sup>16</sup>: para el período 1964-1986, dado que no existen datos fiables sobre emisiones de deuda pública, el tipo de interés se ha calculado a través del rendimiento interno en Bolsa de las obligaciones eléctricas, calculado como la media simple de los datos mensuales; para el período 1987-2001, hemos tomado el tipo de interés medio de las emisiones de Letras del Tesoro que tuvieron lugar a lo largo del año en cuestión. Para calcular el tipo de interés real, hemos empleado la tasa de inflación calculada a partir del IPC publicado por el INE. La Figura 4 recoge la evolución de esta variable para el período considerado. El tipo de interés medio se situó en torno al 2 por ciento con un desviación típica levemente superior al 5 por ciento, como se observa en el Cuadro 1.

## 3. La estimación del modelo

### 3.1. Introducción

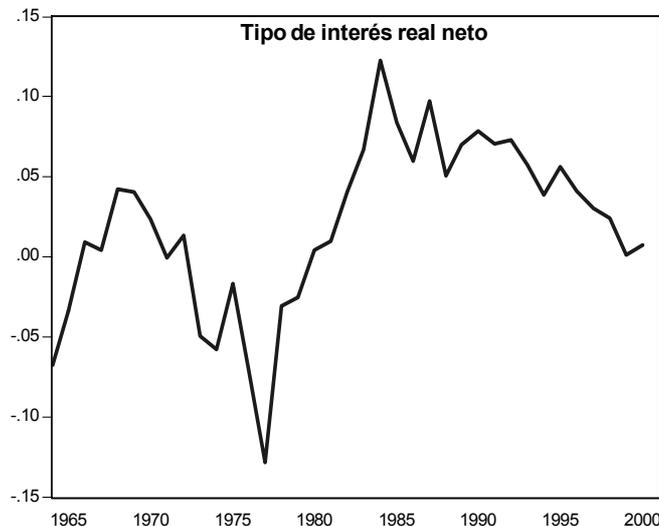
El método de estimación empleado en este trabajo es el Método Generalizado de los Momentos (*Generalized Method of Moments*, GMM) propuesto por Hansen (1982). Con el objetivo de analizar si el tipo de datos de consumo empleado afecta a los resultados del modelo, hemos procedido como sigue:

1. En primer lugar, hemos estimado el modelo con datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios, siguiendo lo que sería la práctica habitual.
2. En segundo lugar, hemos considerado diversos modos de incluir en el consumo los flujos de servicios que el consumo duradero genera. Ogaki y Reinhart (1998a, 1998b), consideran que tales servicios pueden medirse como<sup>17</sup>

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

<sup>16</sup>En este punto, hemos seguido a Esteve y Tamarit (1994).

<sup>17</sup>Obsérvese que lo que estamos haciendo es medir el flujo de servicios que el consumo duradero genera, lo que no significa que estemos suponiendo un fenómeno de durabilidad en el consumo.



**Figura 4:** Tipo de interés real neto, 1964-2001.

donde  $(1 - \delta)$  es la tasa de depreciación de los bienes de consumo duradero. En nuestro caso, a diferencia de Ogaki y Reinhart, *op. cit.*, hemos considerado que los bienes de consumo duradero generan servicios de consumo durante un número finito de períodos. Así, hemos supuesto que los bienes duraderos tienen una duración media de 11 años. Para elegir este período de 11 años hemos tomado como referencia la duración media del bien de consumo duradero por excelencia: los vehículos de turismo. Concretamente, hemos recurrido a las *tablas de depreciación de los vehículos de turismo, todo terreno y motocicletas ya matriculados*, publicadas por el Ministerio de Hacienda<sup>18</sup>. Así pues, en nuestro caso, los servicios de consumo generados por el consumo duradero se miden como:

$$S_t = \sum_{k=0}^{10} \delta_{t-k} D_{t-k}, \quad \delta_t = 1, \quad (3)$$

A partir de la expresión (3), hemos calculado dos diferentes medidas del consumo total:

- a) En primer lugar, y siguiendo de nuevo a Ogaki y Reinhart, *op. cit.*, hemos considerado que la tasa de depreciación anual de los bienes

<sup>18</sup>Concretamente, 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. Para analizar si los resultados son sensibles al período de duración de los bienes de consumo duradero elegido, hemos procedido a estimar las distintas especificaciones consideradas suponiendo que los bienes de consumo duradero generan servicios de consumo durante 7 y 13 años, sin que los parámetros estimados varíen de modo significativo. Todas las estimaciones están disponibles previa petición a la autora.

de consumo duradero es del 24 por ciento<sup>19</sup>, esto es,  $\delta = 0.76$ . Así, CT1 no es más que la suma de CNDYS y los servicios del consumo duradero calculados con un valor de  $\delta$  constante.

- b) En segundo lugar, 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. La medida de consumo CT2 se obtiene sumando los flujos de servicios del consumo duradero obtenidos con una tasa de depreciación variable al consumo de bienes no duraderos y servicios.

### 3.2. Activos e instrumentos empleados

Hemos considerado dos tasas de retorno, una representativa de activos con riesgo y otra de activos sin riesgo. Concretamente, hemos empleado la tasa de retorno bruta real obtenida a partir del Índice General Total de la Bolsa de Madrid, así como el tipo de interés real. Presentamos los resultados obtenidos de modo individual con el IGTBM y los obtenidos empleando ambos activos simultáneamente en lo que denominamos *estimación conjunta*.

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. Sin embargo, diversos trabajos han puesto de manifiesto la necesidad de ser más rigurosos con los instrumentos seleccionados, puesto que si éstos son “débiles” pueden afectar a los resultados de la estimación<sup>20</sup>. Por ello, hemos procedido a la selección de los instrumentos empleando los criterios establecidos por Andrews (1999) y Hall y Peixe (2003)<sup>21</sup>. El primero de ellos establece como criterio de selección la verificación de la condición de ortogonalidad para el conjunto de instrumentos elegido; por su parte, Hall y Peixe (2003) centran su atención en la relevancia de los instrumentos, partiendo de que éstos satisfacen la condición de ortogonalidad.

Los dos métodos anteriormente mencionados parten del supuesto de que el investigador ha definido *a priori* un conjunto variables que pueden ser empleadas como instrumentos. Sin embargo, no establecen criterio alguno que haya de ser satisfecho por éstas. Por esa razón, para seleccionar las variables que pueden conformar los posibles conjuntos de instrumentos a emplear, hemos seguido en una primera fase a Rodríguez López (1997). La idea es la siguiente: los instrumentos que empleemos han de tener capacidad para predecir los rendimientos. Para poder contrastar dicha característica, Rodríguez López, *op. cit.*, propone estimar un modelo con factor de descuento estocástico constante empleando

---

<sup>19</sup>Hemos optado por tomar este valor de  $\delta$  al no tener conocimiento de estimaciones al respecto para el caso español. Para asegurarnos de que nuestros resultados no son sensibles a la elección de  $\delta$ , hemos estimado las diferentes especificaciones del modelo para valores de  $\delta$  superiores e inferiores al citado ( $\delta = 0.80$ ,  $\delta = 0.70$ ), sin que los resultados varíen significativamente. Estas estimaciones están disponibles previa petición a la autora.

<sup>20</sup>Neely, Roy y Whiteman (2001) y Yogo (2004) muestran cómo la consideración de instrumentos débiles afecta a las estimaciones de ciertos parámetros de preferencias.

<sup>21</sup>Una revisión de la literatura sobre la selección de instrumentos en la estimación por GMM, puede verse en Stock, Wright y Yogo (2002).

distintos instrumentos:

$$1 = E_t (CR_{t+1}^i), \forall i \quad (4)$$

Si el factor de descuento estocástico es constante, los agentes son neutrales ante el riesgo. En este contexto, los precios de los activos siguen un paseo aleatorio y, por tanto, los rendimientos no son predecibles. Así, si el test de Hansen sobre las restricciones de sobreidentificación del modelo permite rechazarlo con los instrumentos empleados, los rendimientos son predecibles, por lo que dichos instrumentos son adecuados para ser empleados en la estimación. Si, por el contrario, el modelo con factor de descuento estocástico constante no puede rechazarse con las variables empleadas como instrumentos, éstas carecen de capacidad predictiva de los rendimientos y, por tanto, no son adecuadas para ser empleadas en la estimación.

El procedimiento que hemos seguido para seleccionar los instrumentos se resume a continuación:

- a) Hemos contrastado el modelo con factor de descuento constante, ecuación (4), para una serie de variables, tradicionalmente empleadas en la literatura como instrumentos<sup>22</sup>. Dicho contraste se ha realizado tanto para el tipo de interés real como para la tasa de retorno obtenida a partir del IGTBM.
- b) A continuación, hemos elaborado el test de Hansen y hemos elegido las variables que nos permiten rechazar el modelo anteriormente citado.
- c) Con las variables que, según el criterio anterior, tienen capacidad de predicción de los rendimientos, hemos elaborado 12 grupos de instrumentos<sup>23</sup>.
- d) Para cada uno de estos grupos de instrumentos, hemos procedido a la estimación de las 3 especificaciones de las preferencias que se consideran en este trabajo, tanto de modo individual como conjunto.
- e) A continuación hemos calculado los criterios de información de Andrews (1999) y Hall y Peixe (2003). Andrews (1999) propone seleccionar el grupo de instrumentos que minimice el siguiente criterio de información:

$$GMMIC(z) = J_T(z) - (q - p) \ln(T), \quad (5)$$

donde  $J_T(z)$  es el test de Hansen,  $T$  es el tamaño muestral,  $q$  es el número de condiciones de ortogonalidad empleadas en la estimación y  $p$  es el número de parámetros a estimar.

---

<sup>22</sup>Concretamente, hemos considerado los siguientes candidatos: la tasa de retorno del IGTBM retardada 1, 2 y 3 períodos; el tipo de interés real retardado 1 y 2 períodos; la tasa de crecimiento del consumo total retardada 1 y 2 períodos; la tasa de crecimiento del consumo relativo de bienes no duraderos y duraderos retardada 1 y 2 períodos; las tasas de retorno de los 9 grupos sectoriales que tradicionalmente se han diferenciado en la Bolsa de Madrid retardadas 1 período; una variable *proxy* de la rentabilidad por dividendos retardada 1 y 2 períodos; una constante.

<sup>23</sup>Teniendo en cuenta el número de parámetros a estimar en los modelos que contrastaremos en las secciones siguientes, los grupos de instrumentos se componen de un mínimo de 3 variables.

Por su parte, Hall y Peixe (2003) proponen minimizar el siguiente criterio de información:

$$CCIC(z) = T \sum_{i=1}^p \ln(1 - r_i^2) + (q - p) \ln(T) \quad (6)$$

donde  $\{r_i; i = 1, 2, \dots, p\}$  son las correlaciones canónicas muestrales entre  $\frac{\partial e_i(\hat{\theta}_T)}{\partial \theta}$  y  $z_i$ ,  $e_t(\hat{\theta}_T)$  son los residuos estimados,  $\theta$  es el vector de parámetros a estimar y  $z_i$  es cada una de las variables que configuran el grupo de instrumentos empleado en la estimación.

La conjunción de los dos criterios de información empleados<sup>24</sup>, así como de los diferentes modelos estimados, nos ha llevado a emplear los siguientes grupos de instrumentos en la **estimación individual**:

1. *I1i*: una constante, un retardo de la tasa de retorno calculada a partir del IGTBM, un retardo de la tasa de crecimiento del consumo total y la *proxy* de la rentabilidad por dividendos retardada dos períodos<sup>25</sup>.
2. *I2i*: una constante, un retardo de la tasa de retorno calculada a partir del IGTBM y la *proxy* de la rentabilidad por dividendos retardada dos períodos.
3. *I3i*: una constante, un retardo de la tasa de crecimiento del consumo total y la *proxy* de la rentabilidad por dividendos retardada dos períodos.

Respecto a la **estimación conjunta**, hemos seleccionado los siguientes instrumentos:

1. *I1c*: una constante, un retardo de la tasa de retorno calculada a partir del índice general total del grupo bancos<sup>26</sup>, un retardo de la tasa de crecimiento del consumo total y la *proxy* de la rentabilidad por dividendos retardada dos períodos.
2. *I2c*: coincide con *I2i*.
3. *I3c*: coincide con *I3i*.

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

#### 3.3.1. El modelo

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

<sup>24</sup> Todos los resultados están disponibles previa petición a la autora.

<sup>25</sup> No disponemos de datos anuales de dividendos para el mercado español para el período considerado. Por ello, hemos intentado aproximar esta variable mediante la diferencia entre el Índice General Total y el Índice General Normal de la Bolsa de Madrid.

<sup>26</sup> En el caso de la estimación conjunta, la consideración de un retardo de la tasa de retorno de cualquiera de los 9 grupos sectoriales tradicionalmente considerados en la Bolsa de Madrid, genera los mejores resultados con los criterios de selección empleados. Hemos elegido el grupo bancos aunque podríamos haber considerado cualquiera de los 8 restantes.

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<sup>27</sup>:

$$U_t(c_t, \tilde{c}_{t+1}, \dots) = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t E_t(u(c_t)), \quad 0 < \beta < 1, \quad (7)$$

donde

$$u(c_t) = \begin{cases} \frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma}, & 0 \leq \gamma < \infty, \gamma \neq 1 \\ \ln(c_t), & \gamma = 1 \end{cases}, \quad (8)$$

$\beta$  es el factor de descuento subjetivo y  $\gamma$  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:

$$1 = E_t \left[ \beta \left( \frac{\tilde{c}_{t+1}}{c_t} \right)^{-\gamma} \tilde{R}_{t+1}^i \right], \quad \forall t, i \quad (9)$$

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 la *anomalía 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 Prescott<sup>28</sup>.

Pero el modelo intertemporalmente separable también ha sido aplicado a economías distintas a la norteamericana con el objetivo de demostrar que la anomalía 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 Unido<sup>29</sup>.

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

<sup>27</sup>Es la función conocida en la literatura como CRRA (*Constant Relative Risk Aversion*).

<sup>28</sup>Tal es el caso, entre otros, de Rietz (1988), Cecchetti y Mark (1990), Kocherlakota (1990c, 1996), Cochrane y Hansen (1992), Jorion y Giovannini (1993), Cecchetti, Lam y Mark (1993, 1994), Heaton (1995), y Lettau y Uhlig (2000).

<sup>29</sup>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) estiman el modelo básico bajo el supuesto de que el mercado está segmentado para el caso de Estados Unidos. Attanasio, Banks y Tanner (2002) realizan un estudio en la misma línea para el caso del Reino Unido.

Consumo	$g_c$	$\sigma_c^2$	$\sigma_{ic}$
CNDYS	0.0313	0.000428	0.001346
CT1	0.0483	0.001842	0.000770
CT2	0.0522	0.002176	0.000290

**Cuadro 2:** Crecimiento del consumo y tasas de retorno: algunos estadísticos.

metodologías diferentes<sup>30</sup>. En el primero de los casos, los valores obtenidos de  $\gamma$  son superiores a 60, valores excesivamente elevados para ser considerados razonables. Los resultados obtenidos por Rodríguez López sitúan el valor estimado de  $\gamma$  entre 0 y 13, si bien las estimaciones son muy sensibles a los instrumentos utilizados y el modelo es rechazado en diversas ocasiones<sup>31</sup>.

### 3.3.2. Resultados de la estimación

Antes de exponer los resultados de la estimación, vamos a intentar analizar qué razones nos han llevado a pensar que la consideración del consumo de bienes duraderos puede ayudar a mejorar las anomalías empíricas encontradas en el contraste del modelo básico. Bajo el supuesto de lognormalidad conjunta del crecimiento del consumo y la tasa de retorno, la prima de riesgo vendría dada por<sup>32</sup>

$$E_t(r_{t+1}^i - r_{t+1}^f) + \frac{\sigma_i^2}{2} = \gamma\sigma_{ic}, \quad (10)$$

donde las letras minúsculas representan el logaritmo de la variable,  $\sigma_i^2$  es la varianza de la tasa de retorno del activo  $i$  y  $\sigma_{ic}$  es la covarianza entre la tasa de retorno del activo  $i$  y la tasa de crecimiento del consumo. Por otro lado, el tipo de interés se determinaría como

$$r_{t+1}^f = -\ln\beta + \gamma g_c - \frac{\gamma^2 \sigma_c^2}{2}, \quad (11)$$

donde  $g_c$  es la tasa de crecimiento media del consumo y  $\sigma_c^2$  su varianza. El Cuadro 2 muestra los valores de  $g_c$ ,  $\sigma_c^2$  y  $\sigma_{ic}$  para las diferentes medidas de consumo empleadas en este trabajo y para la tasa de retorno obtenida a partir del IGTBM.

Según la ecuación (10), el modelo que considera el consumo de bienes duraderos, exigirá un mayor valor de  $\gamma$  para poder replicar la prima de riesgo observada, puesto que  $\sigma_{ic}$  es menor para las medidas de consumo CT1 y CT2 que para el consumo de bienes no duraderos y servicios. Sin embargo, esto no implicará un mayor tipo de interés puesto que el mayor valor de  $\gamma$  puede verse compensado por el hecho de que la varianza del consumo es mayor para las medidas CT1 y CT2 que para la medida CNDYS<sup>33</sup>; esto explica por qué la

<sup>30</sup> Calibración en el caso de Rubio (1995) y estimación por GMM en el caso de Rodríguez López (1997).

<sup>31</sup> Otros trabajos que aplican la función de utilidad bajo consideración a la economía española son Ayuso, Rubio y Tusell (1987, 1988), Alonso y Ayuso (1996), Ayuso (1996) y Ayuso y López-Salido (1997).

<sup>32</sup> Véase Campbell (2003a, 2003b) para un análisis detallado.

<sup>33</sup> Un razonamiento similar es el que permite que la especificación de Abel (1990) resuelva la anomalía del tipo de interés, si bien, como veremos, en este caso la explicación no radica en el empleo de datos de consumo diferentes.

consideración del consumo duradero puede ayudar a resolver las anomalías empíricas observadas.

Los Cuadros 3 y 4 recogen los resultados de la estimación individual y conjunta del modelo básico. Veamos los principales resultados obtenidos:

1. El factor de descuento subjetivo estimado es significativamente distinto de cero en todos los casos considerados; además es, en algunos casos, mayor que la unidad. Aunque esto último pudiera parecer en principio contrario a la teoría económica, Kocherlakota (1990b) demostró que este resultado es perfectamente posible en economías en crecimiento y que, de hecho, la consideración de valores de  $\beta$  superiores a la unidad podría ayudar en parte a resolver la anomalía de la prima de riesgo<sup>34</sup>.
2. Respecto a  $\gamma$ , 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 algunos casos muy elevados como para ser considerados plausibles<sup>35</sup>. En algún caso, el signo del valor estimado es incorrecto, si bien no resulta significativamente distinto de cero.
3. El contraste de las restricciones de sobreidentificación del modelo no permite rechazarlo en ninguno de los casos considerados para un nivel de significación del 5 por ciento. Sin embargo, el modelo básico sí es rechazado en otros análisis para el caso español que emplean grupos de instrumentos diferentes<sup>36</sup>. Una posible explicación de que en este caso no se rechace el modelo básico puede estar en el criterio de selección de instrumentos de Andrews (1999) aplicado en este trabajo, que exige que el grupo de instrumentos satisfaga las condiciones de ortogonalidad<sup>37</sup>.
4. Hemos marcado en las los cuadros con el símbolo (\*) las estimaciones que no podemos rechazar ni porque alguno de los valores estimados no sea significativo<sup>38</sup> ni porque los valores estimados no cumplan la condición de Kocherlakota (1990b) anteriormente citada. En este sentido, merece destacarse el hecho de que el grupo de instrumentos *I1i* da lugar a esti-

---

<sup>34</sup>Kocherlakota demuestra que es posible encontrar una senda de tipos de interés de equi-

librio si se satisface la condición

$$\beta(1 + \lambda)^{1-\gamma} < 1,$$

donde  $\lambda$  es la tasa de crecimiento de la economía.

Algunos trabajos aplicados a otros países obtienen también valores estimados de  $\beta$  superiores a la unidad. Tal es el caso de, entre otros, Tallarini y Zhang (2004), Van Dalen (1999) y Zemčík (2001). Para el caso español, Rodríguez López, *op. cit.*, obtiene para ciertos casos valores de  $\beta$  levemente superiores a la unidad.

<sup>35</sup>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  $\gamma$  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.

<sup>36</sup>Véase Rodríguez López, *op. cit.*

<sup>37</sup>El modelo básico sí se rechaza con otros grupos de instrumentos empleados para llevar a cabo la selección de los mismos; sin embargo, éstos no resultan elegidos cuando aplicamos los criterios de Andrews (1999) y Hall y Peixe (2003).

<sup>38</sup>Hemos considerado un nivel de significación del 10 por ciento.

Instrumentos	C	$\beta$	Valor-p	$\gamma$	Valor-p	T.Hansen	Valor-p
<i>I1i</i>							
	CNDYS	0.9699	0.0000	3.0321	0.2234	2.2629	0.3219
	CT1	0.9130	0.0000	0.9890	0.2748	3.0789	0.2144
	CT2	0.8759	0.0000	0.5006	0.5973	2.8955	0.2350
<i>I2i</i>							
	CNDYS*	1.2429	0.0000	9.6971	0.0523	2.5878	0.1076
	CT1*	1.2558	0.0000	7.2242	0.0879	2.8114	0.0935
	CT2	1.0352	0.0001	2.0555	0.6934	1.8394	0.1750
<i>I3i</i>							
	CNDYS*	1.0500	0.0000	3.8761	0.0354	1.9467	0.1629
	CT1*	1.0256	0.0000	2.2207	0.0458	1.9366	0.1640
	CT2*	1.0247	0.0000	2.0290	0.0532	1.9224	0.1655

**Cuadro 3:** Modelo básico. Resultados de la estimación individual.

maciones del parámetro de aversión relativa al riesgo no significativas en todos los casos.

5. Los datos de consumo empleados afectan al valor estimado de los parámetros de preferencias; así, vemos que los valores estimados de  $\gamma$  empleando ya sea CT1 o CT2 son inferiores a los obtenidos con CNDYS. Así pues, la inclusión del consumo duradero como componente del gasto en consumo nos lleva a menores valores estimados del parámetro de aversión relativa al riesgo.
6. Sin embargo, la consideración del consumo duradero como parte del consumo del agente representativo no es suficiente para resolver las anomalías empíricas observadas, puesto que el tipo de interés implicado por los resultados de la estimación son muy superiores al empíricamente observado. Con alguna excepción, empleando la ecuación (11), se observa que las estimaciones obtenidas se traducirían en tipos de interés reales por encima del 6 por ciento, lo que no se ajusta a los datos del tipo de interés real medio del período considerado, que podríamos situar en torno al 2 por ciento anual. En consecuencia, los resultados confirman lo obtenido en trabajos anteriores. Sin embargo, cabe señalar que los tipos de interés implicados por los resultados son menores cuando consideramos las medidas de consumo CT1 y CT2 que cuando incluimos únicamente el consumo de bienes no duraderos y servicios. Como se ha mencionado con anterioridad, la explicación puede radicar en el mayor valor de la varianza de estas medidas del consumo.

Instrumentos	C	$\beta$	Valor-p	$\gamma$	Valor-p	T.Hansen	Valor-p
<i>I1c</i>							
	CNDYS*	0.9915	0.0000	2.0407	0.0129	4.6890	0.5842
	CT1*	0.9795	0.0000	1.1507	0.0000	4.0342	0.6720
	CT2*	0.9651	0.0000	0.7381	0.0000	3.9222	0.6872
<i>I2c</i>							
	CNDYS*	1.0211	0.0000	2.9898	0.0448	5.0485	0.2823
	CT1*	0.9532	0.0000	0.4939	0.0017	3.5737	0.4667
	CT2	0.9145	0.0000	-0.8059	0.3292	6.2696	0.1798
<i>I3c</i>							
	CNDYS*	0.9916	0.0000	2.0490	0.0819	5.2514	0.2624
	CT1*	0.9749	0.0000	0.9653	0.0002	3.1137	0.5389
	CT2*	0.9634	0.0000	0.6432	0.0011	2.9871	0.5599

**Cuadro 4:** Modelo básico. Resultados de la estimación conjunta.

### 3.4. Función de utilidad con formación externa de hábitos en el consumo

#### 3.4.1. El modelo

La consideración de la no separabilidad intertemporal de la preferencias tiene como objetivo reconciliar la evidencia empírica con el modelo teórico; concretamente, Abel (1990, 1999) pretende que los valores estimados del parámetro de aversión relativa al riesgo no se traduzcan en tipos de interés excesivamente elevados en el modelo teórico, esto es, que la anomalía del tipo de interés no se produzca. La función de utilidad en Abel (1990) depende del nivel de hábito,  $v_t$ :

$$U_t(c_t, \tilde{c}_{t+1}, \dots) = E_t \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{\left(\frac{c_t}{v_t}\right)^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right] \quad (12)$$

Si la formación de hábitos es externa, la utilidad depende del nivel del consumo agregado del período anterior<sup>39</sup>, es decir,

$$v_t = C_{t-1}^{\varkappa}, \quad (13)$$

donde  $\varkappa$  es el parámetro que gobierna el grado de separabilidad intertemporal. Dado que en equilibrio el consumo del agente y el agregado coinciden, la Ecuación de Euler resultante es la siguiente:

$$1 = E_t \left[ \beta \left(\frac{\tilde{C}_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma} \left(\frac{C_t}{C_{t-1}}\right)^{\varkappa(\gamma-1)} \tilde{R}_{t+1}^i \right], \quad \forall t, i \quad (14)$$

<sup>39</sup> Abel (1990) considera la siguiente especificación para el nivel de hábito:

$$v_t = [c_{t-1}^D C_{t-1}^{1-D}]^{\varkappa}, \quad D \geq 0, \varkappa \geq 0,$$

siendo  $c$  el consumo del agente y  $C$  el consumo agregado de la economía. Cuando el hábito es interno,  $D = 1$ , mientras que cuando la formación de hábitos es externa  $D = 0$ .

Siguiendo a Abel (1990, 1999) y Cochrane y Hansen (1992), entre otros, consideraremos, en primer lugar, el caso en que  $\varkappa = 1$  para, a continuación, dejar libre en la estimación dicho parámetro; este supuesto implica que sólo el consumo relativo es importante y se conoce en la literatura con la denominación “*Catching-Up with the Joneses*”.

Abel (1990) utilizando los mismos datos que Mehra y Prescott (1985), consigue reproducir los datos reales con valores de  $\gamma$  que se pueden considerar admisibles, sin dar lugar a la anomalía del tipo de interés<sup>40</sup>. 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.

### 3.4.2. Resultados de la estimación

En este caso, bajo el supuesto de lognormalidad conjunta de tasas de retorno y crecimiento del consumo, la prima de riesgo sigue expresada por la ecuación (10). Sin embargo, el tipo de interés ahora pasa a ser:

$$r_{t+1}^f = -\ln \beta + \gamma g_c - \frac{\gamma^2 \sigma_c^2}{2} - \varkappa(\gamma - 1)g_c \quad (15)$$

Ahora, el hecho de que los valores estimados de  $\gamma$  sean elevados, no genera un efecto pernicioso sobre el tipo de interés, puesto que surge un término adicional en su determinación,  $-\varkappa(\gamma-1)g_c$ , que permite que el tipo de interés implicado no sea tan elevado como el que se obtiene en el modelo básico. De nuevo, podemos observar que el efecto de la medida de consumo empleada es similar a lo que comentamos en el caso del modelo básico. Aunque las medidas de consumo CT1 y CT2 exigen mayores valores de  $\gamma$  para replicar la prima de riesgo observada, el hecho de que  $g_c$  y  $\sigma_c^2$  sean mayores para estas dos medidas del consumo, permite que los mayores valores del parámetro de aversión relativa al riesgo no se traduzcan en elevados tipos de interés; en este sentido, se refuerza el efecto que el término  $-\varkappa(\gamma-1)g_c$  genera en su determinación.

Los Cuadros 5 y 6 recogen los resultados de la estimación individual y conjunta para la especificación “*Catching-Up with the Joneses*”.

Los principales resultados pueden resumirse en los siguientes:

1. El valor estimado de  $\beta$  es siempre significativo y superior a la unidad en algunos de los casos estimados. Sin embargo, de nuevo podemos señalar que esto no ha de ser contrario a la teoría económica.
2. El contraste de las restricciones de sobreidentificación del modelo no permite rechazarlo en ninguno de los casos considerados.

<sup>40</sup>Sin embargo, la volatilidad del tipo de interés es excesivamente elevada; con el objetivo de lograr que el parámetro de aversión al riesgo no sea constante, Campbell y Cochrane (1999, 2000) utilizan una función de utilidad con formación de hábitos dependiente de la ratio  $S_t = \frac{C_t - X_t}{C_t}$ , donde  $X_t$  es el nivel de hábito. Por su parte, Galí (1994) propone una función de utilidad que recoge la formación de hábitos incluyendo “externalidades del consumo agregado”, especificación de las preferencias conocida bajo la denominación “*Keeping-up with the Joneses*”.

Instrumentos	C	$\beta$	Valor-p	$\gamma$	Valor-p	T.Hansen	Valor-p
<i>I1i</i>							
	CNDYS*	0.9485	0.0000	1.5696	0.0157	3.1869	0.2032
	CT1*	0.9320	0.0000	1.0792	0.0075	3.3074	0.1913
	CT2*	0.9294	0.0000	1.0060	0.0074	3.3360	0.1886
<i>I2i</i>							
	CNDYS*	1.1976	0.0000	4.8321	0.0477	2.8023	0.0941
	CT1*	1.3248	0.0000	4.6748	0.0357	2.4624	0.1164
	CT2	1.1034	0.0000	2.2822	0.2629	2.9890	0.0838
<i>I3i</i>							
	CNDYS*	1.0325	0.0000	2.2217	0.0066	1.9805	0.1593
	CT1*	1.0175	0.0000	1.5202	0.0033	1.9636	0.1611
	CT2*	1.0185	0.0000	1.4410	0.0034	1.9528	0.1622

**Cuadro 5:** Función de utilidad con formación externa de hábitos. Resultados de la estimación individual para la especificación Catching-Up with the Joneses.

- Los valores estimados de  $\gamma$  son considerablemente menores que en el caso del modelo básico estimado en la sección anterior, y pueden considerarse plausibles. Por otro lado, de nuevo se verifica que los valores estimados de dicho parámetro son menores cuando se toma en consideración el consumo duradero.
- Tal y como era de esperar, los tipos de interés implicados por el modelo son muy inferiores a los del modelo anterior. El tipo de interés implicado es negativo en algunos casos; con el grupo de instrumentos *I3i* en la estimación individual se obtienen valores del tipo de interés real bastante aproximados a lo que la evidencia empírica muestra para el caso español<sup>41</sup>. Concretamente, aplicando la expresión (15), los resultados de la estimación con las medidas de consumo CT1 y CT2 para este grupo de instrumentos, dan lugar a un tipo de interés real del 2.84 y 2.36 por ciento, respectivamente. En este caso, por tanto, los efectos que sobre la determinación del tipo de interés generan tanto la propia especificación de las preferencias como la consideración del consumo duradero como componente del gasto en consumo, nos llevan a valores de dicha variable muy ajustados a lo empíricamente observado. En este sentido, podríamos señalar que la anomalía del tipo de interés, tal y como es tradicionalmente entendida, no se produce. Por otro lado, el tipo de interés implicado es siempre menor que el equivalente cuando se considera la función separable intertemporalmente, lo que parece indicar que la no separabilidad de las preferencias mejora los resultados.

A continuación hemos procedido a estimar el modelo la Ecuación de Euler (14) dejando libre el valor de  $\varkappa$ . Los Cuadros 7 y 8 recoge los resultados de la estimación individual<sup>42</sup> y conjunta para los diferentes grupos de instrumentos seleccionados.

<sup>41</sup>Nos estamos refiriendo al primer momento de dicha variable.

<sup>42</sup>Obsérvese que, en este caso, con los grupos de instrumentos *I2i* e *I3i* el modelo está exactamente identificado, por lo que no se incluye la información relativa al test de Hansen.

Instrumentos	C	$\beta$	Valor-p	$\gamma$	Valor-p	T.Hansen	Valor-p
<i>I1c</i>							
	CNDYS*	0.9882	0.0000	1.4103	0.0000	3.3950	0.7578
	CT1*	0.9544	0.0000	0.7017	0.0006	5.5968	0.4698
	CT2*	0.9512	0.0000	0.6492	0.0003	5.1041	0.5305
<i>I2c</i>							
	CNDYS*	0.9735	0.0000	1.0920	0.0159	5.0234	0.2848
	CT1*	0.9091	0.0000	0.1955	0.0083	3.1343	0.5356
	CT2	0.9295	0.0000	0.0821	0.8358	4.4992	0.3426
<i>I3c</i>							
	CNDYS*	0.9766	0.0000	1.2246	0.0081	5.1919	0.2681
	CT1*	0.9596	0.0000	0.7730	0.0014	5.2668	0.2610
	CT2*	0.9542	0.0000	0.6821	0.0013	5.2829	0.2594

**Cuadro 6:** Función de utilidad con formación externa de hábitos. Resultados de la estimación conjunta para la especificación Catching-Up with the Joneses.

Instr.	C	$\beta$	Valor-p	$\gamma$	Valor-p	$\varkappa$	Valor-p	T. Hansen	Valor-p
<i>I1i</i>									
	CNDYS*	1.1331	0.0000	31.4284	0.0005	0.6933	0.0000	0.0020	0.9637
	CT1*	1.1308	0.0000	30.5178	0.0001	0.7732	0.0000	0.0639	0.8004
	CT2*	1.1774	0.0000	35.1169	0.0001	0.8087	0.0000	0.0732	0.7866
<i>I2i</i>									
	CNDYS*	1.1263	0.0000	31.3045	0.0009	0.6986	0.0001	—	—
	CT*	1.1567	0.0000	30.9208	0.0002	0.7578	0.0000	—	—
	CT2*	1.1491	0.0000	35.9697	0.0002	0.7935	0.0000	—	—
<i>I3i</i>									
	CNDYS*	1.1318	0.0000	31.5253	0.0007	0.6940	0.0000	—	—
	CT1*	1.1299	0.0000	29.6106	0.0004	0.7725	0.0000	—	—
	CT2	1.1186	0.0000	34.1131	0.0003	0.8074	0.0000	—	—

**Cuadro 7:** Función de utilidad con formación externa de hábitos. Resultados de la estimación individual para la especificación general.

En este caso, los principales resultados son los siguientes:

1. Una vez más, el modelo no puede rechazarse en ninguno de los casos considerados.
2. El factor de descuento subjetivo se sitúa siempre por encima de la unidad y es siempre significativamente distinto de cero.
3. El parámetro de aversión relativa al riesgo es significativo en todos los casos; sin embargo, los valores estimados son muy elevados, sobre todo en la estimación individual.
4. Por su parte, el valor estimado del parámetro relacionado con el nivel de hábito,  $\varkappa$ , es siempre menor que la unidad, como era de esperar, y significativamente distinto de cero.
5. La medida de consumo empleada afecta al valor estimado de los parámetros. Concretamente, el efecto es especialmente llamativo tanto sobre el parámetro de aversión al riesgo como sobre el parámetro de separabilidad. Así, a diferencia de lo que observamos en los dos casos anteriores, los valores estimados de  $\gamma$  son mayores cuando se incluye el consumo duradero. Igualmente, la consideración del gasto en bienes de consumo duradero lleva a mayores valores estimados del parámetro que gobierna la separabilidad de las preferencias. Lo anterior indicaría que el efecto del consumo pasado sobre la utilidad corriente es mayor si se tienen en cuenta los bienes de consumo duradero o, dicho de otro modo, que la formación de hábitos se refleja de un modo más claro cuando se toma en consideración el gasto en bienes de consumo duradero. Los mayores valores estimados de dicho parámetro se obtienen con la medida de consumo CT2.
6. Por último, cabe señalar que los tipos de interés implicados por el modelo en este caso son de nuevo menores que los del modelo separable, si bien en algunos casos son extremadamente inferiores a los empíricamente observados; lo anterior es especialmente cierto en los casos en los que la medida de consumo empleada incluye el consumo duradero, lo que puede explicarse por el mayor valor estimado de  $\varkappa$  en estos casos. Los resultados sugieren que los efectos sobre el tipo de interés que la especificación de las preferencias y la consideración del consumo duradero generan son, en este caso, excesivos, en el sentido de que reducen éste en una cuantía demasiado elevada, lo que hace que los tipos de interés no se ajusten a lo empíricamente observado. De hecho, sólo conseguimos valores del tipo de interés positivos o levemente menores que cero cuando consideramos el consumo de bienes no duraderos y servicios, en cuyo caso sólo opera el efecto relacionado con la especificación de las preferencias.

## 4. Conclusiones

En este trabajo hemos estimado el modelo CCAPM para el caso español haciendo uso de lo que consideramos una medida más adecuada del consumo con diversas especificaciones de las preferencias. Concretamente, hemos incluido

Instr.	C	$\beta$	Valor-p	$\gamma$	Valor-p	$\varkappa$	Valor-p	T. Hansen	Valor-p
<i>I1c</i>									
	CNDYS*	1.0407	0.0000	13.9265	0.0474	0.7071	0.0000	6.0606	0.3042
	CT1*	1.0205	0.0000	16.2221	0.0051	0.8592	0.0000	7.9135	0.1610
	CT2*	1.0352	0.0000	18.0232	0.0039	0.8248	0.0000	5.1317	0.3993
<i>I2c</i>									
	CNDYS*	1.0274	0.0000	15.1469	0.0363	0.7797	0.0003	3.8646	0.2785
	CT1*	1.0450	0.0000	16.9788	0.0018	0.8012	0.0000	3.4790	0.3234
	CT2*	1.0227	0.0000	19.6713	0.0021	0.8653	0.0000	5.7913	0.1222
<i>I3c</i>									
	CNDYS*	1.0819	0.0000	19.5109	0.0112	0.6806	0.0000	4.4978	0.2124
	CT1*	1.0508	0.0000	18.1628	0.0030	0.7919	0.0000	4.7190	0.1935
	CT2	1.0508	0.0000	21.7397	0.0014	0.8217	0.0000	4.6930	0.1956

**Cuadro 8:** Función de utilidad con formación externa de hábitos. Resultados de la estimación conjunta para la especificación general.

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 de los bienes de consumo duradero.

La consideración del consumo duradero en el modelo permite mejorar la anomalía del tipo de interés, puesto que la varianza de la tasa de crecimiento del consumo es mayor cuando este tipo de bienes es considerado. Esto permite que, aunque los valores del parámetro de aversión al riesgo necesarios para replicar la prima de riesgo empíricamente observada sean elevados, esto no se traduzca en tipos de interés excesivos.

Una vez más, hemos constatado que la función de utilidad intertemporalmente separable empleada por Hansen y Singleton (1982, 1983) no explica satisfactoriamente el comportamiento del mercado de valores español. Por un lado, las estimaciones del parámetro de aversión relativa al riesgo son sensibles al grupo de instrumentos empleado en la estimación, y, por otro, la anomalía del tipo de interés no se resuelve. La inclusión del consumo duradero se traduce en menores valores estimados del parámetro de aversión relativa al riesgo, si bien no resuelve las anomalías empíricas planteadas, puesto que no conseguimos replicar los tipos de interés observados. No obstante lo dicho, la mayor varianza de las tasas de crecimiento del consumo cuando los bienes duraderos son considerados, dan lugar a valores del tipo de interés inferiores a los que se obtienen cuando tales bienes se ignoran. En este sentido, la consideración del consumo duradero puede permitir conciliar elevados valores del parámetro de aversión relativa al riesgo con tipos de interés más razonables.

Los resultados son mejores cuando se considera la función de utilidad con formación externa de hábitos de Abel (1990). En el caso de la especificación conocida en la literatura bajo la denominación *Catching-Up with the Joneses*, los valores estimados de  $\gamma$  pueden considerarse plausibles. Además, la medida de

consumo empleada afecta significativamente a los valores estimados del citado parámetro. Para ser más concretos, podemos señalar que los valores estimados de  $\gamma$  se reducen cuando se incluye de uno u otro modo el consumo duradero en el análisis. Por otro lado, el tipo de interés implicado por el modelo es muy inferior al caso anterior, ajustándose en algunas de las estimaciones a los valores empíricamente observados.

Por otro lado, cuando consideramos la especificación de Abel (1990) más genérica, es decir, la que nos permite estimar el parámetro que gobierna la separabilidad de las preferencias, el modelo implica tipos de interés inferiores a los dos casos anteriores. Sin embargo, los valores estimados de  $\gamma$  son muy superiores, lo que nos plantea dudas sobre su admisibilidad. En este caso, observamos cómo la medida de consumo empleada afecta también al parámetro de separabilidad, mostrando un mayor nivel de hábito cuando en el consumo incluimos los bienes duraderos. Los tipos de interés implicados por las estimaciones son, en este caso, excesivamente bajos, especialmente cuando se consideran las medidas de consumo que incluyen los bienes duraderos. La explicación podría radicar en que la reducción de los tipos de interés que, con respecto al modelo básico, implican tanto la propia especificación de las preferencias como la consideración del consumo duradero es excesiva, lo que lleva a tipos de interés implausiblemente reducidos.

En resumen, el modelo CCAPM básico no es adecuado para explicar el comportamiento del mercado de valores español, mientras que la inclusión de hábitos en el consumo permite mejorar las anomalías empíricas observadas. La consideración del gasto en bienes de consumo duradero es relevante puesto que, por un lado, los parámetros estimados son significativamente diferentes cuando dicho tipo de bienes se incluyen en el modelo y, por otro, puede ayudar a mejorar las anomalías empíricas detectadas.

## Referencias

- [1] Abel, Andrew B. (1990), "Asset Prices under Habit Formation and Catching Up with the Joneses", *American Economic Review* 80, n° 2, págs. 38-42.
- [2] Abel, Andrew B. (1991), "The Equity Premium Puzzle", *Business Review, Federal Reserve Bank of Philadelphia*, sep/oct., págs. 3-14.
- [3] Abel, Andrew B. (1999), "Risk Premia and Term Premia in General Equilibrium", *Journal of Monetary Economics* 43, n° 1, págs. 3-33.
- [4] 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.
- [5] Andrews, Donald W.K. (1999), "Consistent Moment Selection Procedures for Generalized Method of Moments Estimation", *Econometrica* 67, n° 3, págs. 543-64.
- [6] Attanasio, Orazio J., J. Banks y S. Tanner (2002), "Asset Holding and Consumption Volatility", *Journal of Political Economy* 110, n° 4, págs. 771-92.
- [7] Ayuso, Aurora, G. Rubio y F. Tusell (1987), "Asset Pricing and Risk Aversion in the Spanish Stock Market", *Southern European Discussion Series*, n° 53.
- [8] 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.
- [9] Ayuso, Juan (1996), "Un análisis empírico de los tipos de interés reales *ex-ante* en España", *Documentos de Trabajo del Banco de España*, n° 9614.
- [10] 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.
- [11] Bakshi, 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.
- [12] Bernanke, Ben (1985), "Adjustment Costs, Durables, and Aggregate Consumption", *Journal of Monetary Economics* 15, n° 1, págs. 41-68.
- [13] Bolsa de Madrid, Servicio de Estudios (1992), *Índices de cotización de acciones de la Bolsa de Madrid, 1941-1991*. (Madrid: Bolsa de Madrid).
- [14] Bolsa de Madrid (varios años), *Informe Anual de la Bolsa de Madrid*.
- [15] Browning, Martin J. (1989), "The Intertemporal Allocation of Expenditure on Non-Durables, Services, and Durables", *Canadian Journal of Economics* 22, n° 1, págs. 22-36.

- [16] Campbell, John Y. (1993), “Intertemporal Asset Pricing without Consumption Data”, *American Economic Review* 83, n° 3, págs. 487-512.
- [17] Campbell, John Y. (2003a), “Two Puzzles of Asset Pricing and their Implications for Investors”, *American Economist* 47, n° 1, págs. 48-74.
- [18] Campbell, John Y. (2003b), “Consumption-Based Asset Pricing” en G. Constantinides, M. Harris y R. Stulz (Eds.) (2003), *Handbook of the Economics of Finance*, vol. 1.B. (Amsterdam: Elsevier).
- [19] Campbell, John Y. y J. Cochrane (1999), “By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market”, *Journal of Political Economy* 107, n° 2, págs. 205-51.
- [20] 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.
- [21] Campbell, John Y., A.W. Lo, y C.A. Mackinlay (1997), *The Econometrics of Financial Markets*. (Princeton, NJ: Princeton University Press).
- [22] 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.
- [23] 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.
- [24] 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.
- [25] Cochrane, John H. (2001), *Asset Pricing*. (Princeton, NJ: Princeton University Press).
- [26] Cochrane, John H. y L.P. Hansen (1992), “Asset Pricing Explorations for Macroeconomics”, *NBER Working Papers*, n° 4088.
- [27] Deaton, Angus (1992), *Understanding Consumption*. (Oxford: Oxford University Press).
- [28] Dunn, Kenneth 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, n° 1, págs. 27-55.
- [29] 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.
- [30] 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, n° 4, págs. 937-69.

- [31] 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.
- [32] Esteve, Vicente y C. Tamarit (1994), "Determinantes de los tipos de interés reales a largo plazo en España", *Revista de Economía Aplicada* 2, n° 5, págs. 27-50.
- [33] Fauvel, Yvon y L. Samson (1991), "Intertemporal Substitution and Durable Goods: An Empirical Analysis", *Canadian Journal of Economics* 24, n° 1, págs. 192-205.
- [34] Ferson, Wayne E. y G.M. Constantinides (1991), "Habit Persistence and Durability in Aggregate Consumption: Empirical Tests", *Journal of Financial Economics* 29, n° 2, págs. 199-240.
- [35] Galí, Jordi (1994), "Keeping Up with the Joneses: Consumption, Externalities, Portfolio Choice, and Asset Prices", *Journal of Money, Credit, and Banking* 26, n° 1, págs. 1-8.
- [36] Grossman, Sanford J. y G. Laroque (1990), "Asset Pricing and Optimal Portfolio Choice in the Presence of Illiquid Durable Consumption Goods", *Econometrica* 58, n°1, págs. 25-51.
- [37] Hall, Alastair R. y F.P.M. Peixe (2003), "A Consistent Method for the Selection of Relevant Instruments", *Econometric Reviews* 22, n° 3, págs. 269-87.
- [38] Hamori, Shigeyuki (1992), "Test of C-CAPM for Japan: 1980-1988", *Economics Letters* 38, págs. 67-72.
- [39] Hansen, Lars P. (1982), "Large Sample Properties of the Generalized Method of Moments", *Econometrica* 50, n° 4, págs. 1029-54.
- [40] Hansen Lars P. y K.J. Singleton (1982), "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models", *Econometrica* 50, n° 5, págs. 1269-86.
- [41] 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.
- [42] Heaton, John (1995), "An Empirical Investigations of Asset Pricing with Temporally Dependent Preference Specifications", *Econometrica* 63, n° 3, págs. 618-717.
- [43] INE (varios años), *Contabilidad Nacional de España*. (Madrid: Instituto Nacional de Estadística).
- [44] Jorion, Philippe y A. Giovannini (1993), "Time-Series Tests of a Non-Expected-Utility Model of Asset Pricing", *European Economic Review* 37, n° 5, págs. 1083-1100.
- [45] Kocherlakota, Narayana (1990a), "Disentangling the Coefficient of Relative Risk Aversion from the Elasticity of Intertemporal Substitution: An Irrelevance Result", *Journal of Finance* 45, n° 1, págs. 175-90.

- [46] Kocherlakota, Narayana R. (1990b), "On the 'Discount' Rate in Growth Economies", *Journal of Monetary Economics* 25, n<sup>o</sup> 1, págs. 43-47.
- [47] Kocherlakota, Narayana (1990c), "On Tests of Representative Consumer Asset Pricing Models", *Journal of Monetary Economics* 26, n<sup>o</sup> 2, págs. 285-304.
- [48] Kocherlakota, Narayana (1996), "The Equity Premium: It's Still a Puzzle", *Journal of Economic Literature* 34, n<sup>o</sup> 1, págs. 42-71.
- [49] Lettau, Martin y H. Uhlig (2000), "Can Habit Formation Be Reconciled with Business Cycle Facts?", *Review of Economic Dynamics* 3, n<sup>o</sup> 1, págs. 79-99.
- [50] López Salido, David (1995), "Time Non-Separability in Preferences: a Household Data Analysis", *Documentos de Trabajo del Centro de Estudios Monetarios y Financieros*, n<sup>o</sup> 9513.
- [51] Lucas, Robert (1978), "Asset Prices in an Exchange Economy", *Econometrica* 46, n<sup>o</sup> 6, págs. 1429-45.
- [52] 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<sup>o</sup> 4, págs. 497-521.
- [53] Mamaysky, Harry (2001), "Interest Rates and the Durability of Consumption Goods", *Yale ICF Working Paper*, n<sup>o</sup> 00-53.
- [54] Mankiw, N. Gregory (1985), "Consumer Durables and the Real Interest Rate", *Review of Economics and Statistics* 67, n<sup>o</sup> 3, págs. 353-62.
- [55] Mankiw, N. Gregory y S.P. Zeldes (1991), "The Consumption of Stockholders and Nonstockholders", *Journal of Financial Economics* 29, n<sup>o</sup> 1, págs. 97-112.
- [56] Marín, José M. y G. Rubio (2001), *Economía Financiera*. (Barcelona: Antoni Bosch, D.L.)
- [57] Márquez de la Cruz, Elena (2004), "Una propuesta para la elaboración de series de gasto en consumo por tipo de consumo para el caso español", *Universidad Complutense de Madrid. Documentos de trabajo de la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales*, n<sup>o</sup> 2004-02.
- [58] Mehra, Rajnish y E.C. Prescott (1985), "The Equity Premium. A Puzzle", *Journal of Monetary Economics* 15, n<sup>o</sup> 2, págs. 145-61.
- [59] Meyer, Bernd (1999), *Intertemporal Asset Pricing. Evidence from Germany*. (Heidelberg: Physica-Verlag).
- [60] Neely, Christopher J., A. Roy y C.H. Whiteman (2001), "Risk Aversion Versus Intertemporal Substitution: A Case Study of Identification Failure in the Intertemporal Consumption Capital Asset Pricing Model", *Journal of Business and Economic Statistics* 19, n<sup>o</sup> 4, págs. 395-403.

- [61] 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<sup>o</sup> WP-EC 2001-02.
- [62] Nieto, Belén (2002), “La valoración intertemporal de activos: un análisis empírico para el mercado español de valores”, *Investigaciones Económicas* 26, n<sup>o</sup> 3, págs. 497-524.
- [63] Ogaki, Masao y C.M. Reinhart (1998a), “Measuring Intertemporal Substitution: the Role of Durable Goods”, *Journal of Political Economy* 106, n<sup>o</sup> 5, págs. 1078-98.
- [64] Ogaki, Masao y C.M. Reinhart (1998b), “Intertemporal Substitution and Durable Goods: Long-Run Data”, *Economics Letters* 61, n<sup>o</sup> 1, págs. 85-90.
- [65] Pliska, Stanley R. (2002), *Introduction to Mathematical Finance. Discrete Time Models*. (Oxford: Blackwell).
- [66] Rietz, Thomas A. (1988), “The Equity Risk Premium. A Solution”, *Journal of Monetary Economics* 22, n<sup>o</sup> 1, págs. 117-31.
- [67] Rodríguez López, Rosa (1997), “Modelos Intertemporales de Valoración de Activos: Análisis Empírico para el Caso Español”, *Revista Española de Economía* 14, n<sup>o</sup> 2, págs. 189-213.
- [68] Rubio, Eva M. (1995), “Testing the CCAPM on Spanish Data: A New Approach”, *Documentos de Trabajo del Centro de Estudios Monetarios y Financieros*, n<sup>o</sup> 9603.
- [69] Rubinstein, M. (1976), “The Valuation of Uncertain Income Streams and the Pricing of Options”, *Bell Journal of Economics* 7, n<sup>o</sup> 2, págs. 407-25.
- [70] Sauer, Andreas y A. Murphy (1992), “An Empirical Comparison of Alternative Models of Capital Asset Pricing in Germany”, *Journal of Banking and Finance* 16, n<sup>o</sup> 1, págs. 183-96.
- [71] Siegel, Jeremy J. y R.H. Thaler (1997), “Anomalies. The Equity Premium Puzzle”, *Journal of Economic Perspectives* 11, n<sup>o</sup> 1, págs. 191-200.
- [72] Stock, James H., J.H. Wright y M. Yogo (2002), “A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments”, *Journal of Business and Economic Statistics* 20, n<sup>o</sup> 4, págs. 518-29.
- [73] Tallarini, Thomas D. y H.H. Zhang (2004), “External Habit and the Cyclicity of Expected Stock Returns”, *GSIA Working Papers*, n<sup>o</sup> 2004:04. (Carnegie Mellon University, Graduate School of Industrial Administration).
- [74] Uriel, Ezequiel, M.L. Moltó y V. Cucarella (2000), *Contabilidad Nacional de España. Series enlazadas 1964-1997 (CNEe-86)*. (Madrid: Fundación BBV).
- [75] Van Dalen, Hendrik P. (1999), “Intertemporal Substitution in Public and Private Consumption. Long-Run Evidence from the United States and the United Kingdom”, *Economic Modelling* 16, n<sup>o</sup> 3, págs. 355-70.

- [76] Weil, Philippe (1989), “The Equity Premium Puzzle and the Riskfree Rate Puzzle”, *Journal of Monetary Economics* 24, n<sup>o</sup> 3, págs. 401-21.
- [77] Yogo, Motohiro (2004), “Estimating the Elasticity of Intertemporal Substitution when Instruments Are Weak”, *The Review of Economics and Statistics* 86, n<sup>o</sup> 3, págs. 797-810.
- [78] Zembík, Petr (2001), “An Empirical Investigation on the Consumption Based Capital Asset Pricing Model Using a Modified Variance-Ratio Test”, *Journal of Economics and Finance* 25, n<sup>o</sup> 1, págs. 1-22.