

# Modelos intertemporales de valoración de activos: análisis empírico para el caso español

Rosa Rodríguez López\*

Universidad Carlos III. Departamento de Economía de la Empresa.

*Recibido:* marzo de 1996

*Aceptado:* junio de 1997

## Resumen

El objetivo de este trabajo es analizar el modelo intertemporal básico de valoración de activos con consumo (CCAPM) para el caso español. A semejanza de la evidencia alcanzada para otros países se corrobora el escaso éxito empírico de este modelo. Además, se estudia su comportamiento cuando se relajan los supuestos más restrictivos de la función de utilidad: la separabilidad temporal y la separabilidad entre estados de la naturaleza. Los resultados obtenidos sugieren que las preferencias de un consumidor/ahorrador representativo en la economía española no pueden suponerse separables y que la no separabilidad temporal se debe en mayor grado a la formación de hábitos de consumo que a la durabilidad en los bienes de consumo.

**Palabras clave:** CCAPM, preferencias isoelásticas generalizadas, persistencia de hábito, durabilidad.

## Abstract. *Intertemporal Capital Asset Pricing Models: Evidence from Spain*

This paper analyzes the Consumption Capital Asset Pricing Model for the Spanish case. In the manner of the evidence found in other countries, the empirical failure of this model is corroborated. The behavior of the CCAPM is also studied when the most restrictive utility function assumptions are relaxed: the time separability and the separability between states of the nature. The results indicate that the preferences of the representative agent, in the Spanish economy, are not separable and also that the time separability is due to habit persistence in aggregate consumption not to durability.

**Key words:** CCAPM, generalized isoelastic preferences, habit persistence, durability.

\* Quiero agradecer los comentarios y sugerencias recibidos de Ignacio Peña, Fernando Restoy y Enrique Sentana, así como de los asistentes a las II Jornadas de Economía Financiera (Bilbao, 1995) y XIX Simposium de Análisis Económico (Barcelona, 1994). Los errores que pudiera contener este trabajo son de mi exclusiva responsabilidad. Nueva Dirección: Universidad Europea de Madrid. Departamento de Matemáticas. Villaviciosa de Odón. Madrid.

## 1. Introducción

Durante las dos últimas décadas, numerosos artículos han estudiado el comportamiento empírico del modelo estático de valoración de activos (CAPM). Los resultados indican que el modelo encuentra serias dificultades para explicar la variación de los rendimientos de los activos en muestras de sección cruzada (Banz, 1981; Gibbons, 1982; Basu, 1983; Chan, Chen y Hsieh, 1985; Shanken, 1985; Bhandari, 1988; Fama y French, 1992). Jagannathan y Wang (1996) muestran que la versión condicional del CAPM funciona mejor a la hora de explicar la variación de los rendimientos en este tipo de muestras. Sin embargo, los modelos estáticos de valoración se derivan en un contexto donde los inversores viven sólo un período. En el mundo real los inversores viven más de un período. En este sentido, los modelos intertemporales de valoración de activos nacen con la intención de superar las deficiencias teóricas del CAPM. En particular, los modelos intertemporales de valoración con consumo (CCAPM) se sitúan en un contexto más realista al permitir que el proceso de toma de decisiones de los agentes tenga lugar en más de dos períodos, y que decidan simultáneamente tanto las pautas de consumo como la utilización de la riqueza no consumida.

A pesar de la relativa generalidad del modelo intertemporal básico (CCAPM) (Lucas, 1978; Breeden, 1979; Hansen y Singleton, 1982), los resultados empíricos obtenidos no son muy satisfactorios. En primer lugar, este escaso éxito empírico se justifica por la mala especificación del modelo, que lleva a rechazar el mismo en base a los contrastes de bondad de ajuste. En segundo lugar, el modelo no predice adecuadamente las primas de riesgo. El proceso estocástico que sigue el consumo predice primas inferiores a las observadas para valores razonables del parámetro de aversión al riesgo.

Son varias las razones que podrían explicar los pobres resultados obtenidos con el modelo intertemporal básico. Algunos autores argumentan la escasa generalidad del modelo al suponer preferencias aditivas y separables (Ferson y Constantinides, 1991; Braun, Constantinides y Ferson, 1992; Epstein y Zin, 1991; Jorion y Giovannini, 1993). Otras posibles explicaciones incluyen las restricciones de liquidez (Zeldes, 1989), los costes de transacción (Luttmer, 1993) o el supuesto del agente representativo. Este último supuesto elimina el riesgo idiosincrásico individual y hace imposible explicar las primas de riesgo observadas dada la variabilidad del consumo agregado (Constantinides y Duffie, 1996).

Son numerosos los trabajos que tratan de resolver los problemas empíricos del modelo intertemporal básico mediante la relajación de los supuestos de la función de utilidad considerados más restrictivos. Tal es el caso de los estudios que relajan la separabilidad en el tiempo de la función de utilidad (Ferson y Constantinides, 1991; Braun, Constantinides y Ferson, 1992; Heaton, 1993) o de los que relajan la separabilidad entre estados de la naturaleza (Epstein y Zin, 1991; Jorion y Giovannini, 1993). Estos trabajos, realizados principalmente para Estados Unidos, muestran que los modelos intertemporales no proporcionan estimadores precisos y éstos son muy sensibles a la elección de los instrumentos utilizados en la estimación. En cuanto al contraste de bondad de ajuste presentan el rechazo del modelo con preferencias no separables entre estados de la naturaleza. Los mejores

resultados aparecen en los modelos con preferencias temporalmente dependientes, en los cuales se supone que la satisfacción del agente en un momento dado no sólo depende del consumo realizado en ese período, sino también del consumo realizado en períodos anteriores. Esto permite considerar fenómenos como la durabilidad de los bienes de consumo y la generación de hábitos. En este sentido, los resultados indican que el efecto de persistencia de hábito domina al efecto de durabilidad en el consumo.

El objetivo del presente estudio es aportar evidencia empírica que documente, para el caso español, el comportamiento empírico de los modelos intertemporales de valoración de activos con consumo. La estimación y contraste de estos modelos, que incorporan la formación de precios de activos, pretende ayudar a conocer mejor las características estructurales de la economía española gracias a la estimación de ciertos parámetros no incluidos en el modelo de valoración tradicional (CAPM). El estudio permitirá conocer, a su vez, si el abandono de la separabilidad temporal de las preferencias y la separabilidad entre los distintos estados de la naturaleza consigue superar los resultados obtenidos con el modelo definido a partir de funciones de utilidad separables (modelo intertemporal básico).

Existen razones para esperar que el modelo intertemporal básico no funcione mejor que en otros países: la estrechez del mercado español, las restricciones de liquidez y los estudios realizados con datos españoles. Alonso, Rubio y Tusell (1990), estiman el coeficiente de aversión relativa al riesgo para el mercado español utilizando la transformación propuesta por Rubinstein (1976) que permite evitar el uso de datos de consumo. El modelo estimado es equivalente a un modelo estático de valoración. Rubio (1995), estudia el modelo intertemporal básico para el mercado español y encuentra que el modelo puede explicar los primeros momentos de la prima de riesgo pero no los segundos. Ambos trabajos aportan evidencia sobre modelos de valoración en el caso español. Sin embargo, no existe evidencia que documente el comportamiento empírico de modelos intertemporales de valoración con preferencias no separables.

La aportación central de este trabajo es analizar el comportamiento empírico de diversos modelos intertemporales de valoración de activos que difieren entre sí por la especificación de la función de utilidad. Para ello, se estimarán los modelos y se realizará un contraste complementario de la verosimilitud de los mismos, que establece una región admisible para la media y desviación típica de la relación marginal de sustitución de los consumidores (Hansen y Jagannathan, 1991) y servirá de apoyo en un análisis coordinado de los resultados.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. La sección 2 presenta los modelos de valoración que se van a estudiar. La sección 3 resume la metodología utilizada en la estimación de los diferentes modelos. La sección 4 muestra los resultados obtenidos. La sección 5 presenta la frontera de Hansen y Jagannathan. Por último, en la sección 6 se presentan las conclusiones.

## 2. Valoración intertemporal

De forma general, los modelos intertemporales de valoración con consumo suponen la existencia de un agente representativo que maximiza la utilidad esperada de una senda intertemporal infinita de consumo contingente, recibiendo como única fuente de renta el rendimiento de una cartera compuesta por  $N$  activos financieros.

En el período  $t$ , el agente representativo resuelve el siguiente problema,

$$\begin{aligned} & \max_{C, w} E_t \sum_{i=0}^{\infty} U(C_{t+i}) \\ \text{s.a. } & W_{t+1} = (W_t - C_t)R_{m,t+1} \\ & R_{m,t+1} = \sum_{j=0}^N w_{j,t+1} R_{j,t+1} \\ & \sum_{j=0}^N w_j = 1, \end{aligned} \quad [1]$$

donde  $E_t$  es el operador esperanza condicional en el momento  $t$ ,  $C_t$  es el consumo agregado en el período  $t$ ,  $W_t$  es la riqueza financiera real del agente,  $w_j$  es la proporción de riqueza asignada al activo  $j$ ,  $R_{j,t+1}$  es el rendimiento real bruto del activo  $j$  entre  $t$  y  $t+1$ , y  $R_{m,t+1}$  es el rendimiento de la cartera de equilibrio del agente representativo; es decir, el rendimiento de la cartera de mercado.

Las condiciones de primer orden del problema anterior pueden escribirse como,

$$E_t [M_{t+1} R_{j,t+1}] = 1; \quad j = 1, \dots, N, \quad [2]$$

donde  $M_{t+1}$  es la relación marginal de sustitución intertemporal (RMS).

La expresión [2] indica que los rendimientos reales esperados de todos los activos adecuadamente descontados por la relación marginal de sustitución deben ser iguales en equilibrio.

En la versión más popular utilizada en los estudios empíricos de este tipo de modelos (Brown y Gibbons, 1985; Grossman y Shiller, 1981 y 1982; Hansen y Singleton, 1983; Litzemberger y Ronn, 1986; Alonso, Rubio y Tusell, 1990) las preferencias se representan mediante el valor esperado de la suma descontada de funciones de utilidad isoelásticas del tipo,

$$U(C_t) = \beta^t \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma}; \quad \gamma > 0, \quad [3]$$

donde  $\gamma$  representa tanto el coeficiente de aversión relativa al riesgo como la inversa de la elasticidad intertemporal de sustitución del consumo y  $\beta$  el factor de descuento intertemporal.

Esta especificación de las preferencias con aversión relativa al riesgo constante (CRRA) implica que la utilidad marginal del consumo en un estado de la naturaleza y para un período concreto depende únicamente del consumo realizado en ese período y en ese estado. Por tanto, las preferencias son separables en el tiempo y entre estados de la naturaleza.

En este caso, la relación marginal de sustitución es,

$$M_{t+1} = \beta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma}, \quad [4]$$

y las condiciones de primer orden, para el modelo intertemporal básico, puede escribirse como,

$$E_t \left[ \beta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} R_{j,t+1} \right] = 1; \quad j = 1, \dots, N. \quad [5]$$

La estimación y contraste de [5] permite conocer el comportamiento empírico de un modelo intertemporal de valoración de activos con consumo que supone preferencias separables tanto en el tiempo como entre estados de la naturaleza. Además, bajo ciertas condiciones, esta misma ecuación representa a un modelo estático de valoración aplicable en contextos intertemporales.

Si se supone que el consumo es una proporción constante de la riqueza, el conjunto de ecuaciones de Euler [5] puede reescribirse como<sup>1</sup>,

$$E_t [\beta^j R_{m,t+1}^{-\gamma} R_{j,t+1}] = 1; \quad j = 1, \dots, N. \quad [6]$$

La expresión [6] es equivalente a la condición de equilibrio de un problema estático de elección de carteras. La equivalencia que se produce entre los modelos estático y dinámico proporcionada por el hecho de que el ratio consumo-riqueza es constante tiene lugar en dos contextos. El primero, cuando los rendimientos se

1. Sea  $A_t = \frac{C_t}{W_t}$  el ratio consumo-riqueza y  $X_{t+1} = \frac{C_{t+1}}{C_t}$  la tasa de crecimiento del consumo. La restricción presupuestaria y la condición de Euler pueden escribirse como,

$$\begin{aligned} X_{t+1} &= A_{t+1}(A_t^{-1} - 1)R_{m,t+1}, \\ E_t \left[ \beta \left( \frac{A_{t+1}}{A_t} \right)^{-\gamma} (1 - A_t)^{-\gamma} R_{m,t+1}^{-\gamma} R_{j,t+1} \right] &= 1. \end{aligned}$$

Si el ratio-consumo riqueza es constante se obtiene,

$$E_t [\beta^j R_{m,t+1}^{-\gamma} R_{j,t+1}] = 1.$$

distribuyen de manera idéntica e independiente en el tiempo. En este caso, la realización de los rendimientos no proporciona información sobre su distribución en el futuro y, por lo tanto, el aspecto intertemporal del modelo es irrelevante. El segundo, cuando las preferencias son logarítmicas. Con este tipo de preferencias, el comportamiento del agente se caracteriza por un fenómeno de miopía racional en sus decisiones de consumo. Es decir, el agente consume sistemáticamente una proporción de su riqueza que es independiente de los estados de la naturaleza. Esto origina que el elemento intertemporal no sea importante y que el modelo estático de valoración sea válido período a período.

El modelo intertemporal básico presenta, entre sus características, la separabilidad temporal de las preferencias. Por lo tanto, ignora el fenómeno de la durabilidad en los bienes de consumo y la creación de hábitos. Ryder y Heal (1973); Eichenbaum, Hansen y Singleton (1988); Dunn y Singleton (1986); Constantinides (1990) y Novales (1990) incorporan en sus preferencias este tipo de fenómenos. La idea que subyace es que si la utilidad corriente depende del consumo presente y pasado, el consumo pasado puede reducir la utilidad si provoca hábitos. Por otro lado, el consumo pasado puede aumentar la utilidad corriente por su componente de durabilidad.

Empíricamente, Ferson y Constantinides (1991) investigan un modelo intertemporal que permite la consideración de ambos efectos. Estos autores suponen que el impacto de la durabilidad o hábito tiene lugar en un único período. La función de utilidad se define como una función aditiva y separable, análoga a la de las preferencias CRRA [3], donde el argumento es el flujo de servicios de consumo  $\bar{C}_t = C_t + b_1 C_{t-1}$ , siendo  $C_t$  el total de gastos de consumo en  $t$  y  $b_1$  el parámetro que mide el fenómeno de hábito si  $b_1 < 0$  o durabilidad si  $b_1 > 0$ . Cuando  $b_1 = 0$ , se obtiene el modelo intertemporal básico.

El modelo de preferencias temporalmente dependientes, así definido, implica la siguiente expresión para la relación marginal de sustitución,

$$M_{t+1} = \beta \frac{(C_{t+1} + b_1 C_t)^{-\gamma} + \beta b_1 E_{t+1} (C_{t+2} + b_1 C_{t+1})^{-\gamma}}{(C_t + b_1 C_{t-1})^{-\gamma} + \beta b_1 E_t (C_{t+1} + b_1 C_t)^{-\gamma}}, \quad [7]$$

siendo el conjunto de ecuaciones de Euler,

$$E_t \left[ \beta \left[ \left( \frac{C_{t+1} + b_1 C_t}{C_t + b_1 C_{t-1}} \right)^{-\gamma} + b_1 \beta \left( \frac{C_{t+2} + b_1 C_{t+1}}{C_t + b_1 C_{t-1}} \right)^{-\gamma} \right] R_{j,t+1} - b_1 \beta \left( \frac{C_{t+1} + b_1 C_t}{C_t + b_1 C_{t-1}} \right)^{-\gamma} \right] = 1$$

$$j = 1, \dots, N. \quad [8]$$

En ausencia de separabilidad temporal, el parámetro de concavidad  $\gamma$  tiene una interpretación diferente a la que presenta en el modelo intertemporal básico. Cuando las preferencias son separables en el tiempo, el parámetro  $\gamma$  indica tanto el coeficiente de aversión relativa al riesgo como la inversa de la elasticidad intertemporal de sustitución del consumo. Sin embargo, en un modelo de no separabi-

lidad temporal  $\gamma$  puede diferir substancialmente de la inversa de la elasticidad. Ferson y Constantinides (1991) demuestran que, con persistencia de hábito,  $\gamma$  es una cota inferior de la aversión relativa al riesgo.

La ecuación [8] se utilizará para comprobar el funcionamiento empírico del modelo de valoración con preferencias temporalmente dependientes. La estimación del parámetro  $b_1$  permite contrastar, por un lado, la hipótesis de separabilidad temporal y, por otro lado, descubrir fenómenos de hábito o durabilidad en el consumo.

Por último, las preferencias recogidas en el modelo intertemporal básico se encuentran dentro del paradigma de utilidad esperada. Es decir, la satisfacción del agente asociada a un vector aleatorio de consumo en un momento del tiempo es equivalente a la suma ponderada de la utilidad asociada a cada plan de consumo, donde la ponderación utilizada es la probabilidad de realización de cada plan de consumo. Los trabajos de Epstein y Zin (1991) y Weil (1990) relajan esta separabilidad entre estados de la naturaleza, dando lugar a preferencias donde los supuestos de las funciones de utilidad Von Neumann-Morgenstern no se verifican. Estos autores proponen una estructura de preferencias que reciben el nombre de preferencias isoelásticas generalizadas (GIP) que se definen de forma recursiva isoelástica:

$$V_t = U(C_t, E_t V_{t+1}) = \left[ (1-\beta) C_t^{1-\varrho} + \beta (E_t V_{t+1})^{\frac{1-\varrho}{1-\gamma}} \right]^{\frac{1-\gamma}{1-\varrho}}, \quad [9]$$

donde  $\gamma$  es el coeficiente de aversión relativa al riesgo y  $\varrho$  es la inversa de la elasticidad de sustitución intertemporal del consumo.

En primer lugar, la función de utilidad GIP permite modelizar las preferencias de los agentes por la temprana o tardía resolución de la incertidumbre según  $\gamma$  sea mayor o menor que  $\varrho$ . En segundo lugar, permite parametrizar de forma independiente las actitudes ante el riesgo y actitudes ante la sustitución intertemporal del consumo. Nótese, que en el modelo de preferencias temporalmente dependientes, el coeficiente de aversión relativa al riesgo también difiere de la inversa de la elasticidad del consumo, aunque no están parametrizados de forma separada.

Con preferencias isoelásticas generalizadas, la relación marginal de sustitución es,

$$M_{t+1} = \left( \beta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{\varrho} \right)^{\frac{1-\gamma}{1-\varrho}} R_{m,t+1}^{\frac{1-\gamma}{1-\varrho}-1}, \quad [10]$$

y el conjunto de ecuaciones de Euler es,

$$E_t \left[ \left( \beta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{\varrho} \right)^{\frac{1-\gamma}{1-\varrho}} R_{m,t+1}^{\frac{1-\gamma}{1-\varrho}-1} R_{j,t+1} \right] = 1; \quad j = 1, \dots, N. \quad [11]$$

El modelo así definido, presenta la atractiva propiedad de anidar el modelo estático convencional con el modelo intertemporal básico. En particular, si  $\gamma = 1$  o  $\varrho = 0$  se obtiene el modelo estático y si  $\gamma = \varrho$  se obtiene el modelo con preferencias CRRA. Aprovechando estas ventajas se utiliza este modelo [11] para contrastar el comportamiento empírico de las preferencias GIP y la hipótesis de utilidad esperada  $\gamma = \varrho$ , es decir, la separabilidad entre estados de la naturaleza de la función de utilidad.

### 3. Procedimiento de estimación

La estimación del vector de parámetros y el contraste de las ecuaciones de Euler se realiza utilizando el método generalizado de momentos (MGM) desarrollado en los trabajos de Hansen (1982) y Hansen y Singleton (1982). Este método proporciona, en primer lugar, un procedimiento para estimar de forma eficiente los parámetros del modelo y, en segundo lugar, sugiere un contraste de ajuste basado en el cumplimiento de las condiciones de sobreidentificación para los parámetros estimados.

La idea básica de este procedimiento de estimación radica en utilizar las ecuaciones de Euler como un conjunto de condiciones de ortogonalidad (Hansen y Singleton, 1982). Con dichas condiciones se construye una función objetivo cuyo minimizador es el estimador del vector de los parámetros. El procedimiento comienza obteniendo estimadores consistentes, aunque no eficientes, de los parámetros utilizando como matriz de ponderaciones la matriz identidad. La eficiencia se alcanza después de una iteración sobre una nueva matriz de ponderaciones. Esta última se construye utilizando un estimador consistente de la matriz de covarianzas de las condiciones de ortogonalidad a partir de los parámetros estimados en la primera etapa.

Para el contraste de las restricciones de sobreidentificación, se utiliza el estadístico Q de Hansen. Este estadístico se distribuye, si se verifican las condiciones de ortogonalidad, como una chi-cuadrado con tantos grados de libertad como el número de condiciones de ortogonalidad menos el número de parámetros.

En los modelos de valoración presentados, la ecuación de Euler se verifica para cualquier activo o estrategia de inversión factible. En este trabajo se ha dividido la estimación en dos partes para comprobar si el resultado de la estimación de los parámetros y el contraste de las ecuaciones de Euler es sensible a la utilización de distintos activos. La primera parte de la estimación utiliza como activos disponibles la cartera de mercado y el activo sin riesgo y en adelante se llamará estimación agregada (ver Apéndice para la descripción de los datos). En la segunda parte, las estrategias de inversión se corresponden con cinco grupos de sectores elaborados a partir de la clasificación sectorial de la Bolsa de Madrid y con la cartera de mercado (estimación desagregada).

La selección de los instrumentos es uno de los aspectos más conflictivos de este tipo de estudios. La inexistencia de una teoría general que analice si un instrumento es o no adecuado para la estimación, dificulta la selección de los mis-

mos. El único requisito del proceso de estimación es que las variables que se consideren como instrumentos sean conocidas por el agente cuando toma las decisiones de consumo y ahorro (Hansen y Singleton, 1982). Sin embargo, en este trabajo, se considera la capacidad de los instrumentos para predecir los rendimientos como una característica de la validez de los mismos. Utilizar instrumentos que no sean capaces de predecir los rendimientos puede sesgar las estimaciones de la relación marginal de sustitución  $M_{t+1}$  hacia una constante y llevar a un falso no rechazo del modelo basado en una selección poco adecuada de los instrumentos. Este problema otorga mayor poder a los contrastes realizados con instrumentos que sean capaces de predecir los rendimientos.

Una especificación de los modelos con relación marginal de sustitución constante del tipo,

$$E_t[CR_{j,t+1}] = 1; \quad j = 1, \dots, N, \quad [12]$$

implica que el agente valora las pautas de consumo independientemente de su distribución intertemporal y entre estados de la naturaleza y, por lo tanto, que el agente es neutral al riesgo. Bajo neutralidad al riesgo, si los rendimientos hoy no añaden información sobre los rendimientos mañana, los precios son un paseo aleatorio y por lo tanto los rendimientos no son predecibles. Si se estima este modelo [12] a través del MGM, el contraste de las condiciones de sobreidentificación concede una información muy útil para comprobar el poder predictivo de los instrumentos. La hipótesis nula es que los rendimientos no son predecibles; por tanto, si este modelo se rechaza con un conjunto de instrumentos determinado, su utilización en el resto de los modelos no sesgará la estimación de la RMS hacia una constante. Por el contrario, si el modelo no se puede rechazar con un conjunto de instrumentos dado, no pueden considerarse como instrumentos con buenas propiedades para la estimación pues podrían llevar a la RMS hacia una constante y dar lugar a un falso no rechazo de los modelos objeto de estudio.

Para comprobar la sensibilidad de los resultados a la utilización de diferentes instrumentos, se han elegido cinco conjuntos de instrumentos<sup>2</sup>, que han sido usados en la literatura empírica de este tipo de contrastes (Ferson y Constantinides, 1991; Campbell y Shiller, 1988; Jorion y Giovannini, 1993). Estos conjuntos incluyen una constante y los valores retardados de los rendimientos de los activos incluidos en las ecuaciones de Euler, así como retardos de la rentabilidad por dividendos, del tipo de interés interbancario, de la tasa de crecimiento del consumo y de la tasa de crecimiento del índice de producción industrial.

$$\begin{aligned} I1 &= [C, CC(-1), CC(-2), R_m(-1), R_m(-2), R_f(-1), R_f(-2)] \\ I2 &= [C, INTER(-1), DY(-1), IPI(-1)] \\ I3 &= [C, R_m(-1), DY(-1), R_f(-1)] \\ I4 &= [I3(-1)] \\ I5 &= [C, R_i(-1), R_b(-1), R_a(-1)] \end{aligned}$$

#### 4. Resultados empíricos

Para el período considerado, los rendimientos reales anualizados muestran una prima de riesgo media del 2,10% anual. Este dato no proporciona evidencia suficiente para sugerir si la prima del mercado español es inferior a la de otros países, ya que la prima depende en gran medida del período. Así, si se utiliza el Índice General de la Bolsa de Madrid para el período 1973-1991 ésta resulta igual a 3,28%. El estudio comparativo que sobre la prima de riesgo realizan Canova y Nicolo (1995) presenta, para un período semejante al utilizado en este trabajo (1973-1991), una prima para EEUU del 5,56% y cercana al 9% para países como Francia, Alemania y Japón.

En primer lugar, se ha procedido a estimar el modelo de neutralidad al riesgo. El objetivo es conocer si alguno de los conjuntos de instrumentos seleccionados puede sesgar las estimaciones de la RMS de los modelos a estudiar hacia una constante y provocar un falso no rechazo que oculte el verdadero comportamiento empírico de los mismos. Este no rechazo del modelo únicamente sería debido a la falta de capacidad de los instrumentos para predecir los rendimientos que formen parte de las ecuaciones de Euler.

La tabla 1 presenta los resultados obtenidos en la estimación del modelo de neutralidad al riesgo. Cuando se utiliza el primer conjunto de activos disponibles, es posible rechazar la hipótesis de cumplimiento de las condiciones de ortogonalidad con niveles de confianza aceptables. Sin embargo, la diferencia obtenida en el  $p$ -valor con el quinto conjunto de instrumentos, presenta a éste como un conjunto menos adecuado en la estimación de los diversos modelos que se quieren estudiar. Este resultado es razonable si pensamos en términos de capacidad para predecir los rendimientos. Es más difícil predecir los rendimientos de los activos disponibles (rendimiento de la cartera de mercado y tipo de interés sin riesgo) con el quinto conjunto de instrumentos, formado con rendimientos sectoriales, que con el resto de instrumentos que recogen retardos de dichas variables u otras como la rentabilidad por dividendos con capacidad para predecir los rendimientos (Campbell y Shiller, 1988).

Cuando se utilizan como activos disponibles los rendimientos de los grupos sectoriales y el rendimiento de la cartera de mercado, los mayores  $p$ -valores se obtienen para los dos primeros conjuntos de instrumentos. En estos dos casos no se puede rechazar la hipótesis de cumplimiento de las condiciones de ortogonalidad con un nivel crítico del 10%. Por lo tanto, presentan peores propiedades para ser utilizados como instrumentos en las estimaciones realizadas con el segundo conjunto de activos disponibles. En general, los  $p$ -valores son superiores en la estimación desagregada. De nuevo este hecho se debe a la mayor dificultad para predecir con los instrumentos disponibles los rendimientos desagregados; es decir, los rendimientos de los sectores.

A pesar de tener una clasificación entre instrumentos más adecuados y menos adecuados, la estimación se ha realizado con los cinco conjuntos para comprobar si realmente los resultados muestran que los instrumentos con menor capacidad para predecir los rendimientos de los activos disponibles sesgan las estimaciones y llevan a falsos no rechazos de los modelos.

**Tabla 1.** Modelo de neutralidad al riesgo. 1974-1992 datos trimestrales. Método de estimación MGM.

$$E_t [CR_{j,t+1}] = 1; \quad j = 1, \dots, N.$$

La estimación agregada utiliza como activos disponibles la cartera de mercado y el activo libre de riesgo. En la estimación desagregada los activos disponibles son la cartera de mercado y las carteras correspondientes a los sectores banca, alimentación, eléctricas, comunicaciones e industria. Los conjuntos de instrumentos son:  $I1 = [C, CC(-1), CC(-2), R_m(-1), R_m(-2), R_f(-1), R_f(-2)]$ ;  $I2 = [C, INTER(-1), DY(-1), IPI(-1)]$ ;  $I3 = [C, R_m(-1), DY(-1), R_f(-1)]$ ;  $I4 = [I3(-1)]$ ;  $I5 = [C, R_f(-1), R_b(-1), R_a(-1)]$ . Los errores estándar correspondientes a  $C$  y los  $p$ -valores correspondientes a el estadístico  $\chi^2$  se presentan entre paréntesis. El asterisco (\*) muestra la significatividad al 5% de los parámetros estimados.

	I1	I2	I3	I4	I5
Estimación agregada					
C	,99 (,001)*	1,00 (,001)*	,99 (,001)*	,99 (,001)*	1,00 (,001)*
$\chi^2$	29,70 (,005)	22,58 (,002)	24,97 (,0007)	29,49 (,0001)	11,36 (,12)
g.l.	13	7	7	7	7
Estimación desagregada					
C	1,00 (,006)*	,99 (,008)*	,99 (,008)*	,99 (,01)*	1,00 (,09)*
$\chi^2$	45,18 (,30)	17,45 (,78)	36,37 (,03)	34,9 (,05)	32,7 (,08)
g.l.	41	23	23	23	23

#### 4.1. Modelo intertemporal básico

Los resultados obtenidos en la estimación del modelo con preferencias CRRA se presentan en la tabla 2. El factor de descuento intertemporal  $\beta$  se estima con bastante precisión y toma un valor cercano a la unidad. Un valor comprendido entre cero y uno es razonable e indica que los individuos reciben mayor utilidad del consumo presente que del consumo futuro. En tres ocasiones, el estimador resulta ligeramente mayor que uno e indicaría agentes con preferencia por el tiempo negativa. A pesar de ello, debe notarse en primer lugar, que los conjuntos de instrumentos utilizados en dos de los tres casos se presentaron como instrumentos poco adecuados para la estimación. En segundo lugar, se puede afirmar que este tipo de resultados es previsible dadas las simulaciones que se han realizado con este modelo (Kocherlakota, 1988; Rubio, 1995).

Como es habitual en modelos con este tipo de preferencias, la estimación del parámetro de aversión al riesgo  $\gamma$  es bastante sensible al conjunto de instrumentos utilizado. Los valores estimados presentan un error estándar elevado y se sitúan en un rango de 0 a 13. En tres ocasiones el coeficiente estimado es negativo, por

**Tabla 2.** Modelo intertemporal básico. 1974-1992 datos trimestrales. Método de estimación MGM.

$$E_t \left[ \beta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} R_{j,t+1} \right] = 1; \quad j = 1, \dots, N.$$

La estimación agregada utiliza como activos disponibles la cartera de mercado y el activo libre de riesgo. En la estimación desagregada los activos disponibles son la cartera de mercado y las carteras correspondientes a los sectores banca, alimentación, eléctricas, comunicaciones e industria. Los conjuntos de instrumentos son:  $I1 = [C, CC(-1), CC(-2), R_m(-1), R_m(-2), R_f(-1), R_f(-2)]$ ;  $I2 = [C, INTER(-1), DY(-1), IPI(-1)]$ ;  $I3 = [C, R_m(-1), DY(-1), R_f(-1)]$ ;  $I4 = [I3(-1)]$ ;  $I5 = [C, R_i(-1), R_b(-1), R_a(-1)]$ . Los errores estándar correspondientes a  $\beta$  y  $\gamma$  y los  $p$ -valores correspondientes a el estadístico  $\chi^2$  se presentan entre paréntesis. El asterisco (\*) muestra la significatividad al 5% de los parámetros estimados.

	I1	I2	I3	I4	I5
Estimación agregada					
$\beta$	1,00 (,001)*	1,00 (,002)*	1,00 (,006)*	1,00 (,006)*	1,02 (,04)*
$\gamma$	,12 (,20)	1,16 (,34)*	,99 (,92)	,95 (,81)	3,2 (7,23)
$\chi^2$	32,01 (,001)	12,75 (,04)	14,8 (,02)	16,7 (,01)	3,69 (,71)
g.l.	12	6	6	6	6
Estimación desagregada					
$\beta$	1,04 (,01)*	,98 (,01)*	,99 (,01)*	,98 (,01)*	1,08 (,05)*
$\gamma$	7,47 (1,71)*	-21,8 (2,87)	-0,67 (2,60)	-1,54 (2,40)	13,19 (9,28)
$\chi^2$	41,73 (,39)	16,95 (,76)	34,66 (,04)	34,8 (,03)	33,82 (,05)
g.l.	40	22	22	22	22

lo que no tiene significado económico<sup>3</sup>. Sin embargo, en dichas ocasiones el parámetro no es significativamente distinto de cero.

La bondad del ajuste del modelo presenta dos características principales. Por un lado, se rechaza en siete de las diez estimaciones el contraste de las condiciones de sobreidentificación con un valor crítico del 10%. En segundo lugar, se aprecia cómo en los casos de instrumentos poco adecuados (*I5* en la estimación agregada e *I1* e *I2* en la estimación desagregada) podría estar teniendo lugar un falso no rechazo debido a la dificultad de dichos instrumentos para predecir los rendimientos de los activos disponibles.

3. En la estimación no se ha restringido  $\gamma$  a ser positivo porque ello provocaba problemas de convergencia. Resultados similares pueden encontrarse en Hansen y Singleton (1983) y Ferson y Constantinides (1991).

La sensibilidad del estimador del parámetro de aversión al conjunto de instrumentos utilizado, su imprecisión y el rechazo del contraste de sobreidentificación muestran evidencia para el caso español que confirma el deficiente comportamiento empírico obtenido en la literatura del modelo intertemporal básico. Hansen y Singleton (1982) para Estados Unidos y Roy (1994) en un análisis comparativo de Japón, Estados Unidos y Alemania encuentran estas mismas características proporcionando evidencia en contra de este modelo de valoración de activos con preferencias CRRA.

#### 4.2. Modelo estático

Las estimaciones del modelo estático de valoración se presentan en la tabla 3. En este caso, el parámetro  $\beta^1$  no puede identificarse como el factor de descuento intertemporal.

**Tabla 3.** Modelo estático. 1974-1992 datos trimestrales. Método de estimación MGM.

$$E_t [\beta^1 R_{m,t+1}^{-\gamma} R_{j,t+1}] = 1; \quad j = 1, \dots, N.$$

La estimación agregada utiliza como activos disponibles la cartera de mercado y el activo libre de riesgo. En la estimación desagregada los activos disponibles son la cartera de mercado y las carteras correspondientes a los sectores banca, eléctricas, alimentación, comunicaciones e industria. Los conjuntos de instrumentos son:  $I1 = [C, CC(-1), CC(-2), R_m(-1), R_m(-2), R_f(-1), R_f(-2)]$ ;  $I2 = [C, INTER(-1), DY(-1), IPI(-1)]$ ;  $I3 = [C, R_m(-1), DY(-1), R_f(-1)]$ ;  $I4 = [I3(-1)]$ ;  $I5 = [C, R_i(-1), R_b(-1), R_a(-1)]$ . Los errores estándar correspondientes a  $\beta$ ,  $\gamma$  y los  $p$ -valores correspondientes a el estadístico  $\chi^2$  se presentan entre paréntesis. El asterisco (\*) muestra la significatividad al 5% de los parámetros estimados.  $\beta^1$  no puede interpretarse como el factor de descuento intertemporal.

	I1	I2	I3	I4	I5
Estimación agregada					
$\beta$	,99 (,00)*	,99 (,00)*	1,00 (,00)*	1,00 (,00)*	,99 (,00)*
$\gamma$	,40 (,02)*	,89 (,006)*	1,05 (,00)*	1,03 (,00)*	,47 (,02)*
$\chi^2$	24,24 (,01)	17,96 (,006)	21,05 (,001)	16,58 (,01)	6,12 (,40)
g.l.	12	6	6	6	6
Estimación desagregada					
$\beta^1$	1,00 (,01)*	,99 (,01)*	,99 (,00)*	,99 (,00)*	1,00 (,00)*
$\gamma$	-,74 (,30)*	-,56 (,75)	,49 (,19)*	,52 (,17)*	,57 (,20)*
$\chi^2$	44,40 (,28)	16,48 (,79)	29,02 (,14)	30,72 (,10)	29,70 (,12)
g.l.	40	22	22	22	22

El modelo permite estimar el parámetro de aversión al riesgo con bastante precisión. Así,  $\gamma$  toma un valor situado entre 0,40 y 1,05, y resulta significativamente distinto de cero. De nuevo, el valor negativo de este parámetro no tiene significado económico, y se obtiene con aquellos instrumentos considerados menos adecuados para la estimación.

Alonso, Rubio y Tusell (1990) estiman este coeficiente para el mercado español con una muestra comprendida entre 1965 y 1984. Estos autores obtienen un valor del parámetro igual a 3,8 el cual se estima de forma muy precisa y concluyen que dicho valor varía según el período considerado. Así, para el período 1975-1984 el coeficiente era igual a 1,3. Los resultados encontrados en este trabajo son consistentes con los encontrados por los citados autores ya que se obtienen estimaciones precisas y es posible concluir también, al observar el error estándar, que se rechaza la función de utilidad logarítmica.

Si se eliminan los resultados obtenidos con los tres conjuntos de instrumentos considerados como menos adecuados, el contraste de bondad del ajuste indica el rechazo del modelo en la estimación agregada. En la estimación desagregada no podría rechazarse al 10% de nivel crítico pero sí al 15%. Este ligero aumento en los  $p$ -valores se debe, no al mejor funcionamiento del modelo para el caso desagregado, sino a la mayor dificultad que en general se tiene para predecir los rendimientos sectoriales.

### 4.3. Preferencias temporalmente dependientes

En la estimación de este modelo se ha tenido en cuenta que si el parámetro de concavidad toma un valor igual a cero y los parámetros  $b_1$  y  $\beta$  toman valores tales que  $(1+b_1\beta) = 0$ , se obtiene una solución trivial de la ecuación de Euler [8]. Para evitar dichas soluciones y puesto que para valores dados de los parámetros la función objetivo es invariante al factor de escala, se han dividido las condiciones de ortogonalidad por  $(1+b_1\beta)$ .

La ecuación de Euler [8] define, como en los modelos anteriores, un término de error con esperanza cero. Sin embargo, en este modelo concreto (Ferson y Constantinides, 1991), los errores siguen un proceso de media móvil de orden uno y recogen variables que espúreamente están contenidas en el conjunto de información del agente. Por ello, los conjuntos de instrumentos utilizados han sido retardados un período más respecto de los cinco conjuntos utilizados en las subsecciones anteriores. Este hecho requiere comprobar de nuevo qué instrumentos son más adecuados para la estimación. La estimación del modelo de neutralidad al riesgo presentaba en este caso idénticas características a las mostradas en la tabla 1 (los resultados están disponibles previa petición al autor).

Además, la estimación de la ecuación [8] plantea problemas numéricos ya que el estimador MGM del parámetro  $b_1$  está basado en la utilidad marginal, que es infinita para  $C_t + b_1 C_{t-1} = 0$  y no está definida para  $C_t + b_1 C_{t-1} < 0$ . Por este motivo, la estimación se ha realizado de forma distinta a los modelos anteriores [véase Nam (1990) para un análisis similar]. Se han fijado ciertos valores de  $b_1$  entre -1 y 1 con un intervalo de 0,05, y se ha ejecutado el procedimiento MGM para encontrar el valor mínimo de la función objetivo para  $b_1$ . Una vez encontrado el valor que mini-

miza la función objetivo, se examina un entorno de este valor con objeto de encontrar el mínimo global. Los resultados de la estimación se presentan en la tabla 4.

**Tabla 4.** Modelo con preferencias temporales dependientes. 1974-1992 datos trimestrales. Método de estimación MGM.

$$E_t \left[ \beta \left[ \left( \frac{C_{t+1} + b_1 C_t}{C_t + b_1 C_{t-1}} \right)^{-\gamma} + b_1 \beta \left( \frac{C_{t+2} + b_1 C_{t+1}}{C_t + b_1 C_{t-1}} \right)^{-\gamma} \right] R_{j,t+1} - b_1 \beta \left( \frac{C_{t+1} + b_1 C_t}{C_t + b_1 C_{t-1}} \right)^{-\gamma} \right] = 1$$

$$j = 1, \dots, N.$$

La estimación agregada utiliza como activos disponibles la cartera de mercado y el activo libre de riesgo. En la estimación desagregada los activos disponibles son la cartera de mercado y las carteras correspondientes a los sectores banca, eléctricas, alimentación, comunicaciones e industria. Los conjuntos de instrumentos son: I1 = [C, CC(-1), CC(-2),  $R_m(-1)$ ,  $R_m(-2)$ ,  $R_f(-1)$ ,  $R_f(-2)$ ]; I2 = [C, INTER(-1), DY(-1), IPI(-1)]; I3 = [C,  $R_m(-1)$ , DY(-1),  $R_f(-1)$ ]; I5 = [C,  $R_f(-1)$ ,  $R_b(-1)$ ,  $R_d(-1)$ ]. I4 no ha sido posible utilizarlo por problemas de convergencia. Los errores estándar de  $\beta$  y  $\gamma$  y los  $p$ -valores correspondientes a los estadísticos  $\chi^2$  y  $\chi_1^2$  se presentan entre paréntesis. El asterisco (\*) muestra la significatividad al 5% de los parámetros estimados. El estadístico  $\chi_1^2$  es la diferencia entre las funciones objetivos obtenidas en el procedimiento MGM, imponiendo la hipótesis  $b_1 = 0$  frente a la hipótesis alternativa  $b_1 \neq 0$ .

	I 1(-1)	I 2(-1)	I 3(-1)	I 4(-1)	I 5(-1)
Estimación agregada					
$\beta$	1,00 (,03)*	1,00 (,003)*	,98 (,10)*		1,01 (,02)*
$\gamma$	2,17 (3,20)	,0003 (,005)	2,16 (11,98)		,35 (1,39)
$b_1$	-,32	-,93	-,42		-,65
$\chi^2$	7,67 (,81)	4,54 (,60)	9,09 (,16)		5,04 (,53)
g.l.	12	6	6		6
$\chi_1^2$	3,30 (,06)	3,51 (,06)	2,474 (,11)		4,58 (,03)
Estimación desagregada					
$\beta$	1,02 (,01)*	1,00 (,008)*	,99 (,02)*	,99 (,01)*	1,02 (,03)*
$\gamma$	6,33 (1,76)*	,00 (,00)	-,03 (,04)	-,73 (,78)	2,76 (3,63)
$b_1$	-,28	-,96	-,91	-,64	-,35
$\chi^2$	28,74 (,90)	18,11 (,69)	18,70 (,66)	21,46 (,43)	15,48 (,84)
g.l.	40	22	22	22	22
$\chi_1^2$	2,08 (,14)	,32 (,56)	2,26 (,13)	2,27 (,13)	2,04 (,15)



Cuando se relaja la separabilidad temporal de las preferencias, la estimación del factor de descuento resulta bastante precisa y situada entre 0 y 1, salvo para el conjunto de instrumentos *I1* de la estimación desagregada y el conjunto *I5* de ambas estimaciones, donde se obtienen valores ligeramente superiores a la unidad. El parámetro de concavidad resulta, en general, bastante sensible al conjunto de instrumentos utilizado y no puede rechazarse que sea significativamente distinto de cero.

El parámetro de separabilidad temporal  $b_1$  presenta en todas las ocasiones un valor negativo que indica la dominancia del efecto de persistencia de hábito frente al efecto de durabilidad. La estimación de este parámetro permite un contraste sobre la separabilidad o no de las preferencias (Ferson y Constantinides, 1991). El modelo de separabilidad temporal implicaba la hipótesis nula  $H_0: b_1 = 0$ , con un término de error MA(0), es decir no había dependencia temporal en los gastos de consumo y el término de error no estaba autocorrelado. La hipótesis alternativa para el modelo con preferencias temporalmente dependientes es  $H_a: b_1 \neq 0$ , con un término de error MA(1). Para facilitar este contraste se supone que la hipótesis nula es  $H_0: b_1 = 0$ , con un término de error MA(1).

Para realizar el contraste se estima el modelo no restringido ( $b_1 \neq 0$ ) y con la matriz de ponderaciones obtenida en el procedimiento MGM se estima el modelo restringido ( $b_1 = 0$ ). La diferencia entre los valores de la función objetivo se distribuye como una chi-cuadrado con un grado de libertad. En la tabla 4 se observa que los valores obtenidos para dicho estadístico implican el rechazo de hipótesis nula en tres ocasiones. A pesar de que esto es estrictamente cierto al 10% de significación, la variación que tiene lugar en la función objetivo cuando se impone la restricción y cuando no se impone sugiere el rechazo de dicha restricción en casi todos los casos. Es decir, el rechazo del modelo de separabilidad temporal frente al modelo con preferencias temporalmente dependientes.

En ningún caso, se produce el rechazo del contraste de las condiciones de sobreidentificación. Por lo tanto, es posible afirmar, dados los resultados del análisis de los instrumentos, que la bondad del ajuste del modelo con preferencias temporalmente dependientes se debe a un mejor funcionamiento empírico y no a la falta de capacidad de los instrumentos para predecir los rendimientos.

Los resultados obtenidos en este modelo permiten subrayar dos cuestiones. En primer lugar, relajar el supuesto de separabilidad temporal de las preferencias, en el caso español, mejora el comportamiento empírico de los modelos intertemporales de valoración en cuanto a la bondad del ajuste. En segundo lugar, se observa que la no separabilidad temporal se debe en mayor grado a la formación de hábitos de consumo que a la durabilidad en los bienes de consumo, cuando el horizonte temporal es trimestral. Estos resultados son consistentes con los resultados obtenidos por Ferson y Constantinides (1991) para Estados Unidos.

#### 4.4. Modelo isoelástico generalizado

Los resultados obtenidos en la estimación del modelo con preferencias GIP se presentan en la tabla 5. En este caso, el factor de descuento intertemporal se estima con mucha precisión y toma valores comprendidos entre 0 y 1, salvo en la

estimación agregada donde resulta ligeramente superior a uno en dos ocasiones. Este resultado indica un problema que el modelo comparte con el modelo de utilidad esperada para ajustar los niveles de los rendimientos de los activos.

**Tabla 5.** Modelo isoelástico generalizado. 1974-1992 datos trimestrales. Método de estimación MGM.

$$E_t \left[ \left( \beta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\rho} \right)^{\frac{1-\gamma}{1-\rho}} R_{m,t+1}^{\frac{1-\gamma}{1-\rho}} R_{j,t+1} \right] = 1; \quad j = 1, \dots, N.$$

La estimación agregada utiliza como activos disponibles la cartera de mercado y el activo libre de riesgo. En la estimación desagregada los activos disponibles son la cartera de mercado y las carteras correspondientes a los sectores banca, eléctricas, comunicaciones e industria. Los conjuntos de instrumentos usados son: *I1* = [C, CC(-1), CC(-2),  $R_m(-1)$ ,  $R_m(-2)$ ,  $R_f(-1)$ ,  $R_f(-2)$ ]; *I2* = [C, INTER(-1), DY(-1), IPI(-1)]; *I3* = [C,  $R_m(-1)$ , DY(-1),  $R_f(-1)$ ]; *I4* = [I 3(-1)]; *I5* = [C,  $R_i(-1)$ ,  $R_b(-1)$ ,  $R_a(-1)$ ]. Los errores estándar de  $\beta$ ,  $\gamma$ , y  $\rho$  y el *p*-valor correspondiente a los estadísticos  $\chi^2$  y  $\chi_1^2$  se presentan entre paréntesis. El asterisco (\*) muestra la significatividad al 5% de los parámetros estimados. El estadístico  $\chi_1^2$  es la diferencia entre las funciones objetivo obtenidas en el procedimiento MGM, imponiendo la hipótesis  $\gamma = \rho$ .

	<i>I1</i>	<i>I2</i>	<i>I3</i>	<i>I4</i>	<i>I5</i>
Estimación agregada					
$\beta$	,99 (,00)*	1,00 (,00)*	1,00 (,00)*	1,00 (,00)*	1,00 (,00)*
$\gamma$	,22 (,15)	1,12 (,11)*	,95 (,02)*	,92 (,04)*	,72 (,63)
$\rho$	-,55 (,32)	2,45 (1,39)	2,20 (,77)*	2,12 (,73)*	,41 (1,34)
$\chi^2$	17,87 (,08)	10,46 (,06)	10,21 (,07)	7,54 (0,18)	5,816 (,32)
g.l.	11	5	5	5	5
$\chi_1^2(\gamma = \rho)$	5,66 (,01)	3,06 (,07)	8,52 (,00)	11,1 (,00)	3,18 (,07)
Estimación desagregada					
$\beta$	1,04 (,01)*	,98 (,02)*	,98 (,03)*	,97 (,02)*	1,03 (,12)*
$\gamma$	9,13 (3,09)	-5,14 (8,11)	-1,34 (5,14)	-2,03 (4,59)	1,13 (1,93)
$\rho$	5,65 (1,64)*	-2,42 (3,40)	-1,24 (4,85)	-1,51 (3,73)	2,38 (20,3)
$\chi^2$	41,18 (,37)	15,92 (,77)	30,21 (,08)	32,44 (,05)	29,87 (,09)
g.l.	39	21	21	21	21
$\chi_1^2(\gamma = \rho)$	,84 (,60)	1,07 (,29)	6,41 (,01)	2,28 (,13)	3,05 (,08)

El coeficiente de aversión relativa al riesgo presenta una pauta diferente según la estimación se realice de forma agregada o desagregada. En el primer caso, el parámetro se estima de una forma más precisa y toma valores entre 0,22 y 1,12. En el segundo caso, el parámetro no resulta significativamente distinto de cero.

El valor obtenido para el parámetro que indica la inversa de la elasticidad intertemporal de sustitución  $\rho$  resulta significativamente distinto de cero en tres ocasiones dado su error estándar. El contraste de las condiciones de sobreidentificación presenta  $p$ -valores ligeramente superiores a los obtenidos en el modelo intertemporal básico mostrando, de nuevo, falsos no rechazos para los conjuntos de instrumentos considerados menos adecuados (ver tabla 1).

El contraste de la hipótesis de utilidad esperada  $\gamma = \rho$  se ha realizado a través del MGM. En primer lugar, se estima el modelo completo y con la matriz eficiente obtenida se estima de nuevo imponiendo la restricción  $\gamma = \rho$ . La diferencia entre ambas funciones objetivo se distribuye como una chi-cuadrado con un grado de libertad. Los  $p$ -valores obtenidos indican que el cambio que se produce en el valor de las funciones objetivo cuando se impone o no esta restricción es suficiente como para rechazar el modelo de utilidad esperada frente al modelo con preferencias GIP. Este resultado corrobora los obtenidos por Epstein y Zin (1991) y Jorion y Giovannini (1993).

El análisis realizado presenta que, en el caso español, la bondad del ajuste de un modelo de valoración intertemporal definido con preferencias isoelásticas generalizadas mejora moderadamente respecto al modelo intertemporal básico. Además, destaca que la función de utilidad que representa las preferencias de los agentes no puede suponerse separable entre estados de la naturaleza.

## 5. Frontera de Hansen y Jagannathan

En las secciones anteriores se identifica la relación marginal de sustitución (RMS) del modelo intertemporal de valoración de activos restringiéndola a pertenecer a distintas funciones paramétricas y se contrasta si cada una de las particulares parametrizaciones es consistente con los datos.

Hansen y Jagannathan (1991) aportan una forma alternativa para contrastar los modelos intertemporales de valoración. Su aproximación ayuda a entender mejor el comportamiento empírico de cada uno de los modelos presentados y, por tanto, sirve de apoyo a un análisis coordinado de los resultados.

Dado que cualquier modelo de valoración puede entenderse como un modelo con factor de descuento estocástico (RMS), estos autores desarrollan una cota inferior para la volatilidad de la RMS y proponen un método no paramétrico para contrastar estos modelos. Una vez elaborada la cota de la volatilidad o frontera, el análisis consiste en estudiar si la media y la varianza de la RMS de cada uno de los modelos se encuentra o no dentro de la frontera admisible<sup>4</sup>.

4. Para la construcción de la frontera se han elaborado ocho series de pagos de activos ( $x$ ) y sus precios ( $q$ ). Las dos primeras series de pagos son los rendimientos originales de la cartera de mercado y del activo libre de riesgo. El precio de ambas estrategias es igual a uno por construcción. Las dos

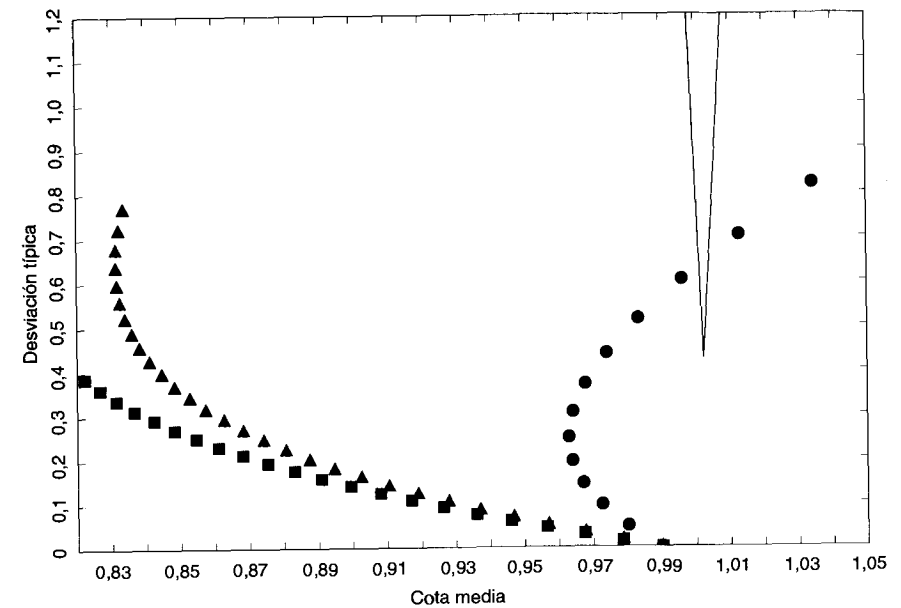


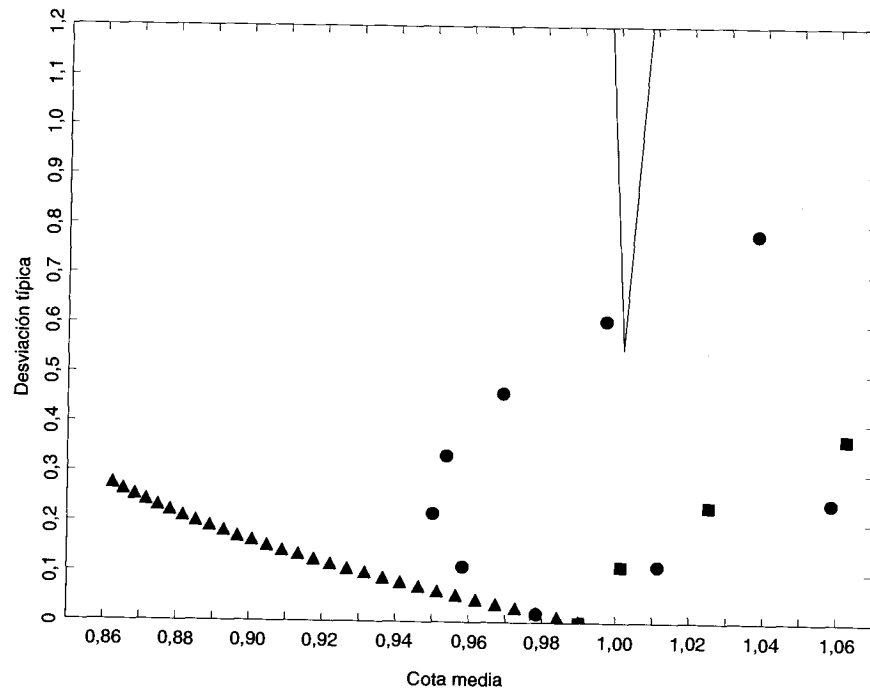
Figura 1. RMS del modelo con preferencias temporalmente dependientes. La cota media-desviación típica de la RMS implícita por la muestra de los rendimientos de los activos se representa en la curva de trazo continuo. Los pares media-desviación típica de la RMS se representan por triángulos si  $b_1 = 0$ , por cuadrados si  $b_1 = 0,5$  y por círculos si  $b_1 = -0,5$ .  $\beta$  es igual a 0,99.  $\gamma$  toma valores de 0 a 60 de dos en dos.

Para conocer el impacto que la relajación del supuesto de separabilidad temporal de la función de utilidad tiene sobre la RMS se considera el modelo con preferencias temporalmente dependientes que daba lugar a la ecuación [7] para la RMS. En esta expresión, si se quiere calcular el valor de la RMS es necesario calcular las esperanzas condicionales. Se seguirá a Cochrane y Hansen (1992) suponiendo que el crecimiento del consumo se distribuye independiente e idénticamente en el tiempo. De esta forma, es posible tomar la análoga esperanza incondicional para tener una idea aproximada del comportamiento de la RMS. Los resultados se presentan en la figura 1. Los triángulos representan el modelo

segundas series de pagos se formaron multiplicando los dos rendimientos anteriores por el rendimiento del activo libre de riesgo retrasado un período. El precio de estas dos estrategias es igual al rendimiento del activo libre de riesgo retrasado un período. El tercer par de series de pagos se formó multiplicando los dos rendimientos originales por el valor retrasado un período del rendimiento real del mercado. El precio, en este caso, es igual al rendimiento del mercado retrasado un período. Por último las dos series restantes de pagos resultan de multiplicar de nuevo los rendimientos originales por el ratio del consumo real en los dos períodos anteriores, siendo el precio de estas dos últimas estrategias igual al ratio del consumo.

con preferencias CRRA ( $b_1=0$ ). Los cuadrados representan el modelo de preferencias temporalmente dependientes cuando la no separabilidad se debe a durabilidad ( $b_1=0,5$ ) y los círculos representan el modelo con persistencia de hábito ( $b_1=-0,5$ ). En los tres casos se ha fijado  $\gamma$  en un rango de valores comprendido entre 0 y 60 y  $\beta$  en un valor igual a 0,99.

En la figura 1 se observa cómo, con preferencias separables en el tiempo, se necesitarían elevados coeficientes de aversión para interceptar la región admisible [para un resultado análogo véase Rubio (1995)]. Para valores de  $\gamma$  inferiores a 40, los sucesivos incrementos reducen la media de la RMS y aumentan de forma moderada la volatilidad. Posteriormente, la media y la volatilidad aumentan dirigiéndose hacia la frontera. Al introducir durabilidad el efecto es muy similar. Sin embargo, cuando la persistencia de hábito domina, la volatilidad de la RMS aumenta substancialmente para cada valor de  $\gamma$  permitiendo que se alcance la región aceptable para valores del parámetro de aversión menores.



**Figura 2.** RMS para los modelos GIP, CRRA y estático. La cota media-desviación típica de la RMS implícita por la muestra de los rendimientos de los activos se representa en la curva de trazo continuo. Los pares media-desviación típica de la RMS se representan por triángulos para el modelo CRRA, por cuadrados para el caso estático y por círculos para el modelo GIP. El factor de descuento  $\beta$  es igual a 0,99.  $\gamma$  toma valores entre 0 y 30 tomados de uno en uno.  $\rho$  es igual a 2.

Los resultados obtenidos en este análisis son consistentes con la aproximación paramétrica realizada en las secciones anteriores, ya que el modelo con preferencias temporalmente dependientes y persistencia de hábito proporcionaba mejores resultados empíricos respecto al modelo intertemporal básico.

La figura 2 muestra el mismo análisis para el modelo intertemporal básico, el modelo estático y el modelo con preferencias isoelásticas generalizadas. Los triángulos vuelven a representar al caso CRRA y los círculos y cuadrados representan las preferencias GIP y el caso estático respectivamente.

Para un factor de descuento igual a 0,99 y valores del coeficiente de aversión relativa al riesgo entre 0 y 30 puede observarse cómo el modelo que permite mayor volatilidad a la RMS es el modelo generalizado isoelástico de preferencias para un valor de  $\rho=2$ . Elasticidades intertemporales de sustitución  $1/\rho$  mayores reducen la volatilidad de la RMS y valores inferiores aumentan la volatilidad exigiendo parámetros de aversión superiores para interceptar la frontera.

La volatilidad de la RMS del modelo estático es mayor que la volatilidad de la RMS del modelo CRRA. Este hecho justifica que el modelo estático sea ampliamente utilizado en la práctica como herramienta de valoración a pesar de sus restricciones teóricas.

El análisis de la cota de volatilidad muestra cómo las preferencias no separables presentan una mayor volatilidad de la RMS. Este hecho justifica el mejor comportamiento empírico encontrado en la sección anterior. Sin embargo, un contraste estadístico como el desarrollado por Cecchetti, Lam y Mark (1994) que compruebe si el par media-varianza de la RMS pertenece o no a la frontera permitiría conclusiones más rigurosas. Por último, representar cotas de volatilidad para la RMS con distintos conjuntos de pagos podría mostrar los conjuntos de datos que imponen a los modelos las condiciones más restrictivas para el caso español.

## 6. Conclusiones

Este trabajo presenta un estudio empírico aplicado al caso español, con datos trimestrales desde 1974 a 1992, de distintos modelos de equilibrio general que explican la formación de precios de activos financieros en función de los argumentos de la función de utilidad del consumidor/ahorrador representativo de la economía.

En primer lugar, se estudian las preferencias isoelásticas y se analiza dentro de ellas el modelo estático. Se toma como referencia este primer modelo con función de utilidad separable en el tiempo y entre estados de la naturaleza para analizar dos modelos más. El primero de ellos, relaja la separabilidad temporal de las preferencias permitiendo los efectos de persistencia de hábito y durabilidad. El segundo relaja la separabilidad entre estados de la naturaleza.

Se ha comprobado que la utilización de instrumentos con bajo poder para predecir los rendimientos que forman parte de las ecuaciones de Euler conduce los parámetros estimados hacia valores que provocan una situación donde la relación marginal de sustitución intertemporal es constante. Esta situación llega a forzar

en ocasiones falsos no rechazos del modelo que ocultan su verdadero comportamiento empírico. Se muestra cómo el modelo de neutralidad ante el riesgo ayuda a discernir qué instrumentos son más adecuados para la estimación.

El trabajo empírico realizado muestra que, en el caso español, los modelos intertemporales proporcionan estimadores imprecisos y sensibles al conjunto de instrumentos utilizados en la estimación. En cuanto al contraste de bondad del ajuste, se obtiene el rechazo del modelo intertemporal básico. Los resultados son ligeramente mejores cuando se supone que se verifican las condiciones para que el modelo estático sea válido en un contexto intertemporal y cuando se relaja la separabilidad entre estados de la naturaleza. El modelo que presenta un mejor comportamiento en base al contraste de bondad del ajuste es el modelo con preferencias temporalmente dependientes.

Los resultados presentan evidencia suficiente para afirmar que las preferencias de un supuesto agente representativo de la economía española no pueden suponerse separables y también que, para horizontes trimestrales, la no separabilidad se debe en mayor medida a la formación de hábitos de consumo que a la durabilidad en los bienes de consumo. Por tanto, los consumos realizados en el pasado afectan de forma negativa, reduciendo la utilidad corriente.

Por último, la representación de la frontera de Hansen y Jagannathan ha permitido comprobar que a pesar de que la generalización de la función de utilidad aumenta en determinadas circunstancias la volatilidad de la RMS de los modelos intertemporales, ésta es inferior a la necesaria para obtener un buen ajuste.

En futuras líneas de investigación de éste tipo de modelos y una vez que se conocen las características de la función de utilidad podría analizarse en qué medida mejora el ajuste cuando se incorporan fenómenos como las restricciones de liquidez, los costes de transacción o se utiliza la posibilidad de agentes heterogéneos.

## Apéndice

### Descripción de los datos

Los datos utilizados son observaciones trimestrales en el período comprendido entre 1974 y 1992.

CC refleja la tasa de crecimiento de la serie de consumo real no duradero obtenida de la Contabilidad Nacional Trimestral. Ambas series están ajustadas por estacionalidad<sup>5</sup>.

5. La mayor parte de los trabajos empíricos sobre valoración de activos con consumo utilizan datos de consumo ajustados por estacionalidad. Ferson y Harvey (1992) analizan este tipo de modelos con datos de consumo no ajustados. Encuentran las mismas conclusiones generales que se obtienen con datos ajustados, es decir, el rechazo a las preferencias CRRA y un buen funcionamiento del modelo con preferencias dependientes en el tiempo con un parámetro que indica efectos de creación de hábito.

$R_m$  es el rendimiento de la cartera de mercado publicado para España en Morgan Stanley Capital International Perspective<sup>6</sup>.

$R_f$  indica el rendimiento del activo libre de riesgo. Dado que en España no se disponía de un mercado de deuda pública para todo el período muestral de este trabajo, se ha utilizado como aproximación el tipo de interés medio ponderado del agregado intermedio entre M3 y M2. Este agregado se compone fundamentalmente de depósitos de ahorro e incluye también empréstitos del sistema bancario, depósitos en moneda extranjera, cesiones temporales de activos y participaciones de activo (Cuenca, 1994).

$R_c$ ,  $R_e$  y  $R_b$  son los rendimientos trimestrales de los sectores de comunicaciones, eléctricas y banca.  $R_i$  es el rendimiento de un grupo formado a partir de los sectores de siderometalurgia, químico-textil y construcciones, donde cada sector pondera en el índice del grupo en función de su capitalización total. Del mismo modo,  $R_a$  ha sido elaborado con los sectores de alimentación y varios. Estos índices se han obtenido de las publicaciones de la Bolsa de Madrid.

DY es la rentabilidad media por dividendos del índice de la cartera de mercado publicado por Morgan Stanley Capital International Perspective.

IPI es la tasa de crecimiento del índice de producción industrial (INE).

INTER es el tipo de interés del Mercado Interbancario de los depósitos a tres meses. Para el período anterior a 1977 se ha utilizado el tipo de interés correspondiente a las instituciones crediticias por depósitos a plazo mayor a un año y menor a dos años publicado por el Banco de España.

Los precios utilizados para obtener los rendimientos reales se han medido con el deflactor implícito correspondiente a la definición de consumo adoptada.

## Referencias bibliográficas

- ALONSO, A.; RUBIO, G.; TUSELL, F. (1990). «Asset pricing and risk aversion in the Spanish stock market». *Journal of Banking and Finance*, 14: 351-369.
- BANZ, R.W. (1981). «The relationship between return and market value of common stocks». *Journal of Financial Economics*, 9: 3-18.
- BASU, S. (1983). «The relationship between earnings yield, market value, and return for NYSE common stocks: Further evidence». *Journal of Financial Economics*, 12: 51-74.
- BHANDARI, L.C. (1988). «Debt/equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence». *Journal of Finance*, 43: 507-528.
- BRAUN, P.; CONSTANTINIDES, G.M.; FERSON, W.E. (1992). «Time nonseparability in aggregate consumption. International evidence». *NBER*, W.P. n. 4104.

6. Para todas las series de rendimientos se ha procedido a intervenir el dato correspondiente a la crisis de 1987 iniciada el 19 de octubre en la Bolsa de Nueva York y que se extendió inmediatamente a los mercados internacionales, y el dato correspondiente a la crisis de 1990 (Guerra del Golfo).

- BREEDEN, D.T. (1979). «An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities». *Journal of Financial Economics*, 7: 265-296.
- BROWN, D.; GIBBONS, M. (1985). «A simple econometric approach for utility-based asset pricing models». *The Journal of Finance*, 40: 359-381.
- CAMPBELL, J.; SHILLER, R. (1988). «Stock prices, earnings, and expected dividends». *The Journal of Finance*, 43: 661-676.
- CANOVA, F.; NICOLO, G. (1995). «The equity premium and the risk free rate: A cross country, cross maturity investigation». *CEPR*, W.P. n. 1015.
- CECCHETTI, S.G.; LAM, P.; MARK, N. (1994). «Testing Volatility Restrictions on Intertemporal Marginal Rates of Substitution Implied by Euler Equations and Asset Returns». *The Journal of Finance*, 69: 123-152.
- CHAN, K.C.; CHEN, N.; HSIEH, D.A. (1985). «An exploratory investigation of the firm size effect». *Journal of Financial Economics*, 14: 451-471.
- COCHRANE, J.; HANSEN, L. (1992). «Asset pricing explorations for macroeconomics». *NBER*, W.P. n. 4088.
- CONSTANTINIDES, G.M. (1990). «Habit formation: A resolution of the equity premium puzzle». *Journal of Political Economy*, 98: 519-543.
- CONSTANTINIDES, G.M.; DUFFIE, (1996). «Asset pricing with heterogeneous consumers». *Journal of Political Economy*, 104: 219-240.
- CUENCA, J.A. (1994). «Variables para el estudio del sector monetario». *Documento de Trabajo Banco de España*, n. 9416.
- DUNN, K.B.; SINGLETON, K.J. (1986). «Modelling the term structure of interest rates under non-separable utility and durability of goods». *Journal of Financial Economics*, 17: 27-55.
- EICHENBAUM, S.; HANSEN, L.; SINGLETON, K.J. (1988). «A time series analysis of representative agent models of consumption and leisure choice under uncertainty». *The Quarterly Journal of Economics*, 103: 53-78.
- EPSTEIN, L.G.; ZIN, S.E. (1991). «Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: An empirical analysis». *Journal of Political Economy*, 99: 263-287.
- FAMA, E.F.; FRENCH, K.R. (1992). «The cross-section of expected stock returns». *The Journal of Finance*, 47: 427-466.
- FERSON, W.E.; CONSTANTINIDES, G.M. (1991). «Habit persistence and durability in aggregate consumption». *Journal of Financial Economics*, 29: 199-240.
- FERSON, W.E.; HARVEY, C. (1992). «Seasonality and consumption-based asset pricing». *The Journal of Finance*, 47: 511-553.
- GIBBONS, M. R. (1982). «Multivariate test of financial models: A new approach». *Journal of Financial Economics*, 10: 3-27.
- GROSSMAN, S.; SHILLER, R. (1981). «The determinants of the variability of stock market prices». *American Economic Review*, 71: 222-227.
- (1982). «Consumption correlatedness and risk measurement in economics with non-traded assets and heterogeneous information». *Journal of Financial Economics*, 10: 195-210.

- HANSEN, L. (1982). «Large sample properties of generalized method of moments estimators». *Econometrica*, 50: 1029-1054.
- HANSEN, L.; JAGANNATHAN, R. (1991). «Implications of security market data for models of dynamic economies». *Journal of Political Economy*, 99: 225-263.
- HANSEN, L.; SINGLETON, K. (1982). «Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models». *Econometrica*, 50: 1269-1286.
- (1983). «Stochastic consumption, risk aversion, and the temporal behavior of asset returns». *Journal of Political Economy*, 91: 249-265.
- HEATON, J. (1993). «The interaction between time-nonseparable preferences and time aggregation». *Econometrica*, 61: 353-385.
- JAGANNATHAN, R.; WANG, Z. (1996). «The conditional CAPM and the cross-section of expected returns». *The Journal of Finance*, 51: 3-53.
- JORION, P.; GIOVANNINI, A. (1993). «Time-series test of a non-expected-utility model of asset pricing». *European Economic Review*, 37: 1083-1100.
- KOCHERLAKOTA, R. (1988). «In defense of the time and state separable utility based asset pricing model». Manuscrito. Northwestern University.
- LITZENBERGER, R.; RONN, E. (1986). «A utility based model of common stock price movements». *The Journal of Finance*, 41: 67-92.
- LUCAS, R. (1978). «Asset prices in an exchange economy». *Econometrica*, 46: 1429-1446.
- LUTTMER, E.G. (1993). «Asset pricing in economies with frictions». W.P. Evaston, III.: Northwestern University.
- NAM, J.H. (1990). «Habit persistence/durability, taxation and seasonality in consumption-based asset pricing model». Duke University. Dissertation.
- NOVALES, A. (1990). «Solving nonlinear rational expectations models: A stochastic equilibrium model of interest rates». *Econometrica*, 58: 93-111.
- ROY, A. (1994). «Multicountry comparisons of the consumption based capital asset pricing model: Germany, Japan and USA». Manuscrito. University of London.
- RUBINSTEIN, M. (1976). «The valuation of uncertain income streams and the pricing of options». *Bell Journal of Economics*, 7: 407-425.
- RUBIO, E. (1995). «Testing the CCAPM on spanish data: A new approach». *CEMFI*, W.P. n. 9603.
- RYDER, H.E.; HEAL, G.M. (1973). «Optimal growth with intertemporally dependent preferences». *Review of Economic Studies*, 40: 1-31.
- SHANKEN, J. (1985). «Multivariate tests of the zero-beta CAPM». *Journal of Financial Economics*, 14: 327-348.
- WEIL, P. (1990). «Nonexpected utility in macroeconomics». *Quarterly Journal of Economics*, 105: 29-42.
- ZELDES, S.P. (1989). «Consumption and liquidity constraints: An empirical investigation». *Journal of Political Economy*, 97: 305-346.