

LA VALORACIÓN INTERTEMPORAL DE ACTIVOS: UN ANÁLISIS EMPÍRICO PARA EL MERCADO ESPAÑOL DE VALORES

BELÉN NIETO

Universidad de Alicante

En este trabajo se evalúa empíricamente un modelo de valoración de activos factorial basado en el propuesto por Campbell (1993) con datos del mercado bursátil español. Debido a la aproximación logarítmico-lineal que el autor hace para la restricción presupuestaria, surge un modelo que no necesita datos de consumo, en el que los factores que pretenden explicar las variaciones de la rentabilidad de diez carteras de tamaño son la rentabilidad de un índice del mercado, en primer lugar, y variables que sean capaces de predecir la rentabilidad futura. Como factores hemos escogido la rentabilidad por dividendos, el cociente entre el valor contable y el valor de mercado, ambos agregados, y un término de estructura temporal de tipos de interés. Los resultados indican que la rentabilidad por dividendos y el ratio valor contable-valor de mercado, cuando se consideran conjuntamente, son significativos en la predicción y la explicación de las rentabilidades.

Palabras clave: Predecibilidad, valoración intertemporal, modelo de Campbell, cociente valor contable/valor de mercado.

(JEL E44, G12)

1. Introducción

Durante las tres últimas décadas, buena parte de la investigación financiera se ha dedicado al estudio de modelos de valoración de activos con una doble finalidad: por un lado, analizar el comportamiento de

Este trabajo forma parte de mi tesis doctoral que he realizado bajo la dirección de Gonzalo Rubio, a quien agradezco su inestimable colaboración. Quiero agradecer los valiosos comentarios de los miembros del tribunal: Juan Carlos Gómez Sala, Miguel Angel Martínez, Alfonso Novales, Ignacio Peña y Rosa Rodríguez. Una versión previa del mismo ha sido publicada como documento de trabajo WP-EC 2001-02 del IVIE. También agradezco a Angel León, Juan Mora y Luisa Nieto su ayuda y generosa atención, así como los comentarios de Carmen Ansótegui en el VIII Foro de Finanzas y de los dos evaluadores anónimos de *Investigaciones Económicas*.

sus precios y, por otro, intentar encontrar variables que contengan información sobre los mismos. En el intento de alcanzar este objetivo, se desarrolla una gran variedad de modelos; desde el sencillo y estático *Capital Asset Pricing Model* de Sharpe (1964) y Lintner (1965) hasta los diferentes modelos dinámicos desarrollados a partir del *Intertemporal Capital Asset Pricing Model* de Merton (1973), de entre los cuales se ha prestado gran atención al *Consumption Capital Asset Pricing Model* (CCAPM) de Breeden (1979). Desafortunadamente, los resultados de las pruebas empíricas realizadas sobre este último modelo de consumo no son muy satisfactorios (Breeden, 1979; Hansen y Singleton, 1982; Rubio, 1996, y Rodríguez, 1998, entre otros). Por otro lado, el modelo no es capaz de explicar la prima por riesgo observada o bien, para hacerlo, se deben hacer predicciones absurdas sobre otras variables (Mehra y Prescott, 1985).

En función de la evidencia empírica previa, Campbell (1993) propone un modelo intertemporal que aborda dos de los problemas englobados en los argumentos utilizados para explicar el deficitario comportamiento del CCAPM. Por un lado, la falta de realismo en el establecimiento de funciones de utilidad independientes, en las que generalmente se basa la obtención de este tipo de modelos. Por otro, el problema derivado de la utilización de datos de consumo agregado, ya que pueden contener fuertes errores de medida y/o ser una mala aproximación del consumo realizado exclusivamente por los participantes en el mercado de activos (Mankiw y Zeldes, 1991). El resultado es un modelo multifactorial de valoración de activos cuyos factores no incluyen al consumo y han de ser escogidos siguiendo un criterio: deben ser variables capaces de predecir la rentabilidad futura de la riqueza.

Este trabajo contrasta el modelo de valoración de Campbell (1993) en sus dos versiones, imponiendo homocedasticidad en las variables y sin hacerlo, así como una versión más general que no impone la restricción en los precios de los factores implicada por tal modelo, en la línea del trabajo de Hardouvelis, Kim y Wizman (1996). Las estimaciones se realizan con el Método Generalizado de los Momentos (MGM) y el contraste de las restricciones de sobreidentificación de Hansen (1982) informa del buen ajuste del mismo.

El trabajo se organiza de la siguiente forma. En la sección 2 se describe el modelo de valoración sin consumo sujeto al análisis empírico, así como la metodología empleada. El siguiente apartado se encarga de

la descripción de los datos utilizados. En la sección 4 se presentan los resultados obtenidos y, por último, el apartado 5 concluye el estudio.

2. Un modelo de valoración intertemporal de activos sin consumo

2.1. El modelo teórico

La obtención del modelo intertemporal de Campbell (1993) parte de la consideración de la función de utilidad propuesta por Epstein y Zin (1989) y Weil (1989), un tipo de preferencias más realistas que las llamadas *constant relative risk aversion* (CRRA), tradicionalmente consideradas en modelos intertemporales como el CCAPM, que se caracterizan por la no suposición de independencia entre momentos del tiempo y estados de la naturaleza y permiten diferenciar entre el coeficiente de aversión relativa al riesgo y la elasticidad de sustitución intertemporal¹.

$$u_t = \left[(1 - \beta) W_t^{\frac{1-D}{\alpha}} + \beta (E_t u_{t+1})^{\frac{1-D}{\alpha}} \right]^{\frac{\alpha}{1-D}} \quad w_{t+1} = \frac{1 + r_{t+1}}{1 + \rho} \quad [1]$$

donde u_t es la utilidad de un agente representativo en el momento t , β es un factor de descuento en el tiempo, W_t es el consumo agregado en el momento t , $E_t u_{t+1}$ es la esperanza condicionada a la información disponible en el momento t , α es el coeficiente de aversión relativa al riesgo y ρ la elasticidad de sustitución intertemporal del consumo.

Si resolvemos el problema de maximización de la utilidad esperada de la riqueza agregada con la especificación de las preferencias anterior y suponiendo que la rentabilidad esperada de la riqueza y el crecimiento del consumo son conjuntamente lognormales, obtenemos la siguiente expresión para la prima por riesgo de un activo²:

$$E_t(\tilde{r}_{t+1}) - r_{t+1} = \frac{\sigma^2}{2} + \alpha \left(\frac{\sigma^2}{4} \right) + (1 - \beta) \rho \quad [2]$$

donde \tilde{r}_{t+1} es el logaritmo de la rentabilidad bruta del activo en el momento $t+1$, r_{t+1} es el logaritmo de una tasa libre de riesgo en el momento $t+1$, σ^2 es la varianza de la rentabilidad del activo, ρ

¹Las preferencias CRRA, también llamadas isoelásticas, reciben su nombre por la imposición del coeficiente de aversión relativa al riesgo constante.

²Si una variable se distribuye lognormal, el logaritmo de su media cumple la siguiente propiedad: $E_t(\ln Y_{t+1}) = E_t(\ln Y_t) + \frac{1}{2} \sigma^2$

es la covarianza entre la rentabilidad del activo y el crecimiento del consumo, y γ_f es la covarianza entre la rentabilidad del activo y la rentabilidad de la riqueza³.

CUADRO 1
Momentos de la rentabilidad y el consumo

	Media	Desviación estándar	Covarianza con el crecimiento del consumo	Correlación con el crecimiento del consumo
Crecimiento del consumo	2.5594	1.0479	0.0001098	1
Rentabilidad del mercado	25.7931	30.4957	0.0001660	0.0520
Rentabilidad libre de riesgo	9.4546	1.4671	-0.0000525	-0.3413
Prima por riesgo	16.3385	30.6187	0.0002185	0.0681

Los estadísticos de este cuadro están anualizados y se basan en observaciones trimestrales para el periodo comprendido entre enero de 1982 y diciembre de 1998. Las medias y desviaciones están expresadas en tantos por cien. La rentabilidad del índice de mercado y del activo libre de riesgo se calcula acumulando las mensuales correspondientes a los meses que componen el trimestre. El crecimiento del consumo de cada trimestre se calcula como el cociente entre el consumo de ese trimestre anterior. Los datos de consumo se refieren a consumo interior privado.

$$Y_{\xi}(\hat{c}_{\xi+1} + \hat{z}_{\xi+1}) + \frac{\gamma_f}{2} = \gamma_w \xi \quad \xi = 962$$

Como vemos en la ecuación anterior, la prima por riesgo depende de las covarianzas condicionadas de la rentabilidad del activo con el crecimiento del consumo y con la rentabilidad del mercado, ponderadas por γ y $(1 - \gamma)$ respectivamente. El siguiente paso consiste en incorporar la aproximación de la restricción presupuestaria que obtiene Campbell (1993). Si el ratio del consumo con respecto de la riqueza total (ξ) es en media constante en el tiempo, una aproximación logarítmico lineal de la restricción presupuestaria a la que está sujeto el problema de maximización, desde su expansión de Taylor alrededor de ξ , nos permite escribir la covarianza entre la rentabilidad de un activo y el crecimiento del consumo en función de las covarianzas con la rentabilidad del mercado y con la revisión de las expectativas de la rentabilidad futura⁴.

$$\gamma_w \xi = W \cdot \xi (\hat{c}_{\xi+1} - \xi) + \gamma_f \xi + (1 - \gamma) \xi \quad [3]$$

³Los subíndices temporales de los momentos de segundo orden se deben a su condicionamiento a la información disponible en ξ puesto que no se ha impuesto homocedasticidad en las variables.

⁴En este sentido, observamos las variables consumo y riqueza agregadas en el periodo considerado en este trabajo para tener una idea de lo aceptable que puede ser este supuesto. Como aproximación de la riqueza agregada tomamos el PIB real y el consumo es el interior privado también real. Como se puede observar en el Gráfico 1, las variaciones de ambas variables son muy similares, resultado en un ratio entre consumo y riqueza no consumida prácticamente constante. Por tanto, y extrapolando los resultados de Campbell (1993), la aproximación logarítmico-lineal es aceptable.

siendo $\lambda_{t+1} = W \cdot E_t(\lambda_{t+1} Q Y_{t+1} - Y_t) \sum_{s=1}^3 \lambda_{t+s}$ y λ un parámetro que surge como consecuencia de la no imposición de homocedasticidad en las variables.

Sustituyendo [3] en [2], tenemos una expresión para la prima de riesgo en la que no intervienen datos de consumo,

$$Y_t(\lambda_{t+1}) - \lambda_{t+1} = \frac{\lambda_{t+1}^2}{2} + \lambda_{t+1} f + \left((1 - \lambda) \cdot \frac{\lambda}{4} \right) \lambda_{t+1} \quad [4]$$

donde la rentabilidad esperada de un activo en exceso sobre el tipo de interés sin riesgo depende de la covarianza con la rentabilidad del mercado y con sus expectativas de futuro.

GRÁFICO 1

Representación de las variables PIB real y consumo interior privado real. Observaciones trimestrales de enero de 1982 a diciembre de 1998.

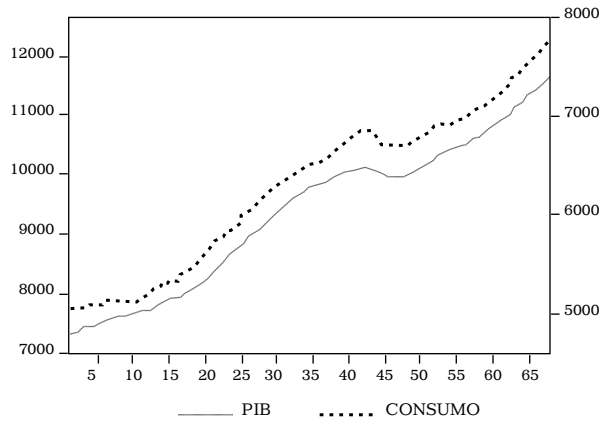
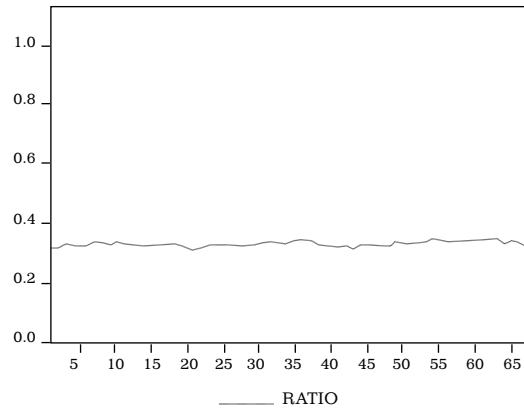


GRÁFICO 2

Proporción de consumo con respecto al exceso de PIB sobre consumo. Observaciones trimestrales de enero de 1982 a diciembre de 1998.



Por último, tan sólo queda aproximar empíricamente la variable $r_{i,t}$. Si denotamos como n_{t+1} a un vector de k componentes, siendo el primero de ellos la rentabilidad del mercado y el resto variables conocidas y relevantes para la predicción de la rentabilidad futura del mercado y suponemos que aquél sigue un proceso autorregresivo de primer orden (VAR (1)) con constante⁵:

$$n_{t+1} = U(n_t \mathbf{Q}) + \mathbf{G}_{t+1} \quad [5]$$

podemos escribir la revisión de las expectativas de la rentabilidad futura en función de los errores del VAR anterior:

$$(Y_{t+1} - Y_t) \sum_{\tau=1}^3 \alpha_{\tau} \mathbf{G}_{t+\tau} = y_1' \cdot U(I - U)^{D1} \mathbf{G}_{t+1} = \mathbf{G}_{t+1} \quad [6]$$

siendo y_1 un vector k -dimensional cuyo primer elemento es un uno y el resto ceros, I la matriz identidad de dimensión k y α_{τ} un vector de k elementos, en el que cada uno de ellos mide la importancia que tiene ese factor en la predicción de las rentabilidades futuras del mercado en cada ecuación del VAR. Así, podemos expresar $r_{i,t}$ como combinación de las covarianzas entre la rentabilidad del activo y estos errores.

$$r_{i,t} = \sum_{\epsilon=1}^k \beta_{\epsilon} \mathbf{G}_{\epsilon,t} \quad [7]$$

donde $\beta_{\epsilon} = W_{i,t} \mathbf{C}_{\epsilon,t}^{-1} \mathbf{C}_{\epsilon,t} \mathbf{G}_{\epsilon,t}$, son los elementos de \mathbf{G}_{t+1} y $\mathbf{C}_{\epsilon,t}$ los elementos de $\mathbf{C}_{\epsilon,t}$.

Incorporando [7] a [4], tenemos un modelo de k factores para la prima por riesgo de cada activo:

$$Y_{i,t} - z_{i,t} = \frac{r_{i,t}^2}{2} + \beta_{i,t} r_{i,t} + \left((\beta_{i,t} - 1) \cdot \frac{\beta_{i,t}}{4} \right) \sum_{\epsilon=1}^k \beta_{\epsilon} \mathbf{G}_{\epsilon,t} \quad [8]$$

en el que el primer factor es el mercado, con precio $\beta_{i,t} + ((\beta_{i,t} - 1) \cdot (\beta_{i,t}/4))$ y el resto de factores son las innovaciones en las variables del VAR, o instrumentos, con precio $((\beta_{i,t} - 1) \cdot (\beta_{i,t}/4))$, $\beta_{i,t} = 2\beta_{i,t}$.

⁵ Se podría haber utilizado un VAR de orden mayor, sin embargo los residuos del VAR (1) no contienen información adicional significativa, indicando que no es necesario aumentar el número de retardos.

El término de la desigualdad de Jensen de la ecuación [8], $\frac{1}{2} \sum_{i=1}^h \sigma_i^2$, puede eliminarse si se utilizan rentabilidades brutas en lugar de rentabilidades logarítmicas, puesto que se cumple la siguiente aproximación⁶:

$$Y_{\hat{r}}(\hat{r}_{t+1}) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^h \sigma_i^2 \cdot \hat{r}_{t+1} = Y_{\hat{r}}(f_{t+1}) \cdot f_{t+1} \quad [9]$$

y el modelo a contrastar es, por tanto,

$$Y_{\hat{r}}(f_{t+1}) \cdot f_{t+1} = \frac{1}{f_{t+1}} + \left((1 - \frac{\delta}{4}) \sum_{\epsilon=1}^{\infty} \epsilon^{-\epsilon} \right) \quad [10]$$

2.2. *Estimación y contraste*

Se va a utilizar el MGM para estimar conjuntamente los parámetros del modelo que se contrasta y los parámetros del VAR que siguen los factores, del mismo modo que lo hacen Campbell (1996) y Hardouvelis, Kim y Wizman (HKW) (1996) para los datos del mercado americano. Esta técnica consiste en elegir aquel vector de parámetros v tal que se minimice la siguiente forma cuadrática:

$$\hat{h}(v) = \{h(v)\}' k_h \{h(v)\} \quad [11]$$

donde:

$$\{h(v)\} = \left(\sum_{i=1}^h z_{i,t}(v) \right) Q_h O_k \left[\left(\sum_{i=1}^h (\epsilon_{i,t+1} \epsilon_{i,t+1}' + (n_{i,t} Q)(n_{i,t} Q)') \right) Q_h \right]^{D1} \quad [12]$$

siendo $\epsilon_{i,t+1} = (G_{i,t+1} Q_{i,t+1} - O_{i,t+1} b_{i,t+1}) Q_{i,t+1}$ es el error del modelo para la rentabilidad del activo i , $z_{i,t}(v) = (\epsilon_{i,t+1} \mathbb{1} (n_{i,t} Q))$, T es el tamaño muestral y el operador $\mathbb{1}$ el producto Kronecker.

A continuación, el contraste de sobreidentificación de Hansen (1982) informará de la buena especificación del modelo, mediante el valor de \hat{h} en el punto mínimo multiplicado por el tamaño muestral que, como

⁶La rentabilidad expresada con letras minúsculas es el logaritmo de la rentabilidad bruta, es decir, $f = \exp(\hat{r})$. A partir de la expansión de Taylor de segundo orden para la rentabilidad logarítmica alrededor de cero, se cumple que $f \approx 1 + \hat{r} + \frac{1}{2} \hat{r}^2$. Utilizando esta aproximación para la rentabilidad de cada activo i y para el activo libre de riesgo, restando ambas y suponiendo que $Y_{\hat{r}}(\hat{r}_{t+1})^2 D_{z_{i,t+1}}^{-2} \approx 0$, obtenemos la relación indicada por la ecuación [9].

muestra el autor, se distribuye asintóticamente como una chi-cuadrado con el número de condiciones de ortogonalidad $((_ + 1) \cdot (b + _))$ menos el número de parámetros como grados de libertad.

El análisis empírico consiste en la estimación de tres versiones de la ecuación [10]. La primera versión es un modelo multifactorial común, del tipo de los implicados por la teoría de arbitraje de Ross (1976), en la que no se imponen condiciones sobre los precios de los factores.

$$r_{i,t+1} = \alpha_{i,t+1} + \beta_{i,t+1} \sum_{\epsilon=1}^K v_{\epsilon} (G_{\epsilon,t+1} \hat{r}_{i,t+1}); \quad L = 1 \quad (13)$$

En segundo lugar, si se cumple la siguiente restricción en los parámetros,

$$v_1 = v_f + v_{\omega} \quad v_{\epsilon} = v_{\omega} \quad \epsilon = 2, \dots, K$$

el modelo a estimar es el de dos factores de Campbell, analizado antes teóricamente,

$$r_{i,t+1} = \alpha_{i,t+1} + \beta_{i,t+1} v_f (G_{1,t+1} \hat{r}_{i,t+1}) + v_{\omega} \sum_{\epsilon=2}^K v_{\epsilon} (G_{\epsilon,t+1} \hat{r}_{i,t+1}); \quad L = 1 \quad (14)$$

donde $v_f = 1$ es el precio del factor de mercado y $v_{\omega} = ((1 + 1) \cdot (K))$ es el precio de la combinación de todos los factores o instrumentos considerados.

Por último, el modelo de Campbell también se estima imponiendo la restricción de homocedasticidad ($1 = 0$) y v_f de nuevo representa a 1.

$$r_{i,t+1} = \alpha_{i,t+1} + \beta_{i,t+1} v_f (G_{1,t+1} \hat{r}_{i,t+1}) + (v_f + 1) \sum_{\epsilon=2}^K v_{\epsilon} (G_{\epsilon,t+1} \hat{r}_{i,t+1}); \quad L = 1 \quad (15)$$

3. Descripción de los datos

Los datos utilizados son de frecuencia mensual y se refieren al periodo comprendido entre enero de 1982 y diciembre de 1998. Como activos para analizar la ecuación de valoración de sección cruzada se usan las rentabilidades de diez carteras construidas ordenando por capitalización a 31 de diciembre del año anterior un total de 167 activos, a

partir de los cuales también se calculan dos índices de mercado, uno equiponderadamente y otro ponderado por el valor de los activos⁷.

Como rentabilidad del activo sin riesgo se ha utilizado el rendimiento implícito mensual de los tipos de interés a un año de los Pagarés del Tesoro, en el periodo 1982-1987, y desde 1988, del tipo de interés de las letras a un año en el mercado secundario.

Para las diez carteras de tamaño así como para el activo sin riesgo se utilizan rentabilidades nominales, que en el caso estudiado equivalen a las reales, dado que el modelo que se analiza está expresado en diferencias de rentabilidades logarítmicas y el efecto del deflactor es irrelevante.

Las variables del vector η_t juegan un doble papel en la especificación del modelo. Por un lado, han de ser variables con capacidad predictiva para la rentabilidad futura del mercado; por otro, sus innovaciones constituyen los factores de la ecuación de sección cruzada. Si la expresión [8] es correcta, ambos criterios coinciden. Tales variables serán: la rentabilidad del mercado (f_t), la rentabilidad media por dividendos (X_{mt}), el cociente medio entre el valor contable y el de mercado de cada empresa (V_{at}) y un término que recoge la estructura temporal de los tipos de interés (Y_{ht})⁸.

La rentabilidad por dividendos individual se calcula, para un mes determinado, como el cociente de la suma de los dividendos repartidos por la empresa en los doce meses anteriores al presente entre el precio en el mes anterior. En el cálculo del ratio valor contable-valor de mercado de cada empresa, el numerador en el momento t viene dado por el valor de sus recursos propios a 31 de diciembre del año anterior y el denominador es la capitalización de la empresa en el mes anterior. Las variables X_{mt} y V_{at} agregadas se obtienen como media simple de las correspondientes individuales. Por último, la variable que representa la estructura de los tipos de interés, se obtiene como la diferencia entre un tipo de interés a largo plazo, tomando para tal variable el rendimiento

⁷La rentabilidad de cada activo en un momento t se calcula como el cociente de la suma de su precio en t más los dividendos pagados por la empresa en t más los derechos de suscripción en t , entre su precio en el mes anterior. Además, están ajustadas por *splits* en el caso de ampliaciones o reducciones de capital.

⁸La elección de estas variables se debe a la evidencia empírica previa ofrecida por trabajos como los de Shiller (1984), Campbell y Shiller (1988), Fama y French (1992 y 1993), Chan, Jegadeesh y Lakonishok (1995), Kothari, Shanken y Sloan (1995), Kothari y Shanken (1997), Pontill y Schall (1998), Lewellen (1999) o Fama (1991).

interno medio de la Deuda Pública con mayor vencimiento posible, y la tasa sin riesgo.

Antes de pasar a los resultados de la estimación, podemos observar algunos estadísticos descriptivos de las variables que se consideran, en el Cuadro 2. Lo más destacable es el descenso que experimentan todas las variables, a excepción del índice ponderado, entre el primer y segundo subperiodo (paneles B y C), sobre todo Va que pasa de tener una media muy superior a uno a estar en torno a 0.77 a partir de junio de 1990 y mucho más estable. Por otro lado, la fuerte persistencia de Va , Xm y Yh justifica su especificación mediante un proceso autorregresivo. Tampoco podemos obviar la estrecha correlación entre Va y Xm que puede provocar multicolinealidad en las estimaciones que consideren ambas variables conjuntamente.

4. Resultados

Como se ha mencionado antes, los factores del modelo deben ser capaces de predecir la rentabilidad esperada del mercado. Por ello, antes de pasar a la estimación del mismo, detengámonos un instante en analizar las pendientes de la ecuación del VAR referida a la rentabilidad del mercado (primera ecuación de la expresión [5]) estimado por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), considerando diferentes conjuntos de instrumentos. Ahora bien, existe un inconveniente en la utilización de esta metodología, por el hecho de que los regresores no son estrictamente exógenos sino que están predeterminados. El resultado es la existencia de correlación entre los errores del VAR y las variables explicativas, que invalida la distribución en muestras finitas habitual en un modelo de regresión clásico. El problema consiste en que tanto los estimadores MCO de los parámetros como de sus varianzas están sesgados, lo que provoca estadísticos incorrectos que pueden dar lugar a conclusiones de significatividad inválidas. Se trata del conocido “sesgo de muestras finitas” ampliamente tratado por Stambaugh (1986,1999). Por esta razón, también realizaremos los contrastes de significatividad individual basados en los valores \dagger obtenidos con un *bootstrap*, mediante el que simulamos la distribución empírica del estimador de la pendiente que queremos contrastar bajo la hipótesis nula de que ésta es cero. A partir de residuos que se extraen aleatoriamente con reemplazamiento, tomando como primer dato de las variables sus valores históricos, y como los parámetros del sistema de ecuaciones del VAR sus estimaciones MCO anteriores, excepto para el parámetro corres-

CUADRO 2
Estadísticos descriptivos

Panel A: Periodo 1:1982 - 12:1998										
	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desv. est	Asimetría	Curtosis			
<i>RE</i>	2.196	1.873	29.945	-30.545	7.416	-0.034	5.369			
<i>RV</i>	2.125	1.842	22.445	-22.566	6.821	-0.088	3.827			
<i>BM</i>	130.970	86.480	384.660	32.827	94.254	1.290	3.221			
<i>DY</i>	4.168	3.232	11.326	1.584	2.275	1.374	3.759			
<i>ET</i>	0.142	0.099	0.817	-0.146	0.194	1.860	6.995			
Panel B: Periodo 1:1982 - 6:1990										
	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desv. est	Asimetría	Curtosis			
<i>RE</i>	3.145	2.509	29.945	-30.545	7.884	-0.149	6.233			
<i>RV</i>	2.170	1.625	22.445	-22.566	7.336	-0.036	4.158			
<i>BM</i>	184.810	139.680	384.660	61.061	107.210	0.322	1.508			
<i>DY</i>	5.024	3.384	11.327	1.755	2.867	0.546	1.733			
<i>ET</i>	0.228	0.205	0.817	-0.146	0.234	1.182	4.014			
Panel C: Periodo 7:1990 - 12:1998										
	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desv. est	Asimetría	Curtosis			
<i>RE</i>	1.246	1.096	18.820	-20.429	6.823	0.000	3.874			
<i>RV</i>	2.081	1.977	16.385	-15.003	6.299	-0.175	2.972			
<i>BM</i>	77.119	75.223	128.890	32.827	22.591	0.133	2.379			
<i>DY</i>	3.311	3.175	5.168	1.584	0.826	0.321	2.552			
<i>ET</i>	0.056	0.080	0.020	-0.088	0.079	-0.126	1.992			
Panel D: Periodo 1:1982 - 12:1998										
Autocorr.	1	2	3	4	5	6	7	10	20	30
<i>RE</i>	0.276	-0.024	-0.59	0.054	0.022	0.000	0.026	0.100	-0.044	-0.025
<i>RV</i>	0.174	-0.062	-0.111	0.043	-0.045	0.037	-0.001	0.021	0.009	-0.009
<i>BM</i>	0.987	0.974	0.959	0.945	0.927	0.909	0.889	0.820	0.560	0.310
<i>DY</i>	0.975	0.948	0.924	0.902	0.875	0.843	0.811	0.729	0.454	0.120
<i>ET</i>	0.924	0.855	0.783	0.716	0.660	0.553	0.502	0.405	0.246	0.149
Correlación	<i>RE</i>	<i>RV</i>		<i>BM</i>		<i>DY</i>		<i>ET</i>		
<i>RE</i>	1	0.8651		0.1047		0.0648		0.0285		
<i>RV</i>		1	0.0432		0.0398		-0.0393			
<i>BM</i>			1	0.9397		0.5656				
<i>DY</i>				1	0.5605					
<i>ET</i>					1					

Los cálculos se basan en 204 observaciones mensuales (1:1982 a 12:1998) de cinco variables: rentabilidad de un índice equponderado del mercado (*RE*), la rentabilidad de un índice de mercado ponderado en base al valor (*RV*), el cociente entre el valor contable y el valor de mercado del índice (*BM*), la rentabilidad de los dividendos del índice (*DY*) y un término de estructura para los tipos de interés medido como la diferencia entre la rentabilidad de los tipos a largo plazo y la de los tipos de corto plazo (*ET*). Los paneles A, B y C se diferencian en el periodo muestral considerado: el primer panel se refiere a la muestra total y en los paneles B y C se toman dos subperiodos que resultan de dividir la muestra por la observación de junio de 1990. En los tres paneles los estadísticos están expresados en tantos porcentuales, a excepción de la asimetría y la curtosis. En el panel D se muestran las correlaciones que presenta cada variable consigo misma y con las demás. En este panel se considera el periodo muestral total.

pendiente a la variable que nos interesa, al cual se le impone el valor de cero, generamos unas pseudovariables. Con esta pseudomuestra volvemos a estimar el VAR y almacenamos el resultado del parámetro en cuestión. El procedimiento se repite 1000 veces, con lo cual tenemos un conjunto de 1000 estimadores que configuran un intervalo de confianza para la hipótesis de que ese parámetro es cero, mediante el cual obtendremos el valor \dagger del contraste.

En los Cuadros 3 y 4, tenemos los estimadores MCO de la primera ecuación del VAR, sus correspondientes valores \dagger referentes a los estadísticos t entre paréntesis y los valores p obtenidos mediante el *bootstrap* entre corchetes, así como el coeficiente de determinación ajustado de cada regresión, expresado en tantos por cien. En el Cuadro 3 se ha utilizado como rentabilidad del mercado la de un índice equiponderado de los activos de la muestra y en el Cuadro 4 se usa el índice ponderado por valor. En cada cuadro hay tres paneles que se refieren a tres periodos muestrales: el periodo total y dos subperiodos que resultan de dividir la muestra en dos partes aproximadamente iguales. El vector η está formado por la rentabilidad del mercado (f f) más una, dos o las tres variables con supuesto poder de predicción (Va Xm y Yh). En términos generales, podemos observar que el pasado de la rentabilidad del mercado claramente determina sus valores actuales, independientemente de la combinación de variables utilizada. Para el periodo total, ninguna de las otras tres variables resulta estadísticamente significativa en la predicción de la rentabilidad del mercado, si bien los mejores resultados los ofrece el ratio Va con pendiente positiva. Por subperiodos los resultados son diferentes. En ambas partes de la muestra se observa que la regresión que incluye, además de la rentabilidad del mercado, los ratios Va y Xm es la que mejor se comporta, tanto en términos de la significatividad de estas variables como de los coeficientes de determinación. Sobre todo en lo que se refiere al segundo subperiodo, en el que tanto los valores \dagger del contraste \ddot{S} clásico como los obtenidos mediante el *bootstrap* indican que ambas variables son significativamente distintas de cero al nivel del 1%. El hecho de que se produzca un cambio de signo en sus pendientes entre el primer subperiodo y el segundo hace que éstas sean muy pequeñas e irrelevantes cuando se usa la muestra total. Por otro lado, la predicción es mejor cuando se trata del índice equiponderado, como es lógico, puesto que los agregados se han calculado también como media simple de las correspondientes individuales, aunque las relaciones encontradas con

CUADRO 3
Relaciones de predicción. Índice equiponderado

		Periodo 1:1982 a 6:1990					Periodo 7:1990 a 12:1998							
<i>Rm</i>	<i>BM</i>	<i>DY</i>	<i>ET</i>	\bar{R}^2	<i>Rm</i>	<i>BM</i>	<i>DY</i>	<i>ET</i>	\bar{R}^2	<i>Rm</i>	<i>BM</i>	<i>DY</i>	<i>ET</i>	\bar{R}^2
0.2536 (0.000)	0.0069 (0.190)			6.81	0.2721 (0.006)	0.0045 (0.527)			6.14	0.2108 (0.035)	-0.0090 (0.757)			2.74
					0.0081 (0.669)	0.0875 (0.875)				0.0291 (0.597)				
0.2586 (0.000)		0.2149 (0.323)		6.47	0.2757 (0.005)	0.0454 (0.863)			5.78	0.2085 (0.035)		0.9960 (0.201)		4.24
		0.6061 (0.606)			0.0051 (0.005)	0.9411 (0.941)				0.0311 (0.031)		0.2591 (0.259)		
0.2630 (0.000)			-0.0406 (0.987)	6.01	0.2688 (0.007)			-2.7639 (0.397)	6.44	0.2138 (0.032)			4.3154 (0.595)	2.92
			0.9831 (0.983)		0.0091 (0.009)			0.4551 (0.455)		0.0241 (0.024)			0.7171 (0.717)	
0.2487 (0.000)	0.0175 (0.262)	-0.4622 (0.471)		6.59	0.2411 (0.015)	0.0476 (0.076)	-1.6645 (0.096)		7.86	0.1409 (0.153)	-0.1444 (0.007)	4.2824 (0.003)		10.13
	0.2341 (0.234)	0.4691 (0.469)			0.0081 (0.008)	0.0941 (0.162)				0.1251 (0.125)	0.0041 (0.004)	0.0021 (0.002)		
0.2496 (0.000)	0.0103 (0.109)		-2.8533 (0.355)	6.75	0.2541 (0.011)	0.0102 (0.217)		-5.1419 (0.175)	6.96	0.2148 (0.033)	0.0028 (0.943)		4.8559 (0.664)	1.93
	0.4241 (0.424)		0.5051 (0.505)		0.0081 (0.008)	0.6671 (0.667)		0.3291 (0.329)		0.0211 (0.021)	0.9771 (0.977)		0.7031 (0.703)	
0.2569 (0.000)		0.3165 (0.229)	-2.1165 (0.491)	6.22	0.2630 (0.008)		0.2651 (0.414)	-4.6723 (0.245)	6.13	0.2020 (0.039)		2.0561 (0.039)	17.647 (0.087)	6.13
		0.4641 (0.464)			0.0081 (0.008)		0.6791 (0.679)	0.4061 (0.406)		0.0291 (0.029)		0.0451 (0.045)	0.2251 (0.225)	
0.2455 (0.000)	0.0194 (0.218)	-0.4094 (0.525)	-2.6654 (0.390)	6.47	0.2364 (0.018)	0.0425 (0.125)	-1.3335 (0.221)	-3.1106 (0.450)	7.46	0.1457 (0.141)	-0.1273 (0.028)	4.4212 (0.003)	8.7987 (0.415)	9.82
	0.2581 (0.258)	0.5041 (0.504)	0.5651 (0.565)		0.0111 (0.011)	0.1731 (0.173)	0.3051 (0.305)	0.5841 (0.584)		0.0961 (0.096)	0.0151 (0.015)	0.0021 (0.002)	0.5141 (0.514)	

En este cuadro se presentan los resultados de las pendientes de la primera ecuación del siguiente sistema autorregresivo estimado por MCC:

$$Z_{t+i} = U(n, \Omega) + \mathcal{E}_{t+i}$$

donde el vector Z está formado por las variables indicadas en cada fila de estimaciones. Rm es la rentabilidad del índice equiponderado de los activos de la muestra, BM es la cociente entre valor contable y valor de mercado agregado, DY es la rentabilidad por dividendos también agregada y ET es un diferencial entre tipos a largo y a corto plazo. Debajo de cada estimador está el valor p correspondiente al estadístico t de significatividad individual entre paréntesis y el valor p obtenido mediante la distribución empírica del parámetro inferida a partir de un procedimiento de *bootstrap* imponiendo la hipótesis que se pretende constatar.

CUADRO 4
Relaciones de predicción. Índice ponderado

	Periodo 1:1982 a 12:1998				Periodo 1:1982 a 6:1990				Periodo 7:1990 a 12:1998						
	<i>Rm</i>	<i>BM</i>	<i>DY</i>	<i>ET</i>	\bar{R}^2	<i>Rm</i>	<i>BM</i>	<i>DY</i>	<i>ET</i>	\bar{R}^2	<i>Rm</i>	<i>BM</i>	<i>DY</i>	<i>ET</i>	\bar{R}^2
0.1717	0.0036				2.31	0.1931	0.0059			2.84	0.1309	-0.0166			0.25
(0.014)	(0.479)					(0.054)	(0.385)				(0.193)	(0.560)			
0.0071	0.7731					0.0371	0.8521				0.1641	0.4131			
0.1717		0.1649			2.37	0.1985		0.1434		2.40	0.1315		0.7247		0.83
(0.014)		(0.430)				(0.047)		(0.827)			(0.188)		(0.341)		
0.0091		0.6751				0.0351		0.8271			0.1551		0.4511		
0.1727			-1.0749		2.15	0.1967			-2.1202		0.1378			5.0619	0.33
(0.014)			(0.661)			(0.049)			(0.498)		(0.168)			(0.522)	
0.0071			0.6901			0.0401			0.5351		0.1451			0.6681	
0.1718	-0.0015	0.2243			1.88	0.1759	0.0315	-0.9854		2.91	0.0471	-0.1450	4.0422		7.12
(0.015)	(0.918)	(0.715)				(0.082)	(0.223)	(0.304)			(0.641)	(0.007)	(0.005)		
0.0071	0.9111	0.7311				0.0521	0.2021	0.3451			0.5711	0.0021	0.0041		
0.1662	0.0071		-3.0413		2.33	0.1770	0.0112		-4.7277		0.1346	-0.0078		3.5824	-0.66
(0.018)	(0.245)		(0.307)			(0.078)	(0.158)		(0.193)		(0.186)	(0.842)		(0.742)	
0.0071	0.5571		0.4371			0.0561	0.6241		0.3671		0.1441	0.8001		0.8291	
0.1661		0.3169	-3.1641		2.44	0.1855		0.3690	-4.7757		0.1247	1.6864	1.6864	15.9899	2.37
(0.018)		(0.210)	(0.285)			(0.064)		(0.237)	(0.216)		(0.209)	(0.083)	(0.083)	(0.112)	
0.0101		0.4311	0.4461			0.0421		0.5921	0.4071		0.1671	0.1001	0.1001	0.2841	
0.1661	0.0007	0.2907	-3.1835		1.95	0.1700	0.0251	-0.5747	-3.8440		0.0521	-0.1312	4.1444	6.9463	6.58
(0.019)	(0.963)	(0.638)	(0.288)			(0.094)	(0.346)	(0.583)	(0.334)		(0.608)	(0.022)	(0.004)	(0.510)	
0.0081	0.9711	0.7181	0.4661			0.0721	0.3161	0.6121	0.4991		0.5521	0.0051	0.0041	0.6151	

En este cuadro se presentan los resultados de las pendientes de la primera ecuación del siguiente sistema autorregresivo estimado por MCO.

$$Z_{t+i} = U(n_{tQ}) + \mathcal{G}_{t+1}$$

donde el vector Z_t está formado por las variables indicadas en cada fila de estimaciones. Rm es la rentabilidad del índice equiponderado de los activos de la muestra, BM es la cociente entre valor contable y valor de mercado agregado, DY es la rentabilidad por dividendos también agregada y ET es un diferencial entre tipos a largo y a corto plazo. Debajo de cada estimador está el valor p correspondiente al estadístico t de significatividad individual entre paréntesis y el valor p obtenido mediante la distribución empírica del parámetro inferida a partir de un procedimiento de *bootstrap* imponiendo la hipótesis que se pretende constatar.

el índice equiponderado en el segundo periodo muestral se mantienen en el Cuadro 4.

A continuación se presentan los resultados de la estimación MGM de los parámetros de los tres modelos de sección cruzada enunciados en el apartado anterior y para tres conjuntos de instrumentos que configuran el vector autorregresivo: $f f \mathcal{O}a$ y $Xm; f f \mathcal{O}a$ y $Yh; f f \mathcal{O}a \mathcal{O}m$ y Yh . Las estimaciones MCO de los parámetros del VAR se impondrán como condición inicial en la estimación conjunta mediante MGM. Al igual que en el Cuadro 3 sólo que ahora se presentan los resultados de todas las ecuaciones que configuran el VAR, en el Cuadro 5 tenemos estas estimaciones, sus respectivos esta-

CUADRO 5
Estimaciones MCO del VAR

Panel A							
	<i>Constante</i>	<i>Rm</i>	<i>BM</i>	<i>DY</i>	R^2	\bar{R}^2	
<i>Rm</i>	0.0121 (1.06)	0.2487* (3.63)	0.0175 (1.13)	-0.4622 (-0.72)	7.98	6.59	
<i>BM</i>	-0.0094 (-0.79)	-0.9043* (-12.65)	0.9612* (59.45)	1.6443* (2.47)	99.41	99.40	
<i>DY</i>	0.0016* (2.91)	-0.033* (-10.21)	0.0013** (1.71)	0.9333* (30.54)	97.84	97.81	
Panel B							
	<i>Constante</i>	<i>Rm</i>	<i>BM</i>	<i>DY</i>	R^2	\bar{R}^2	
<i>Rm</i>	0.0063 (0.75)	0.2496* (3.65)	0.0103 (1.61)	-2.8534 (-0.93)	8.13	6.75	
<i>BM</i>	0.0114 (1.31)	-0.9055* (-12.92)	0.9852* (150.51)	11.4865* (3.64)	99.43	99.42	
<i>ET</i>	3.53E-05 (0.50)	3.73E-05 (0.07)	3.90E-05 (0.74)	0.9132* (35.98)	90.77	90.63	
Panel C							
	<i>Constante</i>	<i>Rm</i>	<i>BM</i>	<i>DY</i>	<i>ET</i>	R^2	\bar{R}^2
<i>Rm</i>	0.0112 (0.98)	0.2455* (3.57)	0.0194 (1.24)	-0.4094 (-0.64)	-2.6654 (-0.86)	8.32	6.47
<i>BM</i>	-0.0057 (-0.49)	-0.8912* (-12.78)	0.9534* (59.93)	1.4298* (2.191)	10.8300* (3.45)	99.44	99.42
<i>DY</i>	0.00166* (3.04)	-0.0332* (-10.14)	0.0011 (1.50)	0.9292* (30.34)	0.2060 (1.40)	97.86	97.82
<i>ET</i>	0.0001 (1.11)	-2.07E-05 (-0.04)	0.0002 (1.31)	-0.0058 (-1.10)	0.9159* (35.94)	90.83	90.64

Los resultados se basan en 203 observaciones mensuales (2:1982 a 12:1998). Como variables del vector autorregresivo se van a considerar: la rentabilidad de un índice equiponderado del mercado (*Rm*), el cociente entre el valor contable y el valor de mercado del índice (*BM*), la rentabilidad de los dividendos del índice (*DY*) y un término de estructura para los tipos de interés medido como la diferencia entre la rentabilidad de los tipos a largo y la de los tipos a corto plazo (*ET*). La composición del vector cambia en los distintos planes: *Rm*, *BM* y *DY* en el panel A, *Rm*, *BM* y *ET* en el panel B, y las cuatro en el panel C. Debajo de las estimaciones están los correspondientes estadísticos t entre paréntesis. * indicasignificatividad al 5% y ** al 10%. En las dos últimas columnas tenemos los coeficientes de determinación de cada ecuación, expresados en tantos por cien.

dísticos \tilde{S} de significatividad individual entre paréntesis y en las dos últimas columnas los coeficientes de determinación de cada una de las ecuaciones, para las cuales el factor representativo del mercado es el índice equiponderado dada su probada mejor predicción por parte de los demás factores.

Como podemos observar en este cuadro, y en los tres paneles de estimaciones, la ecuación que peor se ajusta es la referida a la rentabilidad del mercado, con coeficientes de determinación en torno al 8%. Lo contrario ocurre con el resto de factores, que están muy bien especificados con los retardos de sí mismos y de los demás, presentando coeficientes de ajuste superiores al 90%. Así ocurre también en las estimaciones del VAR realizadas por Campbell (1996) y HKW (1996)⁹, pudiendo observarse coeficientes de determinación de magnitud similar en las ecuaciones referidas a los factores considerados aquí. Por otro lado, estos resultados eran de esperar, pues en los estadísticos descriptivos pudimos ver la alta persistencia de todas las variables, excepto la rentabilidad del mercado, junto con altas correlaciones entre ellas. Sin embargo, si nos fijamos en la relación que mantiene la rentabilidad del mercado con los retardos del resto de factores, los resultados contradicen a los obtenidos en los trabajos citados. Por un lado, como se aprecia en el cuadro, la rentabilidad pasada es un factor significativo, no sólo en la predicción de sí misma sino también en la predicción de los demás factores, mientras que esta importancia desaparece en todas las ecuaciones del VAR estimado con datos americanos. Por otro, en la predicción de la rentabilidad del mercado, vemos que tanto X_m como Y_h presentan pendiente negativa, aunque no significativa, al contrario que en los trabajos citados, en los que ambas variables afectan a la rentabilidad futura de forma positiva y significativa. Probablemente la causa esté en la inclusión del ratio V_a en nuestras estimaciones.

A continuación se realizan las estimaciones conjuntas MGM de los parámetros del VAR y de las ecuaciones para las rentabilidades de las carteras. En los Cuadros 6, 8 y 9 aparecen, de arriba abajo, las estimaciones de los parámetros del VAR, de los pesos con los que se va a ponderar cada factor en el modelo de Campbell (ϵ) y de las pendien-

⁹Campbell (1996) considera cinco factores: la rentabilidad de un índice del mercado, la rentabilidad de los ingresos laborales, la rentabilidad por dividendos, un término que recoge las innovaciones en los tipos de interés a corto plazo y un término de estructura temporal de tipos de interés. Por su parte, Hardouvelis, Kim y Wizman (1996) utilizan sólo tres de estos factores: el mercado, rentabilidad por dividendos y las innovaciones en los tipos de interés trimestrales.

tes de los factores en las ecuaciones de sección cruzada (v_{ϵ}), así como los estadísticos \tilde{S} de significatividad individual, debajo de cada uno de ellos entre paréntesis. En la parte inferior del cuadro se presentan los resultados de dos contrastes. El primero es el propuesto por Hansen (1982) para contrastar la especificación del modelo y debajo está el estadístico de Wald para contrastar restricciones sobre los parámetros que dan paso a los modelos restringidos. Ambos contrastes se realizan asintóticamente con una distribución chi-cuadrado (3_f^2). Los estadísticos se ajustan con $(h \cdot \{ \cdot \cdot 1 \})Q$ para mejorar el comportamiento en muestras finitas de los contrastes (3_f^{2h}). Cada uno de los cuadros está dividido en tres bloques, de izquierda a derecha, que se refieren a diferentes ecuaciones de sección cruzada. Al lado izquierdo está el modelo 1, que es el modelo multifactorial sin restringir (ecuación [13]). El modelo 2 es el de dos factores de Campbell (1993) (ecuación [14]). Este no es más que un caso particular del modelo 1, en el que los parámetros cumplen la restricción indicada en el *test* de Wald. Además, dada la especificación del modelo, la estimación de v_f informa del valor del coeficiente de aversión relativa al riesgo. El último bloque (modelo 3) recoge las estimaciones de un modelo aún más restringido que el anterior. Ahora se supone que la rentabilidad y el crecimiento del consumo son variables homocedásticas, lo cual da lugar a un modelo de un único parámetro ya que $v_{\Delta w} = v_f \cdot 1$ (ecuación [15]). Todas los cuadros presentados se refieren al periodo comprendido entre febrero de 1982 y diciembre de 1998. (Los resultados por subperiodos están a disposición de cualquier persona interesada.)

En el Cuadro 6, las variables que componen el vector autorregresivo son f , f , Va y Xm . Las estimaciones de los parámetros del VAR están en la línea de los obtenidos mediante MCO y no difieren sustancialmente entre el modelo sin restringir y los restringidos. Los ϵ no son significativos. Sin embargo, su función no es medir la relevancia de cada factor de riesgo, sino darles un peso a la hora de incorporar los al modelo de Campbell.

Cuando analizamos los precios de los factores del modelo 1, podemos ver que el factor que representa al mercado no es significativo, al contrario que ocurre con Va y Xm , que son altamente significativos: v_2 es negativo, indicando que si una cartera tiene covarianza positiva con las innovaciones en la variable Va su rentabilidad se mueve inversamente a esta fuente de riesgo, y la relación entre la rentabilidad y

CUADRO 6
Estimación conjunta MGM del VAR con tres factores y las ecuaciones para las diez carteras

	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3		
	Rm	BM	DY	Rm	BM	DY	Rm	BM	DY
Rm	0.18302* (3.01)	0.01525 (1.36)	-0.64907 (-1.33)	0.07021** (1.73)	0.02502* (3.21)	-0.3041* (-2.66)	0.09234* (2.12)	0.017476* (2.81)	-0.5742** (-1.88)
BM	-0.8422* (-17.98)	0.96546* (72.38)	0.69793 (1.35)	-0.7473* (-14.53)	1.01263* (70.23)	0.09415 (0.18)	-0.7716* (-14.32)	0.98495* (76.99)	1.37767* (2.21)
DY	-0.0327* (-11.17)	0.00039 (0.57)	0.97979* (34.45)	-0.0311* (-10.20)	0.00043 (0.60)	0.98693* (36.56)	-0.0319* (-11.22)	0.00099* (2.08)	0.96480* (50.89)
χ^2	0.9488 (0.66)	0.3780 (0.69)	-28.253 (-0.58)	-0.8849 (-1.50)	1.1921 (1.50)	0.5005 (0.13)	-0.7364* (-9.21)	0.5282* (4.11)	11.430* (3.38)
b_1	b_2	b_3	b_m	b_{sc}	b_m				
1.424 (1.03)	-23.886* (-6.06)	434.99* (4.29)	13.211* (4.94)	11.246** (1.74)	13.634* (5.39)				
Test de Hansen			Test de Hansen			Test de Hansen			
$3^2_{37} = 2608(009)$	$3^h_{37} = 2509(002)$		$3^h_{38} = 3509(006)$	$3^h_{38} = 3509(006)$	$3^h_{38} = 3509(009)$	$3^2_{39} = 3202(007)$	$3^h_{39} = 3108(009)$		
Test de Wald $\setminus_0 : v_2 Q_2 = v_3 Q_3$	$3^h_1 = 00841(009)$	$3^h_1 = 00836(009)$	Test de Wald $\setminus_0 : v_{3w} = v_f \cdot 1$	$3^h_1 = 000168(007)$	$3^h_1 = 00017(007)$				
Modelo 1: $f_{z\Phi+1} = v_1(\hat{G}_{1\Phi+1})_{\Phi+1} + v_2(\hat{G}_{2\Phi+1})_{\Phi+1} + v_3(\hat{G}_{3\Phi+1})_{\Phi+1} + 1_{j\Phi+1} \quad L_j = 1 \text{ ONDI0}$									
Modelo 2: $f_{z\Phi+1} = v_f(\hat{G}_{1\Phi+1})_{\Phi+1} + v_{3w} \sum_{\hat{\epsilon}=1}^3 (\hat{G}_{3\Phi+1})_{\Phi+1} + 1_{j\Phi+1} \quad L_j = 1 \text{ ONDI0}$									
Modelo 3: $f_{z\Phi+1} = v_f(\hat{G}_{1\Phi+1})_{\Phi+1} + (v_f \cdot 1) \sum_{\hat{\epsilon}=1}^3 (\hat{G}_{3\Phi+1})_{\Phi+1} + 1_{j\Phi+1} \quad L_j = 1 \text{ ONDI0}$									

Los resultados se basan en 203 observaciones mensuales (2:1982 a 12:1998). En la parte superior del cuadro se presentan las estimaciones, y sus correspondientes estadísticos t de significatividad individual entre paréntesis, de los parámetros del VAR con tres factores: rentabilidad de un índice equiponderado del mercado (Rm), el cociente entre el valor contable y el valor de mercado del índice (BM) y rentabilidad de los dividendos pagados por el índice (DY), para cada uno de los tres modelos considerados. Justo debajo aparecen los pesos de cada factor calculados como combinación de todas las pendientes de ese factor en cada ecuación del VAR (2). A continuación, se presentan las estimaciones de los parámetros de uno de los tres modelos para las carteras, con sus estadísticos t también entre paréntesis. * indica significatividad al 5%, y ** al 10%. En las dos últimas filas están los resultados de dos contrastes chi-cuadrado: el estadístico de Hansen (1982) para el contraste de sobreidentificación del modelo y el contraste de Wald de la restricción indicada sobre los parámetros del modelo al que corresponde. En ambos casos, al lado de la letra que denota al estadístico aparecen los grados de libertad y al lado del valor del mismo su valor p, entre corchetes.

el factor X_m es positiva. En este caso, el estadístico de Hansen (1982) indica que no se pueden rechazar las restricciones de sobreidentificación del modelo, con un valor \dagger del 91 %. Podemos comparar estos resultados con los obtenidos por HKW (1996), que estiman y contrastan, como en este trabajo, un modelo de factores sin restricciones sobre sus precios y el modelo de Campbell. Estos autores obtienen parámetros significativos en el modelo sin restringir, siendo el de menor importancia el correspondiente al mercado. Como en este Cuadro 5, encuentran un coeficiente para X_m positivo y con niveles de significatividad parecidos, aunque los autores no utilizan en su estudio la variable V_a . Por último, como vemos en el contraste de Wald, no se puede rechazar la condición de los parámetros que da paso a las versiones restringidas del modelo.

A continuación, se estima el modelo con dos factores de Campbell (modelo 2). En este caso, al contrario que en el anterior, la pendiente del factor de mercado (v_f) es alta y significativa, restando importancia al conjunto ponderado de todos los factores, ya que $v_{\%w}$ sólo es relevante al 10 %. Igual que en el modelo 1, estos resultados también son similares a los obtenidos por HKW, donde también v_f y $v_{\%w}$ son positivos y significativos. Recordemos que v_f representa al coeficiente de aversión relativa al riesgo. Su estimación ofrece un valor de 13.21, muy grande si lo comparamos con otras estimaciones de tal parámetro con datos del mercado español¹⁰. Ahora bien, las evidencias anteriores se derivan de modelos diferentes al analizado en este trabajo. De hecho, si observamos los resultados obtenidos por Campbell (1996) o HKW (1996), los valores para este coeficiente son sustancialmente mayores. El primero de ellos obtiene valores superiores a 20 cuando utiliza datos de frecuencia mensual y la estimación de v_f en HKW es de 8.61 (panel B) y también significativa. Observando la penúltima fila de este bloque central del Cuadro 6, podemos ver cómo el contraste de so-

¹⁰ Así por ejemplo tenemos los trabajos de Alonso, Rubio y Tusell (1988 y 1990), en los que estiman el coeficiente de aversión relativa al riesgo a partir de un modelo con preferencias isoelásticas y sin usar datos de consumo mediante la transformación propuesta por Rubinstein (1976), obteniendo valores en torno a 3.8 en ambos trabajos. Además, ofrecen evidencia de la inestabilidad del parámetro en el tiempo, puesto que al repetir la estimación por subperiodos se observa cómo con datos anteriores a 1975 el estimador está en torno a 7 y con datos posteriores, en torno a 1. Con datos más recientes tenemos los resultados del trabajo de Rodríguez (1998), en el que las estimaciones del coeficiente son inferiores a 3 en todas las pruebas realizadas con los conjuntos de instrumentos adecuados, salvo en uno de los 27 casos analizados.

breidentificación tampoco rechaza este modelo, aunque su valor \dagger es bastante inferior al del modelo sin restringir. Por otro lado, y dadas unas estimaciones de 13.21 para v_f y 11.25 para $v_{\%}$, es de esperar que también en este caso se acepte la restricción que da paso al modelo 3.

Por último, en el bloque titulado modelo 3, se presentan los resultados de estimar el modelo de Campbell bajo el supuesto adicional de homocedasticidad. En este caso, el modelo sólo tiene una pendiente (v_f) que de nuevo representa al coeficiente de aversión relativa al riesgo. Su estimación es positiva y significativa, y de magnitud parecida a obtenida por Campbell en la estimación de su modelo bajo homocedasticidad, sin tener en cuenta los rendimientos del trabajo y con datos mensuales, pero cuantitativamente diferente a la obtenida en HKW, cuyo valor es mucho menor (1.44)¹¹. El contraste de Hansen sigue sin rechazar el modelo con un valor \dagger del 77%. Es el único caso de los tres en el que

CUADRO 7
Ajuste de la prima y coeficiente de aversión relativa al riesgo

	$Y(\cdot)_{t+1} - O_{z,t+1}$	σ^2	β_f	$\beta_{\%}$!
Mercado	1.3192	0.5258	0.5046	-0.3914	10.517
Cartera1	1.4699	1.3366	0.6980	-0.5418	10.217
Cartera2	1.6697	0.7295	0.5244	-0.3979	12.935
Cartera3	1.1307	0.8074	0.5635	-0.4200	7.767
Cartera4	1.8244	0.6430	0.4895	-0.3799	16.117
Cartera5	1.2876	0.5913	0.4860	-0.3972	13.366
Cartera6	1.2654	0.5483	0.4641	-0.3629	11.626
Cartera7	1.0594	0.6580	0.4977	-0.3653	7.728
Cartera8	1.0830	0.6261	0.5026	-0.3658	7.535
Cartera9	0.7582	0.4899	0.4301	-0.3507	8.223
Cartera10	0.8232	0.4310	0.3833	-0.3241	12.072

Los cálculos se basan en 203 observaciones mensuales (2:1982 a 12:1998) de 11 activos: un índice equiponderado del mercado, en la primera fila, y las diez carteras de tamaño. En las columnas 2 y 3 están la media de la diferencia entre la rentabilidad de cada cartera y el activo libre de riesgo (prima por riesgo) y su varianza, respectivamente. En la columna 4 está la covarianza de la rentabilidad de cada activo con el residuo correspondiente a la ecuación del VAR para el mercado, y en la 5 el promedio ponderado de las covarianzas de la rentabilidad de cada activo con todos los residuos del VAR:

$$\beta_f = \frac{W \cdot \sum_{i=1}^N \beta_{i,t+1} \cdot \sigma_{i,t+1}}{\sum_{i=1}^N W \cdot \beta_{i,t+1} \cdot \sigma_{i,t+1}}$$

Los residuos se calculan a partir de las estimaciones del VAR del modelo 3 del cuadro 5. Por último, en la columna 6 se presenta el valor del coeficiente de aversión relativa al riesgo que, dados los resultados de las columnas anteriores, hace que se cumpla el modelo de Campbell bajo homocedasticidad.

$$! = \frac{Y(\cdot)_{t+1} - O_{z,t+1} + \beta_f \cdot \sigma^2 + \beta_{\%}}{\beta_f + \beta_{\%}}$$

¹¹ Aunque los trabajos de Campbell (1996) y HKW (1996) utilizan datos del mercado americano y un periodo muestral similar, estas diferencias, como se ha comprobado en otras pruebas empíricas, podrían deberse a la distinta frecuencia de los datos o la construcción de las carteras.

las β son significativas, diferenciando así la importancia de cada factor en el modelo, ya que éste les impone la misma pendiente.

Podemos buscar una explicación a valores tan altos en las estimaciones del coeficiente de aversión relativa al riesgo, desde la expresión del modelo de Campbell homocedástico (ecuación [4] con $\beta = 0$).

$$Y_{t+1} - \hat{z}_{t+1} = \frac{\sigma^2}{2} + \beta = (\beta_f + \beta_m)$$

Como vemos, la prima por riesgo viene explicada por el producto del coeficiente de aversión al riesgo y las dos fuentes de riesgo: la covarianza con el mercado y con las innovaciones en la rentabilidad futura. De esta forma cuanto mayor sea β_m , menor será el valor de β necesario para que los datos se ajusten al modelo. Pues bien, en el Cuadro 7 aparecen los valores de β implicados por los datos y las estimaciones de las covarianzas, dadas las estimaciones del VAR del modelo 3 del Cuadro 6, de forma que la expresión anterior se cumpla. Como podemos observar la segunda covarianza es negativa y de magnitud similar a la covarianza con la rentabilidad del mercado, la suma de ambas es un valor pequeño y el coeficiente de aversión al riesgo necesario para ajustar los datos está en torno a 10. De hecho, si no consideráramos el segundo factor de riesgo del modelo ($\beta_m = 0$) y sólo la covarianza con el mercado se tuviese en cuenta para la explicación de la prima, el coeficiente implicado tomaría el valor de 3.14, muy similar a los estimados en las referencias españolas anteriores.

El Cuadro 8 recoge los resultados de las estimaciones cuando el VAR está formado por f , Va y Yh . Los parámetros del modelo 1 reflejan, como en el cuadro 6, que Va es un factor claramente significativo con pendiente negativa y el mercado no es relevante en la explicación de las rentabilidades de las carteras. El nuevo factor (Yh) presenta significatividad parcial, puesto que sólo en el primer subperiodo tiene capacidad explicativa en el modelo sin restringir y su relación con la rentabilidad de las carteras es positiva. En línea con este resultado está el trabajo de Campbell, en el que la estructura de los tipos de interés es una variable con precio positivo pero sólo significativo con datos mensuales al estimar el modelo sin restricciones. Cuando se estima el modelo 2, tanto el parámetro del mercado como el de la combinación de factores son significativos, así como las ponderaciones de cada factor. De nuevo, se cumplen las restricciones que dan paso a los modelos 2 y 3. En este cuadro, la estimación del coeficiente de aversión al riesgo es

CUADRO 8
Estimación conjunta MCGM del VAR con tres factores y las ecuaciones para las diez carteras

	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3		
	Rm	BM	DY	Rm	BM	DY	Rm	BM	DY
Rm	0.21450* (3.35)	0.00949 (1.64)	-3.3973 (-1.11)	0.08221* (2.07)	0.01012* (2.76)	-3.2028* (-2.16)	0.08284* (2.10)	0.01013* (2.96)	-2.8877** (-1.90)
BM	-0.7723* (-16.18)	0.99281* (161.86)	6.83246 (3.32)	-0.8256* (-15.32)	0.99910* (147.96)	10.3406* (2.95)	-0.8161* (-15.14)	1.0075* (305.99)	7.81967* (2.75)
DY	3.672-5* (0.15)	1.617-5 (0.42)	0.96125* (51.96)	3.963-4 (1.23)	1.466-5 (0.33)	0.93512* (25.16)	2.14944-4 (0.70)	4.5091-5 (1.13)	0.92428* (23.78)
)	-0.0954 (-0.48)	0.3762 (2.05)	-9.3783 (-0.24)	-0.3081** (-1.70)	0.4633* (2.36)	32.127* (2.21)	-0.6299* (-6.91)	0.9370* (6.80)	60.219* (4.19)
	b_1	b_2	b_3	b_m	b_{sc}	b_m	b_m		
	-0.00591 (0.00)	-144.373* (-6.01)	1754.72* (0.90)	10.687* (3.89)	21.192* (2.30)		11.786* (4.85)		
	Test de Hansen			Test de Hansen			Test de Hansen		
	$3_{37}^2 = 28\text{Q}2(0\text{Q}3)$	$3_{37}^h = 28\text{Q}8(0\text{Q}5)$	$3_{38}^2 = 32\text{Q}0(0\text{Q}3)$	$3_{38}^h = 32\text{Q}0(0\text{Q}3)$	$3_{38}^2 = 31\text{Q}8(0\text{Q}5)$	$3_{38}^h = 32\text{Q}0(0\text{Q}3)$	$3_{38}^2 = 31\text{Q}8(0\text{Q}5)$	$3_{38}^h = 31\text{Q}8(0\text{Q}5)$	
	Test de Wald $\setminus_0 : v_2 Q_2 = v_3 Q_3$			Test de Wald $\setminus_0 : v_{\text{sw}} = v_f \cdot 1$					
	$3_1^2 = 0\text{Q}62(0\text{Q}4)$	$3_1^h = 0\text{Q}62(0\text{Q}0)$	$3_1^2 = 0\text{Q}038(0\text{Q}5)$	$3_1^h = 0\text{Q}038(0\text{Q}5)$	$3_1^2 = 0\text{Q}038(0\text{Q}5)$	$3_1^h = 0\text{Q}038(0\text{Q}5)$			
	Modelo 1: $f_{z\text{Q}+1} \cdot f_{z\text{Q}+1} = v_1(\hat{\epsilon}_{1\text{Q}+1}) + v_2(\hat{\epsilon}_{2\text{Q}+1}) + v_3(\hat{\epsilon}_{3\text{Q}+1}) + 1_{j\text{Q}+1}$			Modelo 2: $f_{z\text{Q}+1} \cdot f_{z\text{Q}+1} = v_f(\hat{\epsilon}_{1\text{Q}+1}) + v_{\text{sw}} \sum_{\hat{\epsilon}=1}^3 (\hat{\epsilon}_{\text{Q}+1}) + 1_{j\text{Q}+1}$			Modelo 3: $f_{z\text{Q}+1} \cdot f_{z\text{Q}+1} = v_f(\hat{\epsilon}_{1\text{Q}+1}) + (v_f \cdot 1) \sum_{\hat{\epsilon}=1}^3 (\hat{\epsilon}_{\text{Q}+1}) + 1_{j\text{Q}+1}$		
	$L_j = 1\text{Q}0\text{Q}10$			$L_j = 1\text{Q}0\text{Q}10$			$L_j = 1\text{Q}0\text{Q}10$		

Los resultados se basan en 203 observaciones mensuales (2:1982 a 12:1988). En la parte superior del cuadro se presentan las estimaciones, y sus correspondientes estadísticos t de significatividad individual entre paréntesis, de los parámetros del VAR con tres factores: rentabilidad de un índice equiponderado del mercado (Rm), el cociente entre el valor contable y el valor de mercado del índice (BM) y rentabilidad de los dividendos pagados por el índice (DY), para cada uno de los tres modelos considerados. Justo debajo aparecen los pesos de cada factor calculados como combinación de todas las pendientes de ese factor en cada ecuación del VAR (λ). A continuación, se presentan las estimaciones de los parámetros de uno de los tres modelos para las carteras, con sus estadísticos t también entre paréntesis. * indica significatividad al 5%, y ** al 10%. En las dos últimas filas están los resultados de dos contrastes chi-cuadrado: el estadístico de Hansen (1982) para el contraste de sobreidentificación del modelo y el contraste de Wald de la restricción indicada sobre los parámetros del modelo al que corresponde. En ambos casos, al lado de la letra que denota al estadístico aparecen los grados de libertad y al lado del valor del mismo su valor p, entre corchetes.

CUADRO 9
Estimación conjunta MGM del VAR con cuatro factores y las ecuaciones para las diez carteras

Modelo 1										Modelo 2										Modelo 3									
	Rm	BM	DY	ET	Rm	BM	DY	ET	ET	Rm	BM	DY	ET	Rm	BM	DY	ET	ET	Rm	BM	DY	ET							
Rm	0.1798*	0.01007	-0.5395	0.9062*	0.14234*	-0.00043*	0.21707	-0.00821	-0.00821	0.0751*	0.0190*	-0.3913	-0.00821	0.0751*	0.0190*	-0.3913	-0.00821	-0.00821	0.0751*	0.0190*	-0.3913	-0.00821							
	(2.80)	(0.97)	(-1.04)	(0.32)	(3.12)	(-0.06)	(0.68)	(-0.01)	(-0.01)	(2.05)	(3.14)	(-1.27)	(-0.01)	(2.05)	(3.14)	(-1.27)	(-0.01)	(-0.01)	(2.05)	(3.14)	(-1.27)	(-0.01)							
BM	-0.8331*	0.95865*	0.38447	9.5617*	-0.873*	0.95716*	1.13246*	11.5185*	11.5185*	-0.7980*	0.9922*	0.7436	11.5185*	-0.7980*	0.9922*	0.7436	11.5185*	11.5185*	-0.7980*	0.9922*	0.7436	11.5185*							
	(-19.60)	(75.14)	(0.89)	(4.35)	(-17.52)	(70.36)	(2.37)	(4.86)	(4.86)	(-16.79)	(97.19)	(1.61)	(4.86)	(-16.79)	(97.19)	(1.61)	(4.86)	(4.86)	(-16.79)	(97.19)	(1.61)	(4.86)							
DY	-0.0307	-4.2-5	0.97506*	0.24382*	-0.0368*	8.773-4	0.93212*	0.42996*	0.42996*	-0.0344*	0.0014**	0.9501*	0.42996*	-0.0344*	0.0014**	0.9501*	0.42996*	0.42996*	-0.0344*	0.0014**	0.9501*	0.42996*							
	(-11.10)	(-0.07)	(40.76)	(2.25)	(-14.08)	(1.35)	(37.67)	(4.20)	(4.20)	(-12.99)	(1.99)	(37.91)	(4.20)	(-12.99)	(1.99)	(37.91)	(4.20)	(4.20)	(-12.99)	(1.99)	(37.91)	(4.20)							
ET	-1.54-4	9.13-5	0.00148	0.93021*	4.66*-4	-3.0-6	0.00119	0.99219*	0.99219*	0.0002	0.0001	-0.0030	0.99219*	0.0002	0.0001	-0.0030	0.99219*	0.99219*	0.0002	0.0001	-0.0030	0.99219*							
	(-0.61)	(1.20)	(0.44)	(55.37)	(2.16)	(-0.05)	(0.39)	(100.04)	(100.04)	(0.69)	(0.78)	(-0.48)	(100.04)	(0.69)	(0.78)	(-0.48)	(100.04)	(100.04)	(0.69)	(0.78)	(-0.48)	(100.04)							
)	0.6247	0.2963	-19.142	-4.2630	-0.0519	0.0645	5.2009	128.945	128.945	-0.6639	0.7049	4.2047	128.945	-0.6639	0.7049	4.2047	128.945	128.945	-0.6639	0.7049	4.2047	128.945							
	(0.99)	(0.67)	(-0.71)	(-0.09)	(-0.26)	(0.64)	(0.97)	(1.01)	(1.01)	(-1.14)	(0.80)	(0.91)	(1.01)	(-1.14)	(0.80)	(0.91)	(1.01)	(1.01)	(-1.14)	(0.80)	(0.91)	(1.01)							
b_1	b_2	b_3	b_4	b_{sc}	b_m	b_{sc}	b_m	b_m	b_m	b_m	b_m	b_m	b_m	b_m	b_m	b_m	b_m	b_m	b_m	b_m	b_m	b_m							
	0.00238	-31.059*	615.12*	94.45	6.610	24.252	11.786*	13.1915*	13.1915*	13.1915*	13.1915*	13.1915*	13.1915*	13.1915*	13.1915*	13.1915*	13.1915*	13.1915*	13.1915*	13.1915*	13.1915*	13.1915*							
	(0.00)	(-7.33)	(5.29)	(0.20)	(1.62)	(1.09)	(4.85)	(5.80)	(5.80)	(5.80)	(5.80)	(5.80)	(5.80)	(5.80)	(5.80)	(5.80)	(5.80)	(5.80)	(5.80)	(5.80)	(5.80)	(5.80)							
$S_{46}^2 = 3200(004)$	$S_{46}^{2h} = 3106(005)$	$S_{48}^2 = 3801(002)$	$S_{48}^{2h} = 3707(005)$	$S_{49}^2 = 4203(003)$	$S_{49}^{2h} = 4108(007)$	$S_{49}^2 = 4203(003)$	$S_{49}^{2h} = 4108(007)$	$S_{49}^2 = 4203(003)$	$S_{49}^{2h} = 4108(007)$	$S_{49}^2 = 4203(003)$	$S_{49}^{2h} = 4108(007)$	$S_{49}^2 = 4203(003)$	$S_{49}^{2h} = 4108(007)$	$S_{49}^2 = 4203(003)$	$S_{49}^{2h} = 4108(007)$	$S_{49}^2 = 4203(003)$	$S_{49}^{2h} = 4108(007)$	$S_{49}^2 = 4203(003)$	$S_{49}^{2h} = 4108(007)$	$S_{49}^2 = 4203(003)$	$S_{49}^{2h} = 4108(007)$	$S_{49}^2 = 4203(003)$							
Test de Wald	$\setminus 0 : v_2 Q_2 = v_3 Q_3$	Test de Wald	$\setminus 0 : v_{hw} = v_f \cdot 1$	Test de Wald	$\setminus 0 : v_{hw} = v_f \cdot 1$	Test de Wald	$\setminus 0 : v_{hw} = v_f \cdot 1$	Test de Wald	$\setminus 0 : v_{hw} = v_f \cdot 1$	Test de Wald	$\setminus 0 : v_{hw} = v_f \cdot 1$	Test de Wald	$\setminus 0 : v_{hw} = v_f \cdot 1$	Test de Wald	$\setminus 0 : v_{hw} = v_f \cdot 1$	Test de Wald	$\setminus 0 : v_{hw} = v_f \cdot 1$	Test de Wald	$\setminus 0 : v_{hw} = v_f \cdot 1$	Test de Wald	$\setminus 0 : v_{hw} = v_f \cdot 1$	Test de Wald	$\setminus 0 : v_{hw} = v_f \cdot 1$						
$S_2^2 = 0012(001)$	$S_2^{2h} = 0012(001)$	$S_1^2 = 0055(005)$	$S_1^{2h} = 0054(006)$	$S_1^2 = 0055(005)$	$S_1^{2h} = 0054(006)$	$S_1^2 = 0055(005)$	$S_1^{2h} = 0054(006)$	$S_1^2 = 0055(005)$	$S_1^{2h} = 0054(006)$	$S_1^2 = 0055(005)$	$S_1^{2h} = 0054(006)$	$S_1^2 = 0055(005)$	$S_1^{2h} = 0054(006)$	$S_1^2 = 0055(005)$	$S_1^{2h} = 0054(006)$	$S_1^2 = 0055(005)$	$S_1^{2h} = 0054(006)$	$S_1^2 = 0055(005)$	$S_1^{2h} = 0054(006)$	$S_1^2 = 0055(005)$	$S_1^{2h} = 0054(006)$	$S_1^2 = 0055(005)$							

Modelo 1: $f_{t+\mathbb{Q}} = v_f (G_{t+\mathbb{Q}})_{t+\mathbb{Q}} + (v_f \cdot 1) \sum_{\mathbb{Q}=1}^4 (e_{t+\mathbb{Q}})_{t+\mathbb{Q}} + (G_{t+\mathbb{Q}})_{t+\mathbb{Q}} L_{\mathbb{Q}} = 100000$
 Modelo 2: $f_{t+\mathbb{Q}} = v_f (G_{t+\mathbb{Q}})_{t+\mathbb{Q}} + v_{hw} \sum_{\mathbb{Q}=1}^4 (e_{t+\mathbb{Q}})_{t+\mathbb{Q}} + (G_{t+\mathbb{Q}})_{t+\mathbb{Q}} L_{\mathbb{Q}} = 100000$
 Modelo 3: $f_{t+\mathbb{Q}} = v_f (G_{t+\mathbb{Q}})_{t+\mathbb{Q}} + (v_f \cdot 1) \sum_{\mathbb{Q}=1}^4 (e_{t+\mathbb{Q}})_{t+\mathbb{Q}} + (G_{t+\mathbb{Q}})_{t+\mathbb{Q}} L_{\mathbb{Q}} = 100000$
 Los resultados se basan en 203 observaciones mensuales (2:1982 a 12:1988). En la parte superior del cuadro se presentan las estimaciones, y sus correspondientes estadísticos de significatividad individual entre paréntesis, de los parámetros del VAR con tres factores: rentabilidad de un índice equiponderado del mercado (Rm), el cociente entre el valor contable y el valor de mercado del índice (BM) y rentabilidad de los dividendos pagados por el índice (DY), para cada uno de los tres modelos considerados. Justo debajo aparecen los pesos de cada factor calculados como combinación de todas las pendientes de ese factor en cada ecuación del VAR (λ). A continuación, se presentan las estimaciones de los parámetros de uno de los tres modelos para las carteras, con sus estadísticos (t también entre paréntesis). * Indica significatividad al 5%, y ** al 10%. En las dos últimas filas están los resultados de dos contrastes chi-cuadrado: el estadístico de Hansen (1982) para el contraste de sobreidentificación del modelo y el contraste de Wald de la restricción indicada sobre los parámetros del modelo al que corresponde. En ambos casos, al lado de la letra que denota al estadístico aparecen los grados de libertad y al lado del valor del mismo su valor p, entre corchetes.

10.7, sin suponer homocedasticidad, y 11.7 suponiéndola. Los subperiodos corroboran la inestabilidad de este parámetro en el tiempo. El contraste de sobreidentificación no rechaza ninguno de los modelos, aunque el de mayor valor \dagger , como en el cuadro 6, es el modelo 1.

Por último, en el Cuadro 9, se analiza el caso en el que el VAR es de dimensión cuatro: f , Va , Xm y Yh . Los resultados son consistentes con los obtenidos en los cuadros anteriores. En el modelo 1, podemos ver que los únicos factores relevantes son BM, con signo negativo, y Xm , con signo positivo, si estiman sus pendientes sin imponer condiciones. En el modelo de dos factores ninguno es significativo y al suponer homocedasticidad se obtiene una estimación para el coeficiente de aversión relativa al riesgo de 13 y significativa. En los subperiodos, este parámetro pasa de 11 a 1, aunque en el segundo no es significativo.

Resumiendo todo lo anterior, parece claro que el modelo estudiado en este capítulo tiene un buen comportamiento aplicado al mercado español. Los altos valores \dagger del contraste de Hansen obtenidos tanto en el modelo sin restringir como en el de Campbell, indican que un modelo que considere factores adicionales al mercado, y distintos del consumo, consigue ajustarse relativamente mejor a los datos del mercado de capitales de este país. Y esto es así aunque la relación entre estos factores y las rentabilidades sea negativa, como ocurre con el ratio valor contable-valor de mercado, que es el de mayor relevancia en este estudio, tanto por su poder predictor de la rentabilidad del mercado como por su capacidad explicativa para la rentabilidad de las carteras. Y, además, es el responsable de que las rentabilidades se muevan inversamente a las expectativas sobre el comportamiento futuro del mercado.

5. Conclusiones

Este trabajo consiste en un estudio empírico, basado en datos del mercado bursátil español, que trata uno de los temas de investigación más extendidos en la literatura financiera: el análisis de modelos factoriales de valoración de activos. Los modelos objeto del estudio se basan en el propuesto por Campbell (1993): un modelo multifactorial, en el que los precios de los factores se estiman libremente, y dos versiones restringidas del mismo: el modelo de Campbell de dos factores y el modelo de un factor, en el que, además, se impone homocedasticidad en las variables. Los factores de riesgo utilizados para explicar las variaciones en sección cruzada de la rentabilidad de diez carteras de capitalización

en el periodo de enero de 1982 a diciembre de 1998 son, además de la rentabilidad de un índice del mercado, un agregado de la rentabilidad por dividendos, el ratio agregado valor contable-valor de mercado y un término de estructura temporal de tipos de interés.

Un análisis de la capacidad de predicción de los factores indica que las variables que contienen información relevante sobre la rentabilidad futura son la rentabilidad por dividendos y el ratio valor contable-valor de mercado, siempre que sean consideradas conjuntamente. Estos resultados previos ya anuncian los del contraste MGM del modelo. En términos generales, se observa un buen comportamiento de estos modelos con factores explícitos; se obtienen estimaciones significativas tanto para los parámetros del vector autorregresivo que describe el proceso de los factores como para los parámetros del modelo para las diez carteras, además de altos valores \dagger en el contraste de Hansen (1982) para la bondad del ajuste. Un contraste de Wald sobre los parámetros del modelo sin restringir indica que los modelos restringidos también ofrecen buen comportamiento, si bien es el modelo que no impone estructura sobre los precios de los factores el que presenta mayores valores \dagger en el contraste de especificación del modelo.

En el análisis por conjuntos de factores, se observa que la covarianza entre las innovaciones en el ratio valor contable-valor de mercado y la rentabilidad es un factor siempre significativo, independientemente de la combinación considerada; la rentabilidad por dividendos también presenta poder explicativo en las variaciones de la rentabilidad y el factor de estructura temporal de tipos de interés no contiene información relevante. El conjunto de factores que mejor funciona es el que contiene el rendimiento del mercado, el agregado valor contable-valor de mercado y la rentabilidad por dividendos, como era de esperar dados los resultados en la prueba de predicción. Altos dividendos están asociados a buenas oportunidades de inversión futura, por lo que las carteras que covarían positivamente con la rentabilidad de éstos presentan alta rentabilidad esperada. Al contrario ocurre con el ratio agregado valor contable-valor de mercado, para el que se obtiene que las carteras que covarían negativamente con esta variable tendrán alta rentabilidad esperada, resultado contrario a la lógica de la construcción de tales variables. Este encuentro es debido fundamentalmente a la segunda parte del periodo muestral donde el ratio financiero es decreciente de forma continuada. Quizás la explicación pase por el hecho de que los activos intangibles presentan cada vez una mayor proporción en el valor de las

empresas. Dado que éstos no se contabilizan, el valor en libros puede estar infravalorado. En cualquier caso, la rentabilidad del mercado y el consumo son variables medidas imperfectamente y parece necesario desarrollar modelos más completos que incorporen otros factores que nos ayuden a comprender mejor las variaciones en la rentabilidad de los activos. La utilización de variables como la rentabilidad de los dividendos o el ratio valor contable-valor de mercado constituye una aportación en este sentido.

Referencias

- Alonso, A., G. Rubio y F. Tusell (1988): "Estimación del coeficiente de aversión relativa al riesgo: propiedades asintóticas de un estimador generalizado de momentos", *Revista Española de Economía* 1, pp. 105-118.
- Alonso, A., G. Rubio y F. Tusell (1990): "Asset pricing and risk aversion in the Spanish stock market", *Journal of Banking and Finance* 14, pp. 351-369.
- Banco de España (1900), *Central de Balances 1989*, Madrid.
- Breeden, D.T. (1979): "An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities", *Journal of Financial Economics* 7, pp. 265-269.
- Campbell, J. (1991): "A variance decomposition for stock returns", *Economic Journal* 101, pp. 157-179.
- Campbell, J. (1993): "Intertemporal asset pricing without consumption data", *American Economic Review* 83, pp. 487-512.
- Campbell, J. (1996): "Understanding risk and return", *Journal of Political Economy* 104, pp. 298-345.
- Chan, L.K.C., N. Jegadeesh y J. Lakonishok (1995): "Evaluating the performance of value versus glamour stocks: the impact of selection bias", *Journal of Financial Economics* 38, pp. 269-296.
- Epstein, L. y S. E. Zin (1989): "Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: a theoretical framework", *Econometrica* 75, pp. 937-968.
- Fama, E.F. (1991): "E2 cient capital markets: II", *Journal of Finance* 46, pp.1575-1617.
- Fama, E.F. y K. R. French (1992): "The cross-section of expected returns", *Journal of Finance* 47, pp. 427-465.
- Fama, E.F. y K. R. French (1993): "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics* 33, pp. 3-56.
- Hansen, L. (1982): "Large sample properties of generalized method of moments estimators", *Econometrica* 50, pp. 1029-1054.
- Hansen, L. y K. Singleton (1982): "Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectation models", *Econometrica* 50, pp. 1269-1288.

- Hansen, L. y K. Singleton (1983): "Stochastic consumption, risk aversion, and the temporal behavior of asset returns", *Journal of Political Economy* 91, pp. 249-265.
- Hardouvelis, G., D. Kim y T. A. Wizman (1996): "Asset pricing models with and without consumption data. An empirical evaluation", *Journal of Empirical Finance* 3, pp. 267-301.
- Kothari, S.P. y J. Shanken (1997): "Book-to-market, dividend yield, and expected market returns: a time-series analysis", *Journal of Financial Economics* 44, pp. 169-203.
- Kothari, S.P., J. Shanken y R. G. Sloan (1995): "Another Look at the Cross-section of Expected Returns", *Journal of Finance* 50, pp. 185-224.
- Lewellen, J. (1999): "The time-series relations among expected return, risk, and book-to-market", *Journal of Financial Economics* 54, pp. 5-43.
- Lintner, J. (1965): "The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets", *Review of Economics and Statistics* 47, pp. 13-37.
- Mankiw, N. y S. Zeldes (1991): "The consumption of stockholders and non-stockholders", *Journal of Financial Economics* 29, pp. 97-112.
- Mehra, R. y E. C. Prescott (1985): "The equity premium. A puzzle", *Journal of Monetary Economics* 15, pp. 145-161.
- Merton, R. (1973): "An intertemporal asset pricing model", *Econometrica* 41, pp. 867-887.
- Ponti, J. y L. D. Schall (1998): "Book-to-market ratios as predictors of market return", *Journal of Financial Economics* 49, pp. 141-160.
- Rodríguez López, R. (1998): "Actividad económica y valoración de activos financieros", Tesis Doctoral, Universidad Carlos III de Madrid .
- Ross, S.A. (1976): "The arbitrage theory of capital asset pricing", *Journal of Economic Theory* 13, pp. 341-360.
- Rubinstein, M. (1976): "The valuation of uncertain income streams and the pricing of options", *Bell Journal of Economics* 7, pp. 407-425.
- Rubio, E. (1996): "Testing the CCAPM on spanish data: a new approach", Documento de Trabajo 9603, CEMFI.
- Rubio, G. (1988): "Further international evidence on asset pricing: the case of the spanish capital market", *Journal of Banking and Finance* 12, pp. 221-242.
- Sharpe, W. (1964): "Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk", *Journal of Finance* 19, pp. 425-442.
- Shiller, R.J. (1984): "Stock prices and social dynamics", *Brookings Papers on Economic Activity* 2, pp. 457-498.
- Stambaugh, R.F. (1986): "Bias in regressions with lagged stochastic regressors", IL. Unpublished Manuscript, University of Chicago.
- Stambaugh, R.F. (1999): "Predictive regressions", *Journal of Financial Economics* 54, pp. 375-421.
- Weil, P. (1989): "The equity premium puzzle and the risk-free rate puzzle", *Journal of Monetary Economics* 24, pp. 401-421.

Abstract

In this paper I carry out an empirical evaluation for the Spanish market data of an asset pricing model based on the proposal of Campbell (1993). Due to the loglinear approximation to the budget constrain that the author makes, a model arises that does not need consumption data among the explanatory factors for the variations of expected returns of ten size portfolios, which are the market return and variables that are able to predict future returns. For the latter requirement, we choose as factors the dividend yield, the book-to-market ratio, both aggregate, and an interest rate term structure. The results obtained suggest that the dividend yield and the book-to-market ratio, when are considered jointly, are relevant variables in the prediction and explanation of returns.

Palabras clave: Predictability, intertemporal valuation, Campbell's model, book-to-market ratio.

*Recepción del original, mayo de 2000
Versión final, mayo de 2002*