UNIVERSIDAD CARLOS III DE MADRID
documentos de trabajo

Documento de Trabajo 04-02
Serie de Economía de la Empresa 02
Febrero 2004

Departamento de Economía de la Empresa
Universidad Carlos III de Madrid
Calle Madrid, 126
28903 Getafe (España)

MODELOS DE VALORACION DE ACTIVOS CONDICIONALES: UN PANORAMA COMPARATIVO CON DATOS ESPAÑOLES

Belén Nieto[1*] y Rosa Rodríguez[2*]

Resumen

Este trabajo trata de profundizar en el papel de la información del momento económico cuando ésta se incorpora a los modelos de valoración de activos. Para ello, en primer lugar, se hace una descripción de la teoría de valoración de activos que engloba todos los modelos de valoración existentes, tanto estáticos como dinámicos, así como las dos formas fundamentales de contemplar dinamismo. Además, se acompaña de una ilustración, para el caso del mercado español, que presenta los resultados empíricos de tres modelos clásicos en la literatura, el CAPM estándar, un modelo CAPM con consumo y el modelo de tres factores de Fama y French (1993). El trabajo muestra los resultados cuando se utilizan dos formas diferentes de condicionar: modelos escalados a la Cochrane (1996) y modelos condicionados a la Jagannathan y Wang (1996). Encontramos que el comportamiento empírico de los modelos condicionales mejora respecto a sus versiones incondicionales, donde además, los modelos escalados presentan menores errores de valoración y menores distancias de Hansen y Jagannathan que los correspondientes condicionados.

[1] Departamento de Economía Financiera, Universidad de Alicante. E-mail: Belen.Nieto@ua.es
[2] Departamento de Economía de la Empresa, Universidad Carlos III de Madrid. E-mail: rrlopez@emp.uc3m.es

* Belén Nieto agradece la ayuda concedida por el Ministerio de Ciencia y Tecnología a través del proyecto BEC2002-03797. Asimismo, Rosa Rodríguez agradece la ayuda concedida por la DGICYT a través del proyecto SEC2003-06457. Ambas autoras desean agradecer a Gonzalo Rubio sus valiosos comentarios y aportaciones a este trabajo. El contenido de esta versión final es responsabilidad exclusiva de nosotras.

MODELOS DE VALORACION DE ACTIVOS CONDICIONALES: UN PANORAMA COMPARATIVO CON DATOS ESPAÑOLES

1. Introducción

Uno de los objetivos centrales de la economía financiera moderna es identificar los riesgos macroeconómicos que determinan los precios y los rendimientos esperados de los activos financieros. Existe considerable evidencia acerca de las relaciones entre las variables macroeconómicas y los mercados financieros. Así, muchas de las variables que predicen rendimientos también predicen crecimiento económico y los rendimientos están correlacionados con variables de actividad económica. Idealmente, los modelos de valoración de activos deberían proporcionar un marco para explicar estas evidencias e identificar esos riesgos macroeconómicos.

En términos generales, la teoría de valoración nos dice que, en equilibrio, el precio de un activo debe ser igual al valor esperado de sus pagos futuros adecuadamente descontados. Se trata así de una teoría desarrollada sobre momentos condicionales, es decir, la expectativa sobre los pagos futuros se construye en base a la información disponible en ese momento. Por tanto, la evaluación de un modelo de valoración o, lo que es lo mismo, de un factor de descuento concreto, requiere el análisis de dichos momentos condicionales. Sin embargo, bajo determinados supuestos los momentos condicionales y los incondicionales coinciden, dando lugar a modelos aplicables a cada periodo de tiempo de forma independiente. Este es el caso de modelos como el CAPM estándar o el de tres factores de Fama y French, que son teóricamente modelos estáticos ya que asumen un horizonte temporal de inversión de un solo periodo. Igualmente ocurre con un CCAPM en el que, aunque se desarrolle bajo un horizonte multiperiodo, se especifique una función de utilidad separable e independiente en el tiempo y sobre el que se realice el supuesto de rendimientos independientes e idénticamente distribuidos. Ello provocará que el modelo se pueda aplicar a cada periodo de forma independiente. En estos casos, se asume, por tanto, que el inversor no utiliza información sobre el estado de la economía a la hora de formar sus expectativas. Ahora bien, si entendemos razonable que los agentes hagan una consideración distinta del riesgo y del rendimiento esperado de los activos en función del momento económico en el que se encuentren podemos pensar que una posible razón del fracaso empírico de estos modelos es la imposición de los supuestos que conllevan estas especificaciones incondicionales.[1]

En los últimos años, la literatura presenta soluciones para incorporar ese contexto dinámico a los modelos de valoración. Por ejemplo, mediante la especificación de funciones de utilidad menos restrictivas que permiten que el crecimiento del consumo dependa del estado económico, como ocurre en los modelos con formación de hábito (Sundaresan, 1989; Constantinides, 1990; y Cochrane 2001), o incorporando intertemporalidad al hacer que los parámetros del modelo cambien con el momento económico. Este trabajo se centra en la segunda de las alternativas.

Una vía para incorporar variabilidad a los modelos es establecer la dependencia de los parámetros del factor de descuento estocástico (FDE) respecto del tiempo escalando las variables que lo determinan con instrumentos que sean capaces de resumir la variación en los momentos condicionales. Después, para poder trabajar en la práctica, se obtiene la expectativa incondicional de este modelo condicional lineal en los factores, surgiendo un modelo multifactor donde los factores adicionales son simplemente versiones escaladas de los factores originales. Es el modelo multifactorial escalado. Esta metodología fue presentada por Cochrane (1996) y empleada después por Ferson y Harvey (1999). La literatura empírica está demostrando el buen comportamiento de los modelos así condicionados cuando se eligen variables de estado que efectivamente predicen ciclos económicos (Lettau y Ludvigson 2001b; Hodrick y Zhang, 2001; Bansal *et al*, 2002; Abhyankar *et al*, 2002).

Otra posible forma de incorporar información a los modelos consiste en permitir variabilidad en los parámetros de la especificación en betas de los modelos. Es la que se deriva del conocido CAPM condicional de Jagannathan y Wang (1996), donde se supone que tanto la prima de riesgo como la beta del modelo varían en el tiempo, y donde las variables de estado ayudan a explicar esta variación. En este caso, al tomar expectativas incondicionales en el modelo condicional, surge, de nuevo, un modelo lineal multifactorial en el que los factores, además de los considerados inicialmente para explicar rendimientos, son los retardos de las variables de estado que se incorporan.

En este trabajo se emplean estas dos alternativas para contrastar versiones condicionales de tres modelos de valoración clásicos en la literatura, el CAPM, un CCAPM y el modelo de tres factores de Fama y French (1993), y se estudia su funcionamiento empírico en el mercado de capitales español. Distinguimos así, dos grupos de modelos condicionales: los modelos escalados a la Cochrane (1996) y los modelos condicionados a la Jagannathan y Wang (1996).

Por supuesto, la elección de las variables condicionantes es crucial. Necesitamos una variable que resuma las expectativas de los inversores sobre los rendimientos. Lettau y Ludvigson (2001a y 2001b) proponen una variable *proxy* del ratio consumo-riqueza (*cay)* y encuentran que las versiones multifactor del CCAPM explican una parte importante de la variación en los rendimientos de las carteras formadas por tamaño y el ratio valor contable-valor de mercado. El trabajo es fundamental pues pone de manifiesto que las conclusiones tan negativas del comportamiento del modelo son debidas al hecho de que los estudios empíricos lo investigaban de forma incondicional.

En el caso español, esta variable de estado ha sido elaborada en un reciente trabajo por Nieto y Rodríguez (2002). Las autoras realizan un estudio de las variables condicionantes para el mercado español y encuentran que una versión adaptada a la disponibilidad de datos españoles de la variable que aproxima al ratio consumo-riqueza (*cw*) no contiene información estadísticamente significativa sobre los rendimientos esperados. Sin embargo, dicha variable combinada con el ratio agregado valor contable-valor de mercado (*btm*) consigue predecir rendimientos a niveles muy considerables. A través de un sencillo modelo explican las razones de un comportamiento común entre el ratio macroeconómico y el ratio financiero, y encuentran que las desviaciones en tendencia de ambos (*rbtmcw*) ayudan a explicar los cambios futuros de los rendimientos. En este trabajo utilizaremos estas tres variables para condicionar (*cw, btm* y *rbtmcw*).

De esta forma, el trabajo pretende, por un lado, cubrir el vacío que existe en la literatura con datos españoles en cuanto al papel de condicionar con variables observables que sirven como instrumentos de la información disponible. Por otro lado, tratamos de poner en común la actuación de los modelos más influyentes en teoría de valoración de activos, así como de los resultados obtenidos mediante las dos formas empleadas para condicionarlos. Conoceremos si en el mercado español y para una frecuencia trimestral de observaciones los modelos condicionales presentan un mejor comportamiento que los ya contrastados modelos incondicionales. Este resultado abriría nuevas vías de estudio como por ejemplo evaluar la actuación de un fondo de inversión cuando el modelo subyacente sea condicional.

El trabajo se organiza como sigue. La Sección 2 presenta los modelos de valoración objeto de estudio. La sección 3 presenta las dos formas de incluir la información del momento económico a estos modelos factoriales. En la sección 4 se describe y justifica la variable de estado propuesta por Lettau y Ludvigson (2001b). La sección 5 contiene una descripción de los datos que se utilizan en este trabajo y las variables de estado empleadas para condicionar. En la sección 6 se muestran los resultados empíricos de la estimación, el contraste de los modelos y se realiza un análisis de estacionalidad en el comportamiento de los modelos. La sección 7 revisa el comportamiento de los modelos cuando la variable condicionante no es una *proxy* de las expectativas sino una medida directa de las expectativas de los individuos. La última sección concluye el trabajo.

2. Modelos de valoración multifactoriales

Todo modelo de valoración puede resumirse a través de la ya conocida como ecuación fundamental de valoración,

$$E\left[\tilde{R}_{it}M_t / \Omega_{t-1}\right] = 1, \qquad \textbf{(1)}$$

donde E es el operador de expectativas, $\tilde{R}_{it}$ es el rendimiento bruto del activo i entre el momento $t\text{-}1$ y t, Ω_{t-1} es el conjunto de información disponible en $t\text{-}1$ y M_t es el factor de descuento estocástico que, para los modelos estudiados aquí, se asume lineal en un conjunto de k=1,2,…,K factores. Así,

$$M_t = \delta_0 + \delta' f_t, \qquad (2)$$

donde $\delta' = (\delta_1, \ \ldots \ , \delta_K)$ es el vector de parámetros y $f_t' = (f_{1t}, \ \ldots \ , f_{Kt})$ es el vector de factores de riesgo que considera el modelo.

Para escribir cada modelo multifactorial particular es necesario especificar los factores que determinan el FDE. Los tres modelos analizados suponen independencia temporal por lo que la condición en (1) se puede eliminar.

$$E\left[\tilde{R}_{it}M_t\right] = 1 \ . \qquad (3)$$

Así, en caso del CAPM, bajo determinadas hipótesis sobre la función de utilidad[2] o suponiendo normalidad en la distribución de rendimientos, el factor de descuento estocástico puede escribirse como una combinación lineal del rendimiento neto de la riqueza (R_{mt}).

$$M_t = \delta_0 + \delta_m R_{mt} \,. \tag{4}$$

El CCAPM es un modelo no lineal que requiere una forma particular de la función de utilidad para especificar el factor de descuento. En lugar de desarrollar modelos no lineales de utilidad marginal, simplemente, utilizamos crecimiento del consumo como factor. Este modelo se deriva, por ejemplo, asumiendo una función de utilidad potencial. Si denotamos Δc_t a la tasa de crecimiento del consumo agregado medido en logaritmos, el FDE que permite descontar rendimientos en este modelo sería:

$$M_t = \delta_0 + \delta_1 \Delta c_t \quad . \tag{5}$$

Por último, en la investigación de factores que permitan explicar el riesgo sistemático de los activos Fama y French (1993) proponen un modelo en el que los rendimientos esperados del activo están relacionados con tres factores de riesgo surgidos de la evidencia empírica existente en sección-cruzada sobre valoración de activos. Estos factores son el rendimiento de la cartera de mercado en exceso de los activos sin riesgo, y dos factores replica del tamaño y el cociente entre el valor contable y el valor de mercado de las empresas. De esta forma, el FDE del modelo es:

$$M_t = \delta_0 + \delta_1 \left(R_{mt} - R_{ft} \right) + \delta_2 SMB_t + \delta_3 HML_t \,, \tag{6}$$

donde R_{ft} es la tasa neta libre de riesgo, SMB_t representa el factor asociado al tamaño y HML_t representa el factor asociado al ratio valor contable-valor de mercado.[3]

La expresión de los modelos a través de (1) y (2) se conoce como representación de FDE. Otra representación de este tipo de modelos, comúnmente utilizada, surge de expresar (1) como una relación lineal entre los rendimientos esperados y sus medidas de riesgo sistemático. Es la representación beta.

Aplicando a (1) la definición de covarianza y resolviendo para el rendimiento esperado condicional de cada activo *i*:

$$E\left(R_{it} / \Omega_{t-1} \right) = \gamma_{ot-1} + \gamma_{1t-1} \beta_{it-1}^{1} + \ldots + \gamma_{Kt-1} \beta_{it-1}^{K} \;, \tag{7}$$

donde $R_{it} = \tilde{R}_{it} - 1$, γ_{0t-1} es rendimiento neto de una cartera con covarianza nula respecto al factor de descuento, γ_{kt-1} es el precio del riesgo del activo que se debe al factor *k* y β_{it-1}^{k} es la medida de riesgo sistemático del activo *i* asociada al factor *k* que se obtiene como,

$$\beta_{it-1}^{k} = \frac{Cov\left(R_{it}, f_{kt} / \Omega_{t-1}\right)}{Var\left(f_{kt} / \Omega_{t-1}\right)} \tag{8}$$

El subíndice *t-1* indica el carácter condicionado de los momentos de los rendimientos y de las primas de riesgo.

De esta forma, la especificación beta de los tres modelos considerados, recordando de nuevo su carácter atemporal, es:

CAPM:

$$E(R_{it}) = \gamma_0 + \gamma_m \beta_i^m , \tag{9}$$

CCAPM:

$$E(R_{it}) = \gamma_0 + \gamma_{\Delta c} \beta_i^{\Delta c} , \tag{10}$$

Fama y French:[4]

$$E(R_{it}) - R_{ft} = \beta_i^m E(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_i^{SMB} E(SMB_t) + \beta_i^{HML} E(HML_t) . \tag{11}$$

3. Los modelos con información condicionante

En esta sección presentamos dos formas diferentes de capturar la variación de los momentos condicionales a través de instrumentos. La primera de ellas surge a partir del trabajo de Jagannathan y Wang (1996) donde derivan el conocido CAPM condicional. La segunda metodología fue presentada por Cochrane (1996). En este caso, los momentos condicionales se modelizan escalando factores.

Modelos Condicionados

La principal limitación de los modelos enunciados en la sección anterior es precisamente su carácter estático. Si entendemos que los rendimientos esperados y los riesgos dependen de la información disponible en cada momento del tiempo, parece razonable modelizar la relación entre ambos como indica la ecuación (7). Así lo hacen Jagannathan y Wang (1996) para desarrollar una versión condicional del CAPM estático simplemente considerando cambios en la información disponible para los participantes del mercado. Aquí, generalizaremos su idea a cualquier modelo factorial.

Tomando esperanzas incondicionales en ambos lados de (7), podemos escribir el rendimiento esperado incondicional de cualquier activo como una función lineal de las betas esperadas condicionales y la sensibilidad de la prima de riesgo de cada factor a cambios en la medida de riesgo correspondiente a ese factor.

$$E(R_{it}) = \gamma_0 + \gamma_1 E(\beta_{it-1}^1) + ... + \gamma_K E(\beta_{it-1}^K) + Cov(\gamma_{1t-1}, \beta_{it-1}^1) + ... + Cov(\gamma_{Kt-1}, \beta_{it-1}^K) \qquad (12)$$

En este contexto, un inversor espera obtener un mayor rendimiento de aquellos activos cuando presenten mayores riesgos (betas) y además cuando estas medidas de riesgo se muevan a la vez que su precio.

A continuación, es necesario establecer algunas hipótesis para aproximar los momentos que configuran (12). Por un lado, se utilizan las betas incondicionales como proxy de las betas condicionales esperadas y la covarianza entre cada prima de riesgo y la beta correspondiente se aproxima con la covarianza entre ésta y el rendimiento del activo.

$$E(\beta_{it-1}^k) \cong \beta_{ik} \quad \text{y} \quad Cov(\gamma_{kt-1}, \beta_{it-1}^k) \cong Cov(\gamma_{kt-1}, R_{it}), \qquad k = 1,2,\ldots,K \qquad (13)$$

Por otro lado, el carácter dinámico de las primas de riesgo, γ_{kt-1}, se captura asumiendo que dependen linealmente de las H variables de estado, Z_h, contenidas en el conjunto de información.

$$\gamma_{kt-1} = \alpha_{0k} + \alpha_k^{'} Z_{t-1} \quad , \qquad (14)$$

donde

$$\alpha_k = \begin{pmatrix} \alpha_{1k} \\ ... \\ \alpha_{Hk} \end{pmatrix} \quad \text{y} \quad Z_{t-1} = \begin{pmatrix} Z_{1t-1} \\ ... \\ Z_{Ht-1} \end{pmatrix}$$

Combinando (13) y (14) con (12), obtenemos la representación beta de un modelo condicionado donde el rendimiento esperado de cada activo depende de las betas incondicionales del activo asociadas a los factores de riesgo y de otras betas asociadas a las variables de estado, que miden el riesgo de ese activo con respecto al momento económico.

$$E(R_{it}) = \gamma_0 + \gamma' \beta_i + \gamma_Z' \beta_i^Z , \tag{15}$$

siendo,

$$\gamma = \begin{pmatrix} \gamma_1 \\ \dots \\ \gamma_K \end{pmatrix}, \; \beta_i = \begin{pmatrix} \beta_{i1} \\ \dots \\ \beta_{iK} \end{pmatrix}, \; \gamma_Z = \begin{pmatrix} \gamma_{K+1} \\ \dots \\ \gamma_{K+H} \end{pmatrix}, \; \beta_i^Z = \begin{pmatrix} \beta_{iK+1} \\ \dots \\ \beta_{iK+H} \end{pmatrix}$$

y,

$$\beta_{iK+h} = \frac{Cov(R_{it}, Z_{ht-1})}{Var(Z_{ht-1})} \;, \; h = 1,2,\dots,H$$

La representación de factor de descuento para estos modelos condicionados resulta,

$$E\left[\tilde{R}_{it}\left(\delta_0 + \delta' f_t + \delta_Z' Z_{t-1}\right)\right] = 1 \qquad . \tag{16}$$

<u>*Modelos Escalados*</u>

Como propone Cochrane (1996), también es posible incorporar el dinamismo que proporcionan las variables del conjunto de información en (1) haciendo que los parámetros del factor de descuento cambien en el tiempo adaptándose a cada nuevo momento económico. Considerando, como antes, que existen *K* factores:

$$M_t = \delta_{ot-1} + \delta_{1t-1} f_{1t} + \dots + \delta_{Kt-1} f_{Kt} , \tag{17}$$

e igualmente suponiendo *H* instrumentos tal que,

$$\delta_{0t-1} = \alpha_{00} + \alpha_{01} Z_{1t-1} + \dots + \alpha_{0H} Z_{Ht-1}$$

$$\delta_{1t-1} = \alpha_{10} + \alpha_{11} Z_{1t-1} + \dots + \alpha_{1H} Z_{Ht-1}$$

$$\dots$$

$$\delta_{Kt-1} = \alpha_{K0} + \alpha_{K1} Z_{1t-1} + ... + \alpha_{KH} Z_{Ht-1}$$

se obtiene, como resultado, que el FDE depende de los factores de riesgo, del momento económico medido por las variables de estado y de la interacción entre cada factor de riesgo y cada instrumento. Así,

$$M_t = \alpha_{00} + \alpha_0^{'} f_t + \alpha_Z^{'} Z_{t-1} + \alpha_1^{'} f_t Z_{1t-1} + ... + \alpha_H^{'} f_t Z_{Ht-1}, \tag{18}$$

siendo,

$$\alpha_0 = \begin{pmatrix} \alpha_{10} \\ ... \\ \alpha_{K0} \end{pmatrix},\ \alpha_Z = \begin{pmatrix} \alpha_{01} \\ ... \\ \alpha_{0H} \end{pmatrix},\ \alpha_1 = \begin{pmatrix} \alpha_{11} \\ ... \\ \alpha_{K1} \end{pmatrix},\ \ldots,\ \alpha_H = \begin{pmatrix} \alpha_{1H} \\ ... \\ \alpha_{KH} \end{pmatrix}$$

La especificación en betas de un modelo así condicionado solo difiere de la ecuación (15) en que ahora surgen (*K*H*) nuevas fuentes de riesgo como consecuencia de las interacciones entre los factores y las variables que determinan el momento económico.

$$E(R_{it}) = \gamma_0 + \gamma^{'} \beta_i + \gamma_Z^{'} \beta_i^{Z} + \gamma_{Zf}^{'} \beta_i^{Zf} \tag{19}$$

Donde γ_{Zf} es un vector de (*K*H*) parámetros y β_i^{Zf} es un vector de (*K*H*) betas cuyos elementos son:

$$\beta_{ikh} = \frac{Cov(R_{it}, f_{kt} Z_{ht-1})}{Var(f_{kt} Z_{ht-1})}, \quad \begin{array}{l} k = 1,2,...,K \\ h = 1,2,...,H \end{array}$$

4. Variables de estado

La elección de la variable condicionante es crucial. Necesitamos una variable que resuma las expectativas de los inversores sobre los rendimientos. Intuitivamente, la proporción de riqueza que los agentes consumen en cada periodo o, lo que es lo mismo, la proporción de riqueza invertida contiene información sobre sus expectativas acerca de las oportunidades futuras de inversión. Así, el ratio consumo riqueza debería ser capaz de explicar rendimientos. Lettau y Ludvigson (2001a) proponen una aproximación para este ratio (*cay*) y encuentran que efectivamente se comporta como la teoría indica.

Tradicionalmente se ha utilizado el ratio dividendo-precio (Campbell y Shiller, 1988) en este mismo sentido, dado que los dividendos son los flujos que prometen las acciones bursátiles. Pero, a diferencia de *cay*, este último sólo resume expectativas de activos que paguen dividendos. Si pensamos que el consumo es el dividendo de la riqueza agregada, *cay* resumiría las expectativas de la cartera de mercado total. Así, dado que las acciones son solo una pequeña parte de la riqueza agregada y éstas no siempre pagan dividendos, *cay* tendría importantes ventajas a la hora de condensar la información. En este trabajo utilizamos la variable proxy del ratio consumo-riqueza construida para el mercado español. Por ello resumimos, a continuación, el marco teórico que relaciona consumo, riqueza y rendimientos esperados.

Realizando una aproximación lineal de la restricción presupuestaria del problema de decisión del agente representativo, el logaritmo del ratio consumo riqueza puede expresarse como

$$c_t - w_t = E_t \left[\sum_{j=1}^{\infty} \rho^j (r_{m,t+j} - \Delta c_{t+j}) \right] + \frac{\rho k}{1-\rho}, \tag{20}$$

donde w_t denota el logaritmo de la riqueza agregada en el momento *t*, $r_{m,t+j}$ es el logaritmo del rendimiento futuro de la riqueza total, ρ es la tasa de preferencias temporal y k una constante. La ecuación (20) indica que si el ratio consumo-riqueza es alto, el agente debe esperar altos rendimientos sobre la riqueza futura o bajas tasas de crecimiento del consumo. Además, si el ratio consumo-riqueza no es constante debe ser capaz de predecir cambios en el consumo o en los rendimientos.

Para aproximar la riqueza total, Lettau y Ludvigson (2001a) suponen que está compuesta de riqueza financiera, que puede describirse por los activos financieros (A_t), más el capital humano (H_t).

$$W_t = A_t + H_t \tag{21}$$

Utilizando una aproximación en logaritmos,

$$w_t = \omega a_t + (1-\omega) h_t, \tag{22}$$

donde ω es la proporción media de activos sobre la riqueza total (A/W).[5]

Este marco presenta el problema de que la riqueza procedente del capital humano no es observable. Para superar este obstáculo Lettau y Ludvigson (2001a) suponen que el componente no estacionario del capital humano (H_t) puede describirse por la renta laboral agregada (Y_t), implicando que $h_t=k+y_t+e_t$, donde k es una constante y e_t una variable aleatoria estacionara de media cero. Esta hipótesis se puede racionalizar en numerosas especificaciones que relacionan renta laboral y capital humano.[6]

Si la renta laboral puede aproximar el componente de capital humano, la variable empírica susceptible de predecir rendimientos resulta

$$cay_t = c_t - \omega a_t - (1-\omega) y_t \quad . \tag{23}$$

Esta combinación lineal de variables debe ser estacionaria para predecir rendimientos. En otras palabras c_t, a_t, e y_t deberían ser estacionarias o deben estar cointegrados. En cuyo caso (23) proporciona la desviación de la tendencia común que existe entre ellas.

Lettau y Ludvigson (2001a) demuestran la capacidad de *cay* para capturar una parte importante de la variabilidad de los rendimientos en USA. Tras este trabajo, la variable ha tenido una gran acogida en la literatura de valoración de activos. La razón es que los instrumentos retardados con demostrada capacidad para predecir rendimientos son variables condicionantes naturales para contrastes de sección cruzada de los modelos. Recordemos que el modelo intertemporal de Merton (1973) sugiere que cuando hay variación estocástica en el conjunto de oportunidades de inversión habrá una prima de riesgo asociada con las innovaciones en las variables de estado que describen ese conjunto de oportunidades, donde las variables de estado deben limitarse a variables con cierta capacidad para predecir actividad económica futura. Luego si una variable predice rendimientos, predice actividad económica futura y puede ser una variable de estado a tener en cuenta en los modelos de valoración.

Desde la propuesta de esta variable de estado, son varios los trabajos que la han utilizado para dar dinamismo a los modelos. Como resumen de los resultados obtenidos podemos citar a Lettau y Ludvigson (2001b) y Abhyankan *et al* (2002) que contrastan diferentes modelos condicionando con *cay* y coinciden al encontrar que el CCAPM escalado se comporta adecuadamente como modelo de valoración condicional, si bien Lettau y Ludvigson (2001b) utilizan consumo y Abhyankan *et al* (2002) utilizan carteras para replicar tal variable en lugar de consumo en si mismo. Por otro lado, Hodrick y Zhang (2001) también contrastan diversos modelos factoriales escalados comparando entre sí con la medida de distancia de Hansen y Jagannathan (1997) y con un contraste de estabilidad de parámetros. Aunque utilizan una muestra similar a Lettau y Ludvigson (éstos últimos intentan explicar los rendimientos de las carteras de Fama y French (1993) entre 1963 y 1997 mientras que el periodo muestral en Hodrick y Zhang comprende los años entre 1953 y 1998) no encuentran mejora en el comportamiento del CCAPM al condicionarlo con *cay*.

5. Datos

5.1. Descripción de la muestra

En este trabajo utilizamos datos de rendimientos trimestrales desde marzo 1982 a diciembre 1999 del mercado español. Disponemos así de un total de 71 observaciones. Nuestro objetivo es explicar los rendimientos medios de 10 carteras construidas ordenando 205 activos en deciles de tamaño basados en el valor de mercado del año anterior. Los rendimientos de la cartera están igualmente ponderados.

Para aproximar el rendimiento de la riqueza agregada utilizamos el rendimiento de mercado, calculado como el rendimiento de una cartera igualmente ponderada que contenga todos los activos disponibles en ese trimestre, o el rendimiento de una cartera ponderada por valor. La rentabilidad de los pagares del tesoro a un año aproxima la rentabilidad libre de riesgo hasta diciembre de 1987 y rentabilidad trimestral de las letras del tesoro a un año a partir de dicha fecha.

Necesitamos, además, otras variables para construir las variables explicativas o factores de riesgo de los diferentes modelos. El consumo se obtiene desde el consumo doméstico final de los hogares, ofrecido en la Contabilidad Nacional Trimestral del INE y deflactado por el IPC (1990=100), también proporcionado por el INE. Como medida del tamaño de cada empresa en un trimestre utilizamos el logaritmo de la capitalización del mercado, calculada multiplicando el número de acciones de la empresa en diciembre del año anterior por el precio al final del trimestre. Para calcular el ratio valor-contable valor de mercado de cada empresa, utilizamos la información contable de los balances de cada empresa al final de cada año. Desde 1990, esta información la proporciona la CNMV. Antes de dicha fecha la información se ha obtenido de los boletines de la Bolsa. El valor contable de cada empresa en un trimestre viene dado por su valor al final del año anterior y se mantiene constante para los cuatro trimestres. El valor de mercado viene dado por la capitalización total de la empresa en el final trimestre. El correspondiente ratio agregado, *btm*, se calcula como la media de los ratios individuales.

5.2. Las variables de estado en el caso español.

Como variables de estado para condicionar utilizamos tres instrumentos: una aproximación del ratio consumo-riqueza *(cw)*, el ratio agregado valor contable-valor de mercado (*btm)* y los residuos de la regresión temporal de *btm* sobre *cw (rbtmcw).*

El cambio de notación para el *proxy* del ratio consumo-riqueza con respecto a *cay* se debe un diferente proceso de construcción por razones de disponibilidad de datos en España. Aunque los datos empleados y una descripción detallada de su construcción se encuentran en Nieto y Rodríguez (2002), creemos conveniente realizar algunas aclaraciones a continuación.

A diferencia de los datos USA, la riqueza financiera (A_t) en España no siempre es positiva. La variable está en términos netos, es decir activos financieros menos pasivos financieros, y los pasivos superaban los activos en los primeros años de la muestra. Desafortunadamente, en este mercado no disponemos de datos de activos reales, que constituyen una parte muy importante de la inversión de las familias españolas. El signo negativo de la riqueza financiera hacía imposible implementar la aproximación propuesta por Lettau y Ludvigson (2001a), pues es necesario tomar logaritmos. Como alternativa, las autoras proponen trabajar con la riqueza agregada, sin descomponer en renta laboral y activos financieros. En este caso, la variable usada para predecir rendimientos representa las desviaciones en tendencia entre consumo y esa riqueza total, de ahí su nombre *cw*. Los parámetros de la relación de cointegración obtenida son:

$$cw_t = c_t - 4.559 - 0.470 w_t$$

Además, Nieto y Rodríguez (2002) demuestran que es posible establecer una relación teórica entre el ratio consumo-riqueza y otra variable ya conocida y utilizada como predictor de los rendimientos: el ratio agregado valor contable-valor de mercado (Kothari y Shanken, 1997; Pontiff y Schall, 1999 y Lewellen, 1999). Dicha relación teórica ayuda a entender porqué este ratio financiero predice rendimientos y justifica su utilización como variable de estado en los modelos de valoración. Esta relación se corrobora empíricamente al encontrar que ambos ratios presentan una correlación contemporánea elevadísima en nuestro mercado. Sin embargo, desde el punto de vista empírico esta correlación plantea problemas de multicolinealidad cuando se utilizan ambas variables de estado para predecir rendimientos. Para evitar estos problemas Nieto y Rodríguez (2002) utilizan una variable ortogonal resultado de regresar *btm* sobre *cw*, *rbtmcw*, comprobando que es esta variable la que presenta considerable capacidad predictiva sobre los rendimientos del mercado español.

6. Análisis Empírico

6.1 Estimación, Contrates y Resultados

Comenzamos la estimación de los modelos centrándonos en la representación beta de los mismos, especializada para cada modelo particular. Examinamos si dichas especificaciones pueden explicar los rendimientos esperados en sección cruzada y contrastamos la utilidad de condicionar por una o más variables.

Los modelos presentados pueden estimarse consistentemente según la metodología propuesta en Fama y Macbeth (1973). Para comparar la actuación de las diferentes especificaciones utilizamos tres medidas: el R^2 ajustado obtenido a partir de la media de las sumas totales y sumas residuales entre todas las regresiones de sección cruzada, la raíz de la suma cuadrática de los errores medios de valoración implicados por cada modelo y un contraste *F* de ajuste de cada modelo, obtenido como la suma cuadrática ponderada de los residuos de estimación de todas las regresiones de sección cruzada y donde las ponderaciones vienen dadas por la matriz de varianzas y covarianzas de tales residuos. Además, contrastamos si los coeficientes estimados son estadísticamente diferentes de cero. Siguiendo a Shanken (1992), los errores del modelo estimado podrían estar sesgados al utilizar como variables explicativas betas estimadas.[7] Por esta razón, se presentan tanto los p-valores asociados al estadístico *t* estándar para contrastes de significatividad individual, como los asociados al estadístico en el que los errores estándares se han corregido mediante el ajuste propuesto por tal autor. Igualmente, se ajusta el estadístico *F* para el contraste de significatividad conjunta. Nótese que como la corrección de Shanken supone homocedasticidad en los rendimientos, si existe heterocedasticidad en los datos, los errores estándar resultarían corregidos en exceso, en el sentido de que se infraestimaría el verdadero grado de precisión de nuestros estimadores.

Los resultados de la estimación que se presentan en las tablas 1a, 1b y1c se refieren a CAPM, CCAPM y modelo de Fama y French respectivamente. En términos generales, podemos afirmar que todos los modelos proporcionan estimadores para las primas de riesgo no significativos, como se observa a través de los p-valores corregidos. En este sentido, los resultados de los modelos incondicionales son consistentes con los obtenidos por Nieto (2001). Únicamente, en el caso del CCAPM, el término constante es generalmente significativo, como ocurre con datos americanos (Lettau y Ludvigson, 2001b), pero esta relevancia desaparece cuando se utilizan los dos instrumentos para condicionar o escalar el modelo. También resultan significativas la beta de las variables de estado *btm* y *cw* en este modelo, sin embargo el ajuste de Shanken elimina su significativad. Este encuentro confirma las conclusiones de Nieto y Rodríguez (2002) a favor de dichos ratios como predictores de rendimientos en un entorno de modelos de consumo. Cabe decir que los ajustes por errores de medida en variables en muchos casos incrementan sustancialmente la varianza de los estimadores debido a la desproporción entre el valor de la prima estimada para un factor y la varianza de tal factor.

Observando los R^2 o los errores medios de estimación, se observan mejoras entre los modelos incondicionados y los que consideran los cambios en el entorno económico, sobre todo para CAPM y CCAPM. También ocurre así en Lettau y Ludvigson (2001b) al incorporar *cay* como instrumento.[8] Así por ejemplo, el R^2 pasa del 51% al 75% desde un CAPM estándar a un CAPM escalado con *cw* y *rbtmcw*, y del 36% al 74% en el caso de CCAPM. Para ambos modelos, el caso escalado con los dos instrumentos es el que ofrece los mejores resultados. También, como en el caso americano, de los tres modelos en versión incondicional, el de mayores coeficientes de ajuste es el de Fama y French, indicando que los dos factores que replican el tamaño y el cociente *btm* del mercado contienen alguna información relevante. De hecho, *HML* es estadísticamente distinto de cero en Lettau y Ludvigson (2001b). A pesar del elevado ajuste, el modelo también mejora al incorporar la información aportada por las variables de estado. Siendo precisamente el caso escalado con *btm* el de mayor R^2 entre todos los estimados. Quizás la significatividad de *HML* observada para el mercado de USA desapareciera si la información contenida en *btm* se añadiera al modelo en forma de variable de estado en lugar de factor de riesgo.

A pesar de la no significatividad individual de los coeficientes, observamos elevados R^2 en general. Por ello, hacemos un análisis de la significatividad conjunta de los modelos. Los resultados se muestran en la última columna de la tabla 1, donde presentamos un contraste de linealidad de los modelos. El estadístico se ha ajustado por el error de estimación en betas y para muestras finitas.[9] En ningún caso es posible rechazar la linealidad del modelo, si bien queremos destacar los resultados de este test al contrastar el CCAPM siempre que la variable de estado se introduce escalando el factor de riesgo del modelo. Podemos jerarquizar con este estadístico, observando cómo de forma parecida al R^2 los modelos condicionados aparecen peor en el ranking que los escalados y peor aún los incondicionales.

Comparamos, a continuación, el comportamiento empírico de los modelos utilizando su especificación de factor de descuento y el método de estimación generalizado de momentos (GMM). La principal ventaja del uso de esta técnica econométrica de evaluación de modelos de valoración es su generalidad, así puede utilizarse para modelos lineales y no lineales en contraste con el clásico modelo beta que exige que los rendimientos y los factores se distribuyan conjuntamente normal para poder linealizar el modelo. Además, Jagannathan y Wang (2002) encuentran que asintóticamente y en muestras finitas los dos métodos proporcionan estimaciones igualmente precisas. En este contexto existe una medida de comportamiento comparable entre los distintos modelos imponiendo una matriz de ponderaciones específica, la propuesta por Hansen y Jagannathan (1997). Consiste en la matriz de covarianzas de los rendimientos, de forma que ésta sea la misma independientemente del modelo que se pretenda contrastar. A partir de ella se obtiene una medida de ajuste del modelo, construida como la X^2 de Hansen y Singleton (1982) con la matriz de ponderaciones óptima, que ahora se conoce como la distancia de Hansen y Jagannathan. Como la distribución de este estadístico no es conocida, se infiere mediante un procedimiento de bootstrap con 500 repeticiones.[10]

En las tablas 2a, 2b y 2c se presentan los estimadores GMM de los modelos respectivamente presentados en la sección 3, sus estadísticos t y los correspondientes p-valores. En la última columna, se presenta la distancia de HJ y el p-valor obtenido de la distribución simulada. Se distingue también entre modelos escalados y modelos condicionados. Como en la estimación a la Fama y MacBeth, salvo la constante, en general no encontramos factores estadísticamente significativos. Ahora bien, corroborando los resultados de la tabla 1, la única significatividad aparece asociada al instrumento *btm* cuando se usa para escalar el CCAPM. Parece claro entonces, que este ratio financiero está informando de los cambios en el ciclo económico y, por tanto, su retardo consigue explicar los rendimientos en sección cruzada de los activos.[11]

Por otro lado, al igual que el contraste de linealidad basado en la estimación a la Fama y MacBeth, ninguno de los modelos rechaza el contraste de especificación realizado con la medida de distancia. Sin embargo, de nuevo, encontramos que la mejor especificación para CAMP o CCAPM se da cuando éstos se escalan con ambos instrumentos, y entre los modelos basados en el de Fama y French, la menor distancia se obtiene escalando el modelo con *btm*. Los resultados confirman que los modelos escalados tienen menores errores de valoración. Siguiendo a los modelos escalados aparecen los modelos condicionados y en último lugar, tanto para el CCAPM como para el modelo de Fama y French (1993) los modelos incondicionales, siendo el penúltimo en el CAPM estándar. Este último resultado coincide con los encontrados por Hodrick y Zhang (2001), quienes señalan que los modelos escalados tienen menores distancias que los incondicionales pues la información condicional reduce los errores en los precios permitiendo que las primas del riesgo varíen con el ciclo económico. Además como se duplica el número de parámetros el modelo utiliza grados de libertad adicionales y presenta un mejor ajuste.

6.2 Estacionalidad

La falta de significatividad en los estimadores de todos los modelos analizados aquí puede ser debida o bien a valores estimados para las primas de riesgo muy pequeños, o bien, a una excesiva variabilidad de los mismos. Si volvemos a la Tablas 1a, observamos que la prima para el mercado en todos los modelos de tipo CAPM está sobre el 5% trimestral, y las primas para otros factores en el resto de modelos de las tablas 1b y 1c todavía son menores. Quizás estos valores tan pequeños se deban a compensaciones producidas al mediar entre los estimadores de todos los trimestres que comprenden nuestro periodo muestral.

La evidencia muestra comportamientos estacionales en los rendimientos y las primas de riesgo en los mercados de todo el mundo. Son muchos los trabajos que encuentran rendimientos anormalmente altos en el mes de enero (Keim (1983)) y anormalmente bajos en el de diciembre. Además estas diferencias son especialmente grandes para las empresas de menor tamaño y las de mayor ratio valor contable-valor de mercado (Hawawini y Keim (1995)).

Pensando en que este tipo de comportamientos podría explicar la falta de significatividad de las primas medias, volvemos a realizar el análisis a la Fama y MacBeth ahora distinguiendo entre los cuatro trimestres del año. Presentamos los resultados sólo para el primer y último trimestre del año, en las tablas 3a y 3b respectivamente, dado que no encontramos diferencias entre los resultados de los trimestres centrales y los globales. En este caso hemos elegido los tres modelos incondicionales estudiados y sólo la versión condicional de los mismos que emplea *cw* y *rbtmcw* como variables de estado.

Como se puede observar, existen evidentes diferencias en las primas de riesgo entre marzo y diciembre. Así por ejemplo, la prima del mercado para un CAPM estándar llega a ser del 20% en el trimestre que va de enero a marzo y significativa, mientras que en el último trimestre del año es del -11% y también significativa, antes de aplicar el ajuste de Shanken (1992). Al condicionar el modelo observamos que parte de esa estacionalidad se ve capturada por las variables de ciclo, ya que se reduce la significatividad de la prima de mercado. Conclusiones similares se pueden deducir del CCAPM. A pesar de los ya conocidos problemas de la variable consumo, cuando diferenciamos entre trimestres observamos que la prima de la tasa de crecimiento del consumo llega a ser del 2% en marzo y del -1.4% en diciembre frente al 0.6% para todo el año. De nuevo, al condicionar el modelo, los valores de esta prima se reducen, en términos absolutos, en ambos trimestres extremos.[12] Sin embargo, el modelo de Fama y French se comporta diferente a los otros dos en este análisis parcial. Aunque sí se observa cierta tendencia estacional en la magnitud y el signo de las primas del mercado y el factor tamaño, en ninguno de los trimestres encontramos betas significadamente distintas de cero. El resultado es lógico: dado que la estacionalidad se debe sobre todo a la diferencia de rendimientos entre empresas grandes y pequeñas y empresas con altos y bajos ratios *btm*, al añadir *SMB* y *HML* al mercado se captura este comportamiento. Es por ello que este modelo estático ofrezca los mayores R^2 en cualquier mercado y periodo muestral que se emplee, aunque el poder explicativo de cada uno de los dos factores sea cuestionable en base a la significatividad de sus primas.

7. El indicador de expectativas ESIN

Como se ha señalado en las secciones anteriores la elección de la variable de estado es decisiva. Se necesita una variable que mida las expectativas de los agentes económicos sobre el crecimiento económico. En el apartado anterior hemos utilizado algunas variables que intentan aproximar estas expectativas. Una alternativa más atractiva podría ser la utilización de una medida directa de las expectativas y no sólo una aproximación. Esto debería eliminar buena parte del ruido que las variables aproximativas incorporan. En particular utilizamos el indicador de sentimiento económico (en adelante ESIN) elaborado por la Comisión Europea.[13] El índice muestra las expectativas de los agentes económicos sobre la situación económica futura en los próximos doce meses. ESIN se elabora de las respuestas a las preguntas sobre expectativas de producción, gastos futuros de consumo, condiciones de negocio futuros, expectativas sobre el paro, etc. Cabe señalar también, que no se incluye ninguna pregunta directamente relacionada con variables financieras tales como los precios de las acciones o índices, tipos de interés, tipos de cambio etc. Las preguntas se realizan todos los meses y se publican dos meses después. La comisión europea pone disponibles los datos de ESIN a todas las instituciones económicas mundiales.

De esta forma, ESIN se presenta como una mejor medida de las expectativas de los agentes económicos sobre el consumo futuro en comparación con otras variables normalmente utilizadas. La figura 1 nos muestra la evolución de la tasa de crecimiento de ESIN y de la tasa de crecimiento del consumo entre 1987 y 1999 para el mercado español. Puede observarse como el comportamiento de ambas es similar, dejando de manifiesto que cambios en ESIN anticipan cambios en el crecimiento del consumo. Igualmente la figura 2 nos presenta gráficamente la capacidad de esta variable para predecir rendimientos.[14]

Una vez que es posible disponer de una medida del cambio en las expectativas sobre el consumo de los agentes, debemos reflexionar qué significa desde el punto de vista teórico incorporar dicha variable como condicionante en un modelo de valoración con consumo. Así, Campbell (1993) sugiere que se puede sustituir el consumo del modelo de valoración intertemporal y obtener un modelo que relaciona los rendimientos medios y las covarianzas con otras variables que determinan el consumo agregado. Así, la ecuación siguiente,

$$E_t\left[r_{j,t+1}\right] - r_{f,t+1} + \frac{\sigma_j^2}{2} = \gamma\sigma_{jm} + (\gamma - 1)\sigma_{jh} \tag{24}$$

nos muestra que los activos pueden valorarse directamente sin hacer referencia a su covarianza con el crecimiento del consumo, utilizando, en su lugar, la covarianza con el rendimiento del mercado σ_{jm} y con las noticias sobre rendimientos futuros del mercado, σ_{jh} es decir la revisiones en las expectativas sobre los rendimientos esperados.

Esta idea de sustituir el consumo del modelo e introducir variables de estado es posible gracias a que el consumo y el rendimiento de la cartera de mercado están relacionales en la restricción intertemporal (ver ecuación (20)), así como en el factor de descuento estocástico del modelo con preferencias isoelásticas generalizadas del que Campbell parte. Con cierta álgebra por medio es sencillo ver la relación lineal que existe entre las revisiones en las expectativas del consumo y las revisiones en las expectativas que el agente realiza sobre los rendimientos futuros del mercado,

$$\left(E_{t+1}-E_t\right)\sum_{j=1}^{\infty}\rho^j \Delta c_{t+1+j} = \eta\left(E_{t+1}-E_t\right)\sum_{j=1}^{\infty}\rho^j r_{m,t+1+j} \tag{25}$$

siendo η la elasticidad intertemporal de sustitución del consumo. Por tanto, una variable que mida el cambio en las expectativas sobre el consumo futuro, como la tasa de crecimiento de ESIN, puede considerarse como un indicador de las noticias en rendimientos futuros esperados.

Del mismo modo que Campbell (1993) expresa el ratio consumo riqueza como una función de los rendimientos agregados, uniéndose así a la literatura que considera que parte del rechazo del modelo intertemporal de valoración basado en consumo se debe a las dificultades en la medida del consumo agregado, Restoy y Weil (1998) utilizan una expresión para el ratio consumo riqueza que depende de la distribución condicional del proceso del consumo. Desde la perspectiva de la medición de los datos, los autores argumentan que las dificultades para medir la rentabilidad de la riqueza son al menos tan grande como las que se tiene para medir el consumo de los agentes. En este caso, los rendimientos en exceso de cualquier activo satisfacen

$$E_t\left[r_{j,t+1}\right]-r_{f,t+1}+\frac{\sigma_j^2}{2}=\gamma\sigma_{jc}+(\gamma-\tfrac{1}{\eta})\sigma_{jh} \tag{26}$$

donde ahora σ_{jh} denota la covarianza condicional entre el rendimiento de un activo *j* y las expectativas de crecimiento del consumo. En este modelo por tanto, *h* vendría directamente especificada con el ratio de ESIN.

Así, un CAPM condicionado con ESIN se enmarcaría dentro del modelo de Campbell (1993), y un CCAPM condicionado con ESIN dentro del modelo de Restoy y Weil (1998).[15]

Los resultados de la estimación utilizando esta variable como condicionante se presentan en la Tabla 4. Esta tabla presenta estimadores a la Fama-Macbeth de los tres modelos objeto de estudio en las secciones anteriores, CAPM, CCAPM y el modelo de Fama y French, todos ellos en su versión incondicional y condicional a la Jagannathan y Wang (1996) donde la variable de estado recogerá la tasa de variación en las expectativas de consumo que tienen los individuos para el año siguiente a través del ratio de ESIN.

Al igual que en los apartados anteriores, para cada variable o factor se presenta el estimador y los p-valores, primero sin corregir y debajo corrigiendo por Shanken (1992). En este caso el tamaño de la muestra se ha reducido respecto al utilizado previamente provocado por la no disponibilidad de una muestra más larga para ESIN. Esta variable solo está disponible desde 1987. Utilizamos observaciones trimestrales desde diciembre de 1987 hasta diciembre de 1999. En las dos últimas columnas se presentan el coeficiente de determinación ajustado, obtenido con la media de las 49 sumas totales y 49 sumas residuales de cada regresión de sección cruzada, y la raíz de la suma cuadrática de los errores de estimación medios de las 49 regresiones.

En esta muestra el modelo CAPM estándar presenta un comportamiento peor, se estima con mucha más variabilidad resultado una prima de riesgo negativa. La inclusión de ESIN aumenta la prima de riesgo a 1.1% aunque no resulta estadísticamente significativa. De nuevo cuando se condiciona aumenta el coeficiente de determinación. A pesar de que parece que este coeficiente se sitúa sin embargo por debajo de cualquier CAPM dinámico con los instrumentos de las secciones anteriores no debemos olvidar que la muestra es ligeramente diferente. Para el resto de los modelos se presentan estimadores para las primas de riesgo no significativas y un coeficiente de determinación ajustado de nuevo mejor en las versiones condicionales que en las versiones incondicionales. Igualmente, se obtienen menores errores de valoración. No se han presentado las estimaciones escaladas con esta nueva variable pues no añade información adicional al trabajo.

Sí que es de destacar el signo negativo que obtiene en todos los casos la variable ESIN. En el caso del CCAPM podemos acudir a las ecuaciones (24) y (26) para comprobar su sentido económico. Según el modelo de Campbell (1993), la prima de riesgo de la variable ESIN tendría el signo determinado por $(\gamma - 1)$, es decir deberá ser negativo siempre que el coeficiente de aversión relativa al riesgo sea menor que uno. En nuestra muestra es fácil recuperar el coeficiente de aversión de la versión incondicional del CCAPM y efectivamente resulta inferior a la unidad. Igualmente, de (26) la prima de riesgo de ESIN debería ser negativa siempre que el coeficiente de aversión relativa al riesgo sea inferior a la inversa de la elasticidad de sustitución $(1/\eta)$. Queda fuera del alcance de este trabajo estimar dicho parámetro, sin embargo el rango razonable de valores de este coeficiente viene dado por las medidas de la elasticidad intertemporal de sustitución que han sido realizadas en el pasado. Así, los trabajos de Hall (1988) y Epstein y Zin (1991) llevan a pensar que es razonable valores situados entre 1 y 10 para la inversa de las elasticidad intertemporal de sustitución. En el caso español, Restoy y

Rodríguez (1998) encuentran un valor de 11. Todo ello nos lleva a pensar que resulta superior al coeficiente de aversión de nuestra muestra, lo que corroboraría el signo negativo encontrado.

8. Resumen y Conclusiones

Este trabajo quiere profundizar en una de las vías abiertas para solucionar el fracaso empírico de los modelos estáticos de valoración de activos. Se trata de incorporar el papel de la información, en el marco de la valoración condicional, relajando así las restricciones que surgen por la utilización de momentos incondicionales.

Estudiamos, para el mercado español, el comportamiento empírico de tres modelos estáticos clásicos en la literatura, el CAPM, un modelo con consumo y el modelo de Fama y French (1993). En dichos modelos los momentos condicionales se modelizan de dos formas diferentes que denotamos modelos condicionados a la Jagannathan y Wang (1996) y modelos escalados a la Cochrane (1996).

Como variables de estado utilizamos instrumentos específicos para nuestra muestra de datos, concretamente una *proxy* del ratio consumo-riqueza, el ratio agregado valor contable-valor de mercado, la desviación en tendencia de ambos ratios y, por último, un indicador de expectativas sobre consumo futuro basado en el índice de sentimiento económico.

Aunque los resultados no son todo lo satisfactorios que nos gustaría ya que ni las primas asociadas a los factores de riesgo ni las asociadas a las variables de estado resultan estadísticamente significativas, sí pensamos que existe cierta evidencia a favor de los modelos condicionales frente a los incondicionales.

Por último los resultados presentan un comportamiento estacional de los rendimientos, observándose primas de riesgo significativas y superiores en el primer trimestre respecto del cuarto trimestre. Este encuentro, podría explicar la falta de significatividad de las primas medias obtenidas de forma general en los modelos. Es importante observar cómo al condicionar, parte de la estacionalidad reflejada en las primas de riesgo de los factores desaparece como consecuencia de hacer una consideración explícita del cambio en el tiempo mediante las variables de estado. Así ocurre tanto para CAPM como para CCAPM. El modelo de Fama y French (1993) presenta un comportamiento diferente. Si pensamos que la estacionalidad es debida al diferente tamaño de las empresas, los factores de riesgo de este modelo ya recogen dicho efecto. A su vez, esto explicaría el mejor ajuste en su versión incondicional y por tanto el menor incremento relativo del ajuste al condicionar el modelo con información.

Referencias

Abhaynkar A., Basu D. and Stremme A. (2002) Portfolio-Based Tests of conditional factor models. *Wp. Warwick Business School.*

Bansal, R., Dittmar R. and Lundblad T., 2002"Consumption, Dividends, and the Cross-Section of Equity Returns," *working paper.*

Campbell, John Y. "Intertemporal Asset Pricing Without Consumption Data," American Economic Review, 1993, v83(3), 487-512.

Campbell, John Y. "Understanding Risk And Return," Journal of Political Economy, 1996, v104(2,Apr), 298-345.

Campbell, John Y. and Robert J. Shiller. "The Dividend-Price Ratio And Expectations Of Future Dividends And Discount Factors," Review of Financial Studies, 1988, v1(3), 195-228.

Campbell, John Y., Andrew W. Lo and A. Craig Mackinlay, "The econometrics of financial Markets" , 1997, Princenton University Press.

Cochrane, John H. "A Cross-Sectional Test Of An Investment-Based Asset Pricing Model," Journal of Political Economy, 1996, v104(3,Jun), 572-621.

Cochrane, John H. *Asset Pricing*, , 2001, Princeton University Press, Princeton.

Constantinides, George M. "Habit Formation: A Resolution Of The Equity Premium Puzzle," Journal of Political Economy, 1990, v98(3), 519-543.

Fama, Eugene F. and James D. MacBeth. "Risk, Return, And Equilibrium: Empirical Tests," Journal of Political Economy, 1973, v81(3), 607-636.

Fama, Eugene F. and Kenneth R. French. "Common Risk Factors In The Returns On Stocks And Bonds," Journal of Financial Economics, 1993, v33(1), 3-56.

Ferson, Wayne E. and Campbell R. Harvey. "Conditioning Variables And The Cross Section Of Stock Returns," Journal of Finance, 1999, v54(4,Aug), 1325-1360.

Hansen, Lars Peter and Kenneth J. Singleton. "Generalized Instrumental Variables Estimation Of Nonlinear Rational Expectations Models," Econometrica, 1982, v50(5), 1269-1286.

Hansen, Lars Peter and Ravi Jagannathan. "Assessing Specification Errors In Stochastic Discount Factor Models," Journal of Finance, 1997, v52(2,Jun), 557-590.

Hawawini, G. y D. Keim, 1995, “On the Predictability of Common Stock Returns: Wold-wide Evidence”. *En Handbook in Operations Research and Management Science*, vol. 9, eds. R. Jarrow, V. Maksimovic y W. Ziemba, North-Holland.

Hodrick, Robert J. and Xiaoyan Zhang. "Evaluating The Specification Errors Of Aset Pricing Models," Journal of Financial Economics, 2001, v62(2,Nov), 327-376.

Jagannathan, Ravi and Zhenyu Wang. "The Conditional CAPM And The Cross-Section Of Expected Returns," Journal of Finance, 1996, v51(1,Mar), 3-53.

Jagannathan, Ravi and Zhenyu Wang. “Empirical Evaluation of Asset-Pricing Models: A Comparison of the SDF and Beta Methods” , 2002, Journal of Finance, v57, 2337-67.

Keim, Donald B. "Size-Related Anomalies And Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence," Journal of Financial Economics, 1983, v12(1), 13-32.

Kothari, S. P. and Jay Shanken. "Book-To-Market, Dividend Yield, And Expected Market Returns: A Time-Series Analysis," Journal of Financial Economics, 1997, v44(2,May), 169-203.

Lettau, Martin and Sydney Ludvigson. “Consumption, Aggregate Wealth and Expected Stock Returns”, Journal of Finance, 2001a ,v56, pp. 815-849.

Lettau, Martin and Sydney Ludvigson. "Resurrecting The (C)CAPM: A Cross-Sectional Test When Risk Premia Are Time-Varying," Journal of Political Economy, 2001b, v109(6,Dec), 1238-1287.

Lewellen, Jonathan. "The Time-Series Relations Among Expected Return, Risk, And Book-to-

Marin, José y Gonzalo Rubio, 2001. Economía Financiera. Antoni Bosh editor. Barcelona.

Merton, Robert C. "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model," Econometrica, 1973, v41(5), 867-888.

Nieto, Belén. y Rosa Rodríguez, 2002, “The consumption-wealth and book-to-market ratios in a dynamic asset pricing context”. Documento de trabajo EC 2002-24, *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*.

Nieto, Belén, 2001, “Los modelos multifactoriales de valoración de activos: Un análisis comparativo”. Documento de trabajo EC 2001-19, *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*.

Pontiff, J. y L. Schall, 1999, “Book-to-Market Ratios as Predictors of Market Returns”. *Journal of Financial Economics* 49, 141-60.

Restoy, Fernando and Phillipe Weil. “Approximate Equilibrium Asset Prices”, working paper NBER, 1998, n. 6611

Restoy, Fernando and Rodríguez Rosa. “ Can Fundamentals explain cross country correlations of asset returns”, working paper CEPR, 1998, n. 1996

Shanken, Jay. "On The Estimation Of Beta-Pricing Models," Review of Financial Studies, 1992, v5(1), 1-34.

Sundaresan, Suresh M. "Intertemporally Dependent Preferences And The Volatility Of Consumption And Wealth," Review of Financial Studies, 1989, v2(1), 73-90.

TABLA 1a: ESTIMACIÓN FAMA Y MACBETH. MODELO CAPM

				Factor	Z_1*factor*	Z_2*factor*	Medidas de ajuste		
MODELO	*Cte.*	Z_1	Z_2	R_m	R_m	R_m	$\overline{R}^2$	*Errores*	*F ajus.*
CAPM	0.0169			0.0494			0.51	0.0138	0.63
	0.50			0.12					0.75
	0.51			0.15					
CAPM escalado con *cw*	0.0022	-0.0877		0.0671	0.0144		0.64	0.0110	0.21
	0.94	0.39		0.05	0.25				0.97
	0.96	0.60		0.23	0.48				
CAPM condicionado con *cw*	0.0180	0.0184		0.0484			0.60	0.0133	0.66
	0.49	0.71		0.13					0.71
	0.51	0.72		0.15					
CAPM escalado con *btm*	0.0114	-0.0454		0.0495	0.0205		0.66	0.0126	0.18
	0.67	0.91		0.14	0.69				0.98
	0.69	0.91		0.16	0.71				
CAPM condicionado con *btm*	0.0159	0.0950		0.0465			0.60	0.0130	0.63
	0.52	0.62		0.16					0.73
	0.54	0.64		0.18					
CAPM escalado con *cw* y *rbtmcw*	-0.0037	-0.0817	0.1002	0.0476	0.0117	-0.0095	0.75	0.0102	0.29
	0.91	0.44	0.54	0.28	0.43	0.61			0.88
	0.94	0.62	0.70	0.49	0.61	0.75			
CAPM condicionado con *cw* y *rbtmcw*	0.0061	-0.003	0.0677	0.0391			0.66	0.0122	0.70
	0.85	0.95	0.52	0.27					0.65
	0.85	0.96	0.53	0.29					

Notas Tablas 1a, 1b y 1c: Estas tablas presentan estimadores a la Fama-Macbeth de los diferentes modelos en su especificación beta. Los betas han sido calculados utilizando la muestra total. En cada caso las variables condicionantes, Z_1 si se utiliza una única variable de estado y Z_2 si se utilizan dos, se indican en el nombre del modelo. Para cada variable o factor se presenta el estimador y los p-valores, primero sin corregir y debajo corrigiendo por Shanken (1992). El modelo se estima para una muestra trimestral de datos desde marzo 1982 a diciembre 1999. Las tres últimas columnas presentan respectivamente el coeficiente de determinación ajustado, obtenido con la media de las 71 sumas totales y 71 sumar residuales de cada regresión de sección cruzada, la raíz de la suma cuadrática de los errores de estimación medios de las 71 regresiones, y un contraste de linealidad del modelo obtenido con la suma cuadrática de los errores medios ponderados por su matriz de varianzas y covarianzas que se distribuye asintóticamente como una *F de Snedecor*, en este caso corregido por Shanken (1992) y ajustado a muestras finitas.

TABLA 1b: ESTIMACIÓN FAMA Y MACBETH. MODELO CCAPM

				Factor	Z_1*factor*	Z_2*factor*	Medidas de ajuste		
MODELO	*Cte.*	Z_1	Z_2	Δc	Δc	Δc	$\bar{R}^2$	*Errores*	*F ajus.*
CCAPM	0.0590			0.0060			0.36	0.0259	0.71
	0.00			0.20					0.68
	0.00			0.27					
CCAPM escalado con *cw*	0.0401	0.1553		-0.0008	-0.0020		0.54	0.0133	0.04
	0.01	0.03		0.86	0.02				0.99
	0.37	0.44		0.95	0.41				
CCAPM condicionado con *cw*	0.0590	0.0602		0,0066			0.45	0.0236	0.53
	0.00	0.25		0.17					0.81
	0.01	0.40		0.31					
CCAPM escalado con *btm*	0.0306	0.7477		0.0066	-0.0060		0.56	0.0131	0.09
	0.06	0.03		0.17	0.07				0.99
	0.51	0.45		0.64	0.52				
CCAPM condicionado con *btm*	0.0447	0.3482		0.0066			0.50	0.0196	0.40
	0.01	0.12		0.17					0.90
	0.05	0.28		0.34					
CCAPM escalado con *cw* y *rbtmcw*	0.0081	0.0569	0.1190	0.0006	-0.0012	0.0003	0.74	0.0023	0.01
	0.82	0.39	0.50	0.93	0.09	0.85			0.99
	0.90	0.64	0.71	0.96	0.35	0.92			
CCAPM condicionado con *cw* y *rbtmcw*	0.0015	-0.014	0.1898	0.0051			0.66	0.0096	0.27
	0.96	0.81	0.11	0.22					0.95
	0.97	0.87	0.26	0.39					

Notas Tablas 1a, 1b y 1c: Estas tablas presentan estimadores a la Fama-Macbeth de los diferentes modelos en su especificación beta. Los betas han sido calculados utilizando la muestra total. En cada caso las variables condicionantes, Z_1 si se utiliza una única variable de estado y Z_2 si se utilizan dos, se indican en el nombre del modelo. Para cada variable o factor se presenta el estimador y los p-valores, primero sin corregir y debajo corrigiendo por Shanken (1992). El modelo se estima para una muestra trimestral de datos desde marzo 1982 a diciembre 1999. Las tres últimas columnas presentan respectivamente el coeficiente de determinación ajustado, obtenido con la media de las 71 sumas totales y 71 sumar residuales de cada regresión de sección cruzada, la raíz de la suma cuadrática de los errores de estimación medios de las 71 regresiones, y un contraste de linealidad del modelo obtenido con la suma cuadrática de los errores medios ponderados por su matriz de varianzas y covarianzas que se distribuye asintóticamente como una *F de Snedecor*, en este caso corregido por Shanken (1992) y ajustado a muestras finitas.

TABLA 1c: ESTIMACIÓN FAMA Y MACBETH. MODELO DE FAMA Y FRENCH

				Factores			Z_1**factores*			Medidas de ajuste		
MODELO	*Cte.*	Z_1	Z_2	R_m-R_f	*SMB*	*HML*	R_m-R_f	*SMB*	*HML*	$\bar{R}^2$	*Errores*	*F ajus.*
FF	0.0033			0.0361	0.0068	-0.0059				0.65	0.0136	0.86
	0.93			0.63	0.75	0.87						0.53
	0.94			0.65	0.76	0.88						
FF escalado con *cw*	0.0221	-0.0312		-0.0101	0.0169	0.0139	0.0202	-0.0070	0.0004	0.82	0.0079	0.08
	0.68	0.86		0.92	0.50	0.84	0.12	0.62	0.94			0.93
	0.85	0.94		0.96	0.76	0.93	0.47	0.82	0.97			
FF condicionado con *cw*	0.0101	0.0324		0.0195	0.0031	0.0133				0.69	0.0133	1.01
	0.92	0.86		0.89	0.96	0.91						0.42
	0.82	0.66		0.82	0.90	0.81						
FF escalado con *btm*	0.0042	-0.0262		-0.0088	-0.0100	0.0665	0.0473	0.0131	-0.0128	0.83	0.0109	0.29
	0.92	0.95		0.92	0.81	0.50	0.37	0.79	0.54			0.75
	0.95	0.97		0.95	0.88	0.67	0.57	0.87	0.70			
FF condicionado con *btm*	0.0078	0.2656		0.0024	-0.003	0.0346				0.69	0.0124	0.71
	0.85	0.36		0.98	0.90	0.53						0.62
	0.87	0.45		0.98	0.92	0.60						
FF condicionado con *cw* y *rbtmcw*	-0.008	0.0326	0.0913	0.0061	-0.006	0.0326				0.75	0.0117	0.80
	0.87	0.55	0.43	0.94	0.82	0.55						0..53
	0.89	0.62	0.51	0.95	0.85	0.62						

Notas Tablas 1a, 1b y 1c: Estas tablas presentan estimadores a la Fama-Macbeth de los diferentes modelos en su especificación beta. Los betas han sido calculados utilizando la muestra total. En cada caso las variables condicionantes, Z_1 si se utiliza una única variable de estado y Z_2 si se utilizan dos, se indican en el nombre del modelo. Para cada variable o factor se presenta el estimador y los p-valores, primero sin corregir y debajo corrigiendo por Shanken (1992). El modelo se estima para una muestra trimestral de datos desde marzo 1982 a diciembre 1999. Las tres últimas columnas presentan respectivamente el coeficiente de determinación ajustado, obtenido con la media de las 71 sumas totales y 71 sumar residuales de cada regresión de sección cruzada, la raíz de la suma cuadrática de los errores de estimación medios de las 71 regresiones, y un contraste de linealidad del modelo obtenido con la suma cuadrática de los errores medios ponderados por su matriz de varianzas y covarianzas que se distribuye asintóticamente como una *F de Snedecor*, en este caso corregido por Shanken (1992) y ajustado a muestras finitas. Los resultados del modelo FF escalado con las dos variables de estado no se obtienen puesto que significa doce parámetros, número superior al de carteras utilizadas.

TABLA 2a: ESTIMACIÓN GMM Y DISTANCIA DE HANSEN Y JAGANNATHAN. CAPM

				Factor	Z_1*factor*	Z_2*factor*	
MODELO	*Cte.*	Z_1	Z_2	R_m	R_m	R_m	*HJ*
CAPM	1.1048			-1.8504			5.767
	10.04			-1.68			
	0.00			0.13			0.58
CAPM escalado con *cw*	1.0974	4.2189		-2.4792	-32.879		2.935
	7.85	0.73		-1.76	-1		
	0.00	0.49		0.13	0.36		0.86
CAPM condicionado con *cw*	1.1204	-1.3552		-1.6642			5.2650
	9.62	-0.89		-1.45			
	0.00	0.40		0.19			0.58
CAPM escalado con *btm*	1.1442	0.2169		-1.717	-2.7746		4.23
	8.89	0.29		-1.39	-0.87		
	0.00	0.78		0.21	0.42		0.67
CAPM condicionado con *btm*	1.1641	-0.3336		-1.5373			5.0170
	8.90	-1.07		-1.28			
	0.00	0.32		0.24			0.62
CAPM escalado con *cw* y *rbtmcw*	1.0535	4.4581	-0.454	-2.327	-34.142	1.71	2.832
	4.84	0.72	-0.15	-1.17	-0.91	0.28	
	0.01	0.51	0.89	0.31	0.41	0.79	0.63
CAPM condicionado con *cw* y *rbtmcw*	1.1031	-0.6092	-1.1036	-1.3570			4.75
	8.56	-0.3	-0.76	-1.03			
	0.00	0.77	0.48	0.34			0.56

Notas Tablas 2a, 2b y2c: Estas tablas presentan estimadores GMM de los diferentes modelos indicados. En cada caso las variables condicionantes, Z_1 si se utiliza una única variable y Z_2 si se utilizan dos, se indican en el nombre del modelo. Para cada variable o factor se presenta el estimador y el estadístico t y el p-valor. El modelo se estima para una muestra trimestral de datos desde marzo 1982 a diciembre 1999. La última columna presenta la medida de distancia de Hansen-Jagannathan (1997).

TABLA 2b: ESTIMACIÓN GMM Y DISTANCIA DE HANSEN Y JAGANNATHAN. CCAPM

				Factor	Z_1*factor*	Z_2*factor*	
MODELO	*Cte.*	Z_1	Z_2	Δc	Δc	Δc	*HJ*
CCAPM	1.1106			-20.731			8.055
	4.04			-0.58			
	0.00			0.58			0.41
CCAPM escalado con *cw*	1.1076	-4.5563		21.6324	764.293		1.889
	3.25	-1.64		0.38	1.53		
	0.02	0.15		0.72	0.18		0.97
CCAPM condicionado con *cw*	1.2001	-2.1477		-26.278			6.75
	3.69	-1.21		-0.64			
	0.01	0.27		0.54			0.49
CCAPM escalado con *btm*	1.5291	-1.1288		-34.119	120.677		2.925
	4.21	-2.1		-0.87	1.49		
	0.01	0.08		0.42	0.19		0.91
CCAPM condicionado con *btm*	1.3685	-0.58		-35.708			5.735
	3.87	-1.62		-0.87			
	0.01	0.15		0.41			0.64
CCAPM escalado con *cw* y *rbtmcw*	1.2712	-2.4836	-1.8286	-6.1699	668.905	-55.864	0.106
	2.04	-0.68	-0.63	-0.07	1.09	-0.24	
	0.11	0.53	0.56	0.95	0.34	0.82	0.999
CCAPM condicionado con *cw* y *rbtmcw*	1.533	0.0038	-3.147	-68.418			3.366
	3.59	0	-1.31	-1.27			
	0.01	1.00	0.24	0.25			0.92

Notas Tablas 2a, 2b y2c: Estas tablas presentan estimadores GMM de los diferentes modelos indicados. En cada caso las variables condicionantes, Z_1 si se utiliza una única variable y Z_2 si se utilizan dos, se indican en el nombre del modelo. Para cada variable o factor se presenta el estimador y el estadístico t y el p-valor. El modelo se estima para una muestra trimestral de datos desde marzo 1982 a diciembre 1999. La última columna presenta la medida de distancia de Hansen-Jagannathan (1997).

TABLA 2c: ESTIMACIÓN GMM Y DISTANCIA DE HANSEN Y JAGANNATHAN. MODELO DE FAMA Y FRENCH

				Factores			*Z_1*factores*			
MODELO	*Cte.*	*Z_1*	*Z_2*	*R_m-R_f*	*SMB*	*HML*	*R_m-R_f*	*SMB*	*HML*	*HJ*
FF				-1.618	-0.8234	1.3835				4.81
				-1.65	-0.41	0.4				
				0.14	0.69	0.70				0.56
FF escalado con *cw*	2.2696	2.2696		-1.1512	-1.6625	-0.9731	-48.422	40.346	7.32	1.603
	0.36	0.36		-0.69	-0.38	-0.12	-1.16	0.43	0.18	
	0.74	0.74		0.54	0.73	0.91	0.33	0.70	0.87	0.76
FF condicionado con *cw*	-2.0932	-2.0932		-1.3581	0.8301	-1.9592				4.113
	-1.01	-1.01		-1.42	0.31	-0.41				
	0.35	0.35		0.21	0.77	0.70				0.61
FF escalado con *btm*	0.0725	0.0725		0.4613	2.4312	-10.159	-4.0968	-5.0293	4.6152	1.816
	0.06	0.06		0.22	0.36	-0.76	-0.711	-0.26	0.45	
	0.96	0.96		0.84	0.74	0.50	0.53	0.81	0.68	0.81
FF condicionado con *btm*	-0.6629	-0.6629		-0.3671	1.5037	-4.569				3.197
	-1.57	-1.57		-0.29	0.65	-0.99				
	0.17	0.17		0.78	0.54	0.36				0.78
FF condicionado con *cw* y *rbtmcw*	-2.1657	-0.8744	-2.1657	-0.3431	1.0053	-3.9936				3.747
	-1	-0.73	-1	-0.18	0.39	-0.72				
	0.36	0.50	0.36	0.86	0.71	0.50				0.67

Notas Tablas 2a, 2b y2c: Estas tablas presentan estimadores GMM de los diferentes modelos indicados. En cada caso las variables condicionantes, Z_1 si se utiliza una única variable y Z_2 si se utilizan dos, se indican en el nombre del modelo. Para cada variable o factor se presenta el estimador y el estadístico t y el p-valor. El modelo se estima para una muestra trimestral de datos desde marzo 1982 a diciembre 1999. La última columna presenta la medida de distancia de Hansen-Jagannathan (1997).

TABLA 3a: ESTIMACIONES FAMA Y MACBETH. TRIMESTRE ENERO-MARZO

MODELO	*Cte.*	*Mercado*	*SMB*	*HML*	Δc	Z_1	Z_2
CAPM	-0.0245	0.1929					
	0.66	0.01					
	0.77	0.05					
CAPM condicionado con *cw* y *rbtmcw*	-0.0923	0.1354				-0.0219	0.4066
	0.13	0.09				0.87	0.16
	0.48	0.43				0.94	0.52
CCAPM	0.1456				0.0192		
	0.00				0.07		
	0.19				0.44		
CCAPM condicionado con *cw* y *rbtmcw*	-0.1111				0.0154	-0.0750	0.8469
	0.09				0.14	0.59	0.00
	0.77				0.80	0.93	0.56
FF	0.0184	0.1038	0.0553	-0.0566			
	0.84	0.57	0.23	0.47			
	0.90	0.72	0.43	0.64			
FF condicionado con *cw* y *rbtmcw*	-0.0606	0.0278	0.0114	0.0490		0.0241	0.4218
	0.69	0.89	0.86	0.69		0.91	0.21
	0.87	0.96	0.94	0.87		0.96	0.62

Notas Tabla 3a: Esta tablas presentan estimadores a la Fama-Macbeth de los diferentes modelos que se indican en la primera columna. Z_1 es una variable de estado que refleja el comportamiento del ratio consumo-riqueza y Z_2 es el ratio valor contable-valor de mercado agregado. Ambas se incorporan a los modelos de forma retardada. Para cada variable o factor se presenta el estimador y los p-valores, primero sin corregir y debajo corrigiendo por Shanken (1992). El modelo se estima con observaciones trimestrales de periodicidad anual: el primer trimestre de cada año entre 1982 y 1999.

TABLA 3b: ESTIMACIONES FAMA Y MACBETH. TRIMESTRE OCTUBRE-DICIEMBRE

MODELO	*Cte.*	*Mercado*	*SMB*	*HML*	Δc	Z_1	Z_2
CAPM	0.1248	-0.1138					
	0.02	0.05					
	0.06	0.12					
CAPM condicionado con *cw* y *rbtmcw*	0.1219	-0.1153				-0.0230	0.0134
	0.10	0.07				0.84	0.95
	0.29	0.22				0.90	0.97
CCAPM	0.0279				-0.0142		
	0.38				0.04		
	0.60				0.21		
CCAPM condicionado con *cw* y *rbtmcw*	0.1385				-0.0127	0.0254	-0.3647
	0.07				0.06	0.80	0.11
	0.40				0.39	0.91	0.47
FF	0.0356	-0.0004	-0.0335	-0.0076			
	0.69	1.00	0.54	0.88			
	0.72	1.00	0.58	0.89			
FF condicionado con *cw* y *rbtmcw*	0.0219	0.0040	-0.0354	-0.0109		-0.0221	0.0453
	0.80	0.98	0.57	0.92		0.85	0.87
	0.83	0.98	0.64	0.93		0.87	0.89

Notas Tabla 3b: Estas tablas presentan estimadores a la Fama-Macbeth de los diferentes modelos que se indican en la primera columna. Z_1 es una variable de estado que refleja el comportamiento del ratio consumo-riqueza y Z_2 es el ratio valor contable-valor de mercado agregado. Ambas se incorporan a los modelos de forma retardada. Para cada variable o factor se presenta el estimador y los p-valores, primero sin corregir y debajo corrigiendo por Shanken (1992). El modelo se estima con observaciones trimestrales de periodicidad anual: último trimestre de cada año entre 1982 y 1999.

TABLA 4: ESTIMACIONES FAMA Y MACBETH. INDICADOR DE EXPECTATIVAS DE CONSUMO

		Factores					*Medidas de ajuste*	
MODELO	*Cte.*	*Mercado*	*SMB*	*HML*	Δc	Z_1	$\bar{R}^2$	*Errores*
CAPM	0.0424	-0.0108					0.52	0.0166
	0.10	0.75						
	0.10	0.75						
CAPM condicionado con *esin*	0.0206	0.0112				-0.003	0.58	0.0152
	0.43	0.74				0.40		
	0.43	0.74				0.40		
CCAPM	0.0274				0.0013		0.11	0.0179
	0.13				0.77			
	0.14				0.77			
CCAPM condicionado con *esin*	0.0187				0.0041	-0.0026	0.54	0.0129
	0.46				0.24	0.55		
	0.45				0.25	0.55		
FF	-0.0109	0.0494	-0.0023	-0.0420			0.66	0.0125
	0.62	0.29	0.89	0.18				
	0.70	0.41	0.91	0.29				
FF condicionado con *esin*	-0.0346	0.0679	0.0150	-0.0585		-0.0061	0.68	0.0083
	0.21	0.16	0.49	0.07		0.16		
	0.49	0.44	0.71	0.32		0.44		

Notas Tabla 4: Esta tabla presenta estimadores a la Fama-Macbeth de los diferentes modelos que se indican en la primera columna. Z_1 es una variable de estado que recoge la tasa de variación en las expectativas de consumo que tienen los individuos para el año siguiente. Se incorpora a los modelos de forma retardada. Para cada variable o factor se presenta el estimador y los p-valores, primero sin corregir y debajo corrigiendo por Shanken (1992). El modelo se estima con observaciones trimestrales desde diciembre de 1987 hasta diciembre de 1999. En las dos últimas columnas se presentan el coeficiente de determinación ajustado, obtenido con la media de las 49 sumas totales y 49 sumas residuales de cada regresión de sección cruzada, y la raíz de la suma cuadrática de los errores de estimación medios de las 49 regresiones.

FIGURA 1: TASAS DE CRECIMIENTO DEL CONSUMO Y DEL INDICADOR DE SENTIMIENTO ECONÓMICO

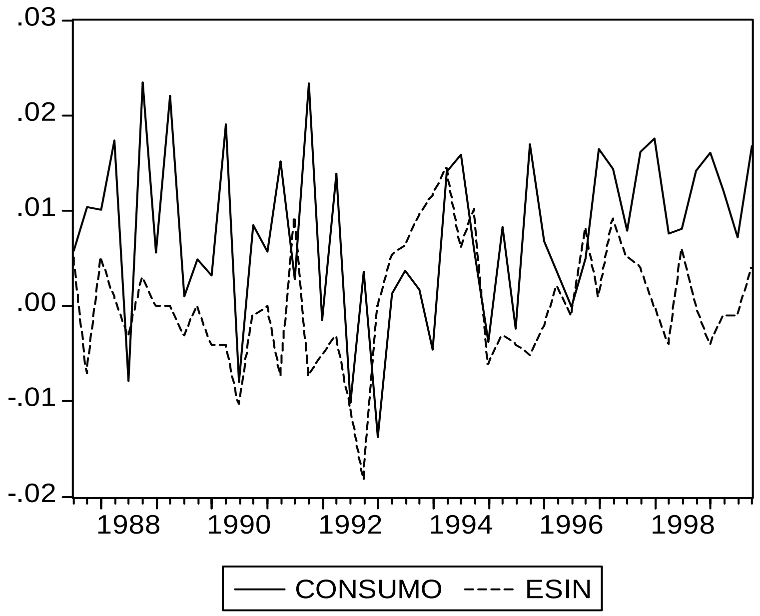
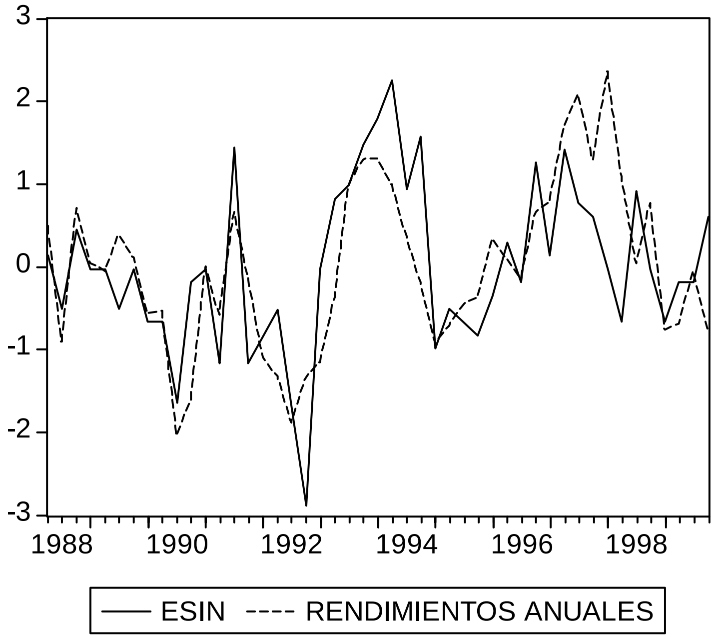


FIGURA 2: RENDIMIENTOS DEL MERCADO ACUMULADOS ANUALMENTE
Y TRIMESTRALIZADOS Y TASA DE CRECIMINETO TRIMESTRAL
DEL INDICADOR DE SENTIMIENTO ECONÓMICO



Notas

---

[1] Evidencia contraria a los modelos se puede encontrar en Campbell, Lo y Mackinlay (1997) para datos americanos y en Marín y Rubio (2001) para el caso español.

[2] La hipótesis de preferencias cuadráticas es la más habitual. Ver Cochrane (2001) en el capítulo 9 para otras formas de derivar el CAPM.

[3] Ver Fama y French (1993) para una detallada descripción de la construcción de los factores.

[4] Supuesta la existencia de un activo sin riesgo es posible sustituir γ_0 por su rendimiento neto.

[5] Asumimos que esta proporción es constante a lo largo del tiempo.

[6] Por ejemplo describir la renta laboral como el valor de la anualidad de la riqueza humana, $Y_t=R_{h,t+1}\ H_t$ donde R_{ht+1} es el rendimiento del capital humano. Igualmente se puede pensar en la renta laboral agregada con el dividendo del capital humano como en Campbell (1996) y Jagannathan y Wang (1996). En cada una de estas especificaciones, el logaritmo de la renta laboral agregada captura la no estacionariedad del componente de capital humano.

[7] Dichas betas, han sido estimadas utilizando la muestra total. Una regresión rolling no se puede aplicar en una muestra de datos trimestral como la nuestra dado su tamaño.

[8] Ellos tampoco encuentran primas con respecto a *cay* significativas, solo el producto entre el instrumento y los factores lo son, indicando que el momento económico por sí mismo no explica rendimientos americanos pero sí importa puesto que la estimación de la prima de riesgo varía según el momento.

[9] Ver Marín y Rubio (2001) en el capitulo 11 para una descripción del mismo.

[10] Véase Jagannathan y Wang (1996) para una detallada descripción de la inferencia.

[11] La justificación teórica de este encuentro se puede consultar en Nieto y Rodríguez (2003)

[12] Los R^2 de estas regresiones no se presentan porque no añaden información con respecto a la sección anterior. No se observan diferencias en las medidas de ajuste global de los modelos entre los distintos trimestres y en los cuatro trimestres son mayores los R^2 de las versiones condicionales que los de los modelos estándares.

[13] Para información más detallada, ver “The Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys. User Guide 2002” European Commission, Directorate General of Economic and Financial Affairs, Brussels.

[14] Se ha realizado un ejercicio empírico sobre la capacidad de esta variable ESIN para anticipar crecimiento del consumo siguiendo un modelo lineal y se ha obtenido un resultado estadísticamente significativo para esta variable. Igualmente el análisis mostró una gran capacidad de la variable para predecir rendimientos. Obteniéndose coeficientes significativos y un R^2 del 41%.

[15] Es sencillo traducir las ecuaciones (24) y (26) en su forma beta sin más que multiplicar y dividir por la varianza correspondiente.