

VARIABILIDAD PREDECIBLE EN LOS RENDIMIENTOS DE LOS ACTIVOS. EVIDENCIA E IMPLICACIONES

MARÍA VICTORIA ESTEBAN

Universidad del País Vasco

En este papel se analiza la variabilidad predecible de los diferenciales de rentabilidad respecto de un activo seguro, mensuales, en carteras construidas por capitalización bursátil. Utilizando un modelo multibeta de valoración de activos se muestra que parte de dicha predecibilidad puede ser explicada por cambios en betas y/o primas de riesgo. Los cambios en las primas son más importantes que los cambios en las betas. La prima asociada al índice de mercado es el factor más importante para explicar la variación predecible en los rendimientos de cartera. (JEL G12)

1. Introducción

Si bien existe cierto consenso entre los académicos a la hora de afirmar que las tasas de rendimiento de los activos y/o bonos son predecibles en cierta medida, no ocurre lo mismo en cuanto al origen de dicha predecibilidad. Algunos autores atribuyen la predecibilidad a ineficiencias de mercado mientras que otros defienden la existencia de predecibilidad como consecuencia de variaciones temporales en los rendimientos esperados de equilibrio originadas por cambios en los fundamentales económicos. El objetivo de este trabajo es valorar la importancia relativa de estas dos explicaciones.

Bajo el supuesto de expectativas racionales los rendimientos de los activos financieros y bonos deberían ser predecibles sólo por el hecho de existir una relación entre sus rendimientos esperados de equilibrio y las variables económicas predictoras. Los modelos de valoración de activos implican que, en equilibrio, los rendimientos esperados de los

Agradezco a Gonzalo Rubio, Marta Regúlez y Enrique Sentana los comentarios realizados. Así mismo, agradezco las sugerencias realizadas por los dos evaluadores anónimos y el director de la revista. Los errores son responsabilidad de la autora. Trabajo financiado en parte por la DGICYT, proyecto núm. PB94-1373.

activos arriesgados son determinados tanto por sus coeficientes beta –sensibilidades a cambios en el estado de la economía y que representan una medida del riesgo no diversificable– como por las primas de riesgo asociadas a los factores por riesgo relevantes. Por lo tanto, en un modelo racional de valoración de betas, la variación predecible de las rentabilidades debería surgir por cambios en las betas y/o cambios en las primas de riesgo.

El trabajo es una réplica para la economía española del desarrollado por Ferson y Harvey (1991a) para la economía americana. Aplica la metodología propuesta por estos autores a los rendimientos de carteras clasificadas según tamaño para estudiar la variabilidad predecible del diferencial de rentabilidad respecto al activo sin riesgo en el mercado bursátil español¹. Se propone como modelo de equilibrio un APT exacto donde los factores por riesgo se aproximan mediante variables macroeconómicas. Este modelo permite analizar la influencia del riesgo en la predecibilidad de las rentabilidades vía un análisis de variabilidad temporal en betas y primas de riesgo. Una exposición del modelo de valoración propuesto y de la metodología utilizada aparece en la sección dos del trabajo. En la sección tres se describen los diferentes conjuntos de datos utilizados en la aplicación empírica. La sección cuarta valora la posible predecibilidad de las rentabilidades y explota la relación entre el diferencial de rentabilidad, primas de riesgo y sensibilidades a cambios en el estado de la economía para explicar el origen de dicha predecibilidad. Se encuentra que la variabilidad en las primas por riesgo esperadas es la primera fuente de predecibilidad. Además se analiza la variabilidad predecible por el modelo descomponiéndola, para cada cartera, en la contribución realizada por cada una de las variables macro o factores de riesgo. Se encuentra que la prima asociada con el mercado es la más importante para capturar variabilidad predecible en las carteras. En la sección quinta se recogen las conclusiones obtenidas.

2. El modelo teórico

2.1 Metodología

Las teorías de valoración de activos multifactoriales implican que los rendimientos esperados de activos y carteras están relacionados con

¹En adelante se abreviará a diferencial de rentabilidad.

cambios en el estado de la economía vía sus sensibilidades o betas. Para cada beta el mercado ofrece una compensación o prima por riesgo que valora el riesgo soportado ante un cambio en el factor correspondiente. Así la tasa de rendimiento esperado puede escribirse:

$$E(R_{it}/Z_{t-1}) = \gamma_0(Z_{t-1}) + \sum_{j=1}^k b_{ij}(Z_{t-1})\gamma_j(Z_{t-1}), \quad [1]$$

donde Z_{t-1} recoge la información pública disponible en el momento $t-1$, R_{it} es la tasa de rendimiento del activo i entre $t-1$ y t , $b_{ij}(Z_{t-1})$ es la beta condicionada del activo i ($i = 1, \dots, N$) en relación al factor de riesgo j ($j = 1, \dots, k$), $\gamma_j(Z_{t-1})$, es la prima de riesgo de la cartera replicadora del factor de riesgo j^2 . El término $\gamma_0(Z_{t-1})$ es el rendimiento esperado de una cartera cuyas betas son todas cero. Si existe un activo libre de riesgo disponible en $t-1$ su tasa de rendimiento es $\gamma_0(Z_{t-1})$. En este caso, la ecuación [1] implica una expresión para el diferencial de rentabilidad esperado:

$$E(r_{it}/Z_{t-1}) = \sum_{j=1}^k \beta_{ij}(Z_{t-1})\gamma_j(Z_{t-1}), \quad [2]$$

donde $\beta_{ij}(Z_{t-1}) = b_{ij}(Z_{t-1}) - b_{fj}(Z_{t-1})$ son los betas condicionados del diferencial de rentabilidad, $b_{fj}(Z_{t-1})$ es la beta del activo sin riesgo y $\gamma_j(Z_{t-1})$ se mide en relación a dicho activo seguro. Si se dispusiera de un activo seguro en términos reales, sus betas serían todas cero. Para evitar la definición de un deflactor de precios se trabaja en términos de un activo nominalmente seguro.

El supuesto de expectativas racionales implica que los rendimientos realizados difieren de sus valores condicionados esperados en un término de error ortogonal a la información disponible. Si los rendimientos son predecibles usando la información contenida en Z_{t-1} el modelo implica que las betas, primas por riesgo y $\gamma_0(Z_{t-1})$ cambian en función de Z_{t-1} .

Siguiendo a Ferson y Harvey (1991a), se utiliza una aproximación de sección cruzada para estudiar la predecibilidad de las rentabilidades.

²Se entiende por carteras replicadoras aquéllas que tienen una beta igual a la unidad respecto a su factor y betas igual a cero respecto al resto de factores, y no tienen riesgo específico.

En la primera etapa se obtienen instrumentos para los $\beta_{ij,t-1}$ regresando el diferencial de rentabilidad de las carteras en los factores por riesgo usando series temporales. En la segunda etapa se utilizan las pendientes estimadas como instrumentos para los betas condicionados dada la información disponible en $t - 1$. Para el mes t la ecuación de regresión de sección cruzada, del diferencial de rentabilidad en los betas preestimados se escribe:

$$r_{it} = \lambda_{0t} + \sum_{j=1}^k \lambda_{jt} \hat{\beta}_{ij,t-1} + \epsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N, \quad [3]$$

donde $\{\hat{\beta}_{ij,t-1}\}$ es la serie temporal de betas condicionadas. Así β_{ij} es la sensibilidad del activo i al factor j , tal que $\beta_{ij,t-1} = b_{ij,t-1} - b_{fj,t-1}$ son los betas del diferencial de rentabilidad. λ_{jt} es una cartera replicadora o diferencial de rentabilidad observado en el mes t . Su valor esperado condicionado en $t - 1$ es un estimador de la prima por riesgo $\gamma_j(Z_{t-1})$ para el factor de riesgo j . Los factores de riesgo son valorados si las primas de riesgo son distintas de cero.

La ecuación de sección cruzada [3] fue utilizada por Ferson y Harvey (1991a) para analizar las fuentes de variación de la predecibilidad de rentabilidades. Dicha ecuación permite que el diferencial mensual de rentabilidad para cada activo pueda ser dividido en dos componentes. El primero recoge la parte predecible por el modelo, $\sum \lambda_{jt} \hat{\beta}_{ij,t-1}$, dado que tanto las betas como las primas de riesgo pueden variar en el tiempo según evolucione el conjunto de información Z_{t-1} . El segundo componente, $\lambda_{0t} + \epsilon_{it} = r_{it} - \sum \lambda_{jt} \hat{\beta}_{ij,t-1}$, recoge la parte no predecible y debería estar incorrelado con el conjunto de información.

Para valorar la variación predecible desde las variables Z_{t-1} que es capturada por el modelo y la cantidad que no es explicada se utilizan dos ratios propuestos por Ferson y Harvey (1991a). Dichos ratios miden la variación de los componentes de los diferenciales de rentabilidad en relación a la variación de los diferenciales de rentabilidad esperados estimados. Se definen como:

$$VR_1 = \frac{Var\{P(\beta'_{t-1} \lambda_t / Z_{t-1})\}}{Var\{P(r_t / Z_{t-1})\}}, \quad [4]$$

$$VR_2 = \frac{Var\{P(u_t / Z_{t-1})\}}{Var\{P(r_t / Z_{t-1})\}}, \quad [5]$$

donde:

- $Var\{P(\beta'_{t-1}\lambda_t/Z_{t-1})\}$ es la varianza muestral de los valores estimados de la regresión $\beta'_{t-1}\lambda_t$ sobre Z_{t-1} donde β_{t-1} y λ_t son estimadas en el proceso en dos etapas explicado anteriormente.
- $Var\{P(u_t/Z_{t-1})\}$ es la varianza muestral de los valores estimados de la regresión de $\hat{u}_t = r_{it} - \sum_{j=1}^k \lambda_{jt}\hat{\beta}_{ij,t-1}$ sobre Z_{t-1} .
- $Var\{P(r_t/Z_{t-1})\}$ mide la varianza muestral de los diferenciales de rentabilidad estimados de la regresión de r_t en Z_{t-1} .

Si el modelo captura toda la variación predecible de los rendimientos de las carteras, los ratios poblacionales VR_1 y VR_2 deberían ser iguales a la unidad y cero respectivamente. La hipótesis de que los verdaderos ratios son $VR_1 = 1.0$, $VR_2 = 0.0$ es extrema, ya que requiere que el modelo recoja toda la variación predecible.

2.2 Problemas econométricos

La valoración de la variación predecible capturada por el modelo puede verse afectada tanto por una mala especificación del mismo como por el proceso de estimación seguido para obtener los ratios VR_1 y VR_2 . Si la estimación de las $\beta_{i,j,t-1}$ no es correcta se obtendrán estimaciones sesgadas. Así en la segunda etapa de la regresión cruzada se están utilizando como regresores variables medidas con error. Esto implica en principio una reducción del poder explicativo de los betas condicionados y en segundo lugar una distorsión en el estimador de primas por riesgo que conlleva problemas de inferencia sobre los mismos. Para contrastar la hipótesis de que la media de las primas estimadas es cero se utiliza el estadístico t calculado como en Fama y MacBeth (1973). Bajo la hipótesis de que la prima media es cero, el ratio es insesgado en muestras grandes. En muestras pequeñas debe ser interpretado con precaución dado que los errores de medida en las estimaciones de los betas pueden no ser independientes en el tiempo. Por completitud se calculan los estadísticos t usando la corrección de errores en los betas propuesta por Shanken (1989)³.

³La corrección de Shanken sólo es válida si las betas son constantes en el tiempo. Evidencia sobre propiedades muestrales de estimadores de regresiones de sección cruzada puede encontrarse en Amsler y Schmidt (1985).

Por otra parte, si el modelo está incorrectamente especificado, por ejemplo, si se olvida introducir en el modelo una variable estado importante, el componente del rendimiento no relacionado con la estructura del riesgo $\lambda_{0t} + \epsilon_{it}$ puede estar contaminado, y el poder del modelo para explicar la predecibilidad se verá reducido. En este caso el ratio VR_1 se reduciría. La situación contraria sería la existencia de ineficiencias de mercado relacionadas a través de los activos, y que entran en el modelo vía betas, a través de las variables estado. Dichas ineficiencias implicarían predecibilidad de rendimientos atribuyéndola a cambios producidos en los factores de riesgo cuando en realidad no lo son. En este caso el ratio VR_1 aumentaría.

3. Los datos

El estudio de la predecibilidad de los rendimientos se desarrolla sobre el diferencial de rentabilidad respecto al activo sin riesgo de diez carteras ordenadas por tamaño. Para su construcción se ha utilizado una muestra de rendimientos mensuales ajustados por los repartos de dividendos brutos y ampliaciones de capital, de 150 acciones para el período de febrero de 1980 a diciembre de 1992. El rendimiento del activo sin riesgo se mide como el tipo de interés a un año, mensualizado, de las Letras (pagarés) del Tesoro obtenido en el mercado secundario. Antes de 1982, se emplearon los tipos de los préstamos concedidos por las instituciones financieras⁴. Sobre la base de datos anterior se construyeron dos índices de mercado que serán utilizados como variables macroeconómicas. El primero de ellos pondera por igual las acciones de cada mes mientras que el segundo establece una ponderación diferente para cada acción según su valor de mercado o capitalización al final del año anterior en el que se calcula el rendimiento mensual. Siguiendo la nomenclatura anglosajona habitual los denotaremos por EW y VW respectivamente.

⁴Las *proxies* utilizadas para medir el rendimiento del activo sin riesgo contienen un componente arriesgado en ambos casos. Las Letras del Tesoro a un año son activos arriesgados cuando el horizonte de inversión es un mes. Los préstamos bancarios sólo se ofrecen a tipos que contienen una prima de riesgo. Sin embargo no existen alternativas preferibles en el período de análisis y dada la escasa variabilidad que típicamente tienen los tipos de interés, la utilización de una u otra proxy no debería perturbar en exceso la estimación realizada de la variabilidad predecible de los rendimientos.

3.1 Variables económicas

Las variables económicas son un conjunto de variables macro, proxies para los factores de riesgo de la economía, que determinan en alguna medida las rentabilidades de los activos financieros. Como guía para su determinación se han seguido otros trabajos, generalmente aplicados a datos de EE.UU., que han identificado variables que aproximan factores cuya valoración en el mercado es distinta de cero. Chan, Chen y Hsieh (1985), Chen, Roll y Ross (1986) y más recientemente Ferson y Harvey (1991a) o Ferson y Korajczyk (1991c) entre otros.

Según las teorías básicas de finanzas, los precios de los activos se determinan por el valor actual de sus dividendos esperados futuros. Estamos interesados en aquellas variables macroeconómicas que influyen tanto en los flujos de dividendos futuros como en la tasa apropiada de descuento. Como variable que afecta a los flujos de dividendos futuros se ha considerado la inflación no anticipada y el índice del mercado bursátil ponderado por valor⁵. Sobre la tasa de descuento ajustada por el riesgo se consideran importantes la influencia de los cambios en la estructura temporal de los tipos de interés y de los cambios en las primas por el riesgo asumido. Además se incluye como variable macroeconómica el tipo de interés, como una medida de los cambios en el conjunto de oportunidades de inversión. Los datos se obtuvieron del Boletín Estadístico del Banco de España.

En el Cuadro 1 se describe la forma de medir las variables propuestas. Hay que notar que dado que sólo se dispone de información sobre bonos corporativos relativos al sector eléctrico para medir la prima (agregada) del riesgo corporativo esta variable mide un riesgo menor que el que sería deseable. Por otra parte, en este trabajo la inflación no anticipada ha sido obtenida partiendo de un modelo de tasas de interés tipo Fama y Gibbons (1984)⁶.

⁵Habitualmente se considera el índice de producción industrial como variable que afecta al flujo de dividendos futuros. Sin embargo, en este trabajo dicha variable ha sido sustituida por el índice de mercado ponderado por valor, basándonos en el supuesto de que incorpora una información más rica que la anterior.

⁶La inflación no anticipada se deriva como la inflación menos su predicción. La inflación se define como la tasa de cambio en el IPC. La predicción de la inflación se realizó a partir de un modelo de tasas de interés del tipo a Fama y Gibbons (1984). Como alternativa a esta predicción se utilizó un modelo ARIMA con Indicador. Los resultados de ambos procedimientos así como de la utilización de la tasa de cambio en el IPSEBENE para definir la inflación están disponibles a petición. Ferson y Harvey (1991a) obtienen la inflación no anticipada a partir de un análisis Box-

CUADRO 1
Variables económicas. Descripción

Variable	Descripción
VW	Índice de Mercado ponderado por valor.
PREM	Riesgos Corporativos, medida como la diferencia entre las rentabilidades a l/p de las obligaciones eléctricas y los rendimientos de la Deuda Pública a m/p y l/p.
SLOPE	Estructura Temporal de los Tipos de Interés, medida como la diferencia entre el rendimiento a l/p y c/p de la Deuda Pública estatal.
REALTB	Oportunidades de Inversión, medida como la diferencia entre el rendimiento de las Letras del Tesoro a un año, mensualizado, y la tasa de cambio en el IPC.
UI	Inflación no Anticipada. La diferencia entre la inflación y su predicción desde un modelo de tasas de interés.

3.2 Variables información

Entendemos por variables información un conjunto de variables instrumentales utilizadas para medir la información de que disponen los inversores cuando deciden formar sus carteras. Dado que no existe un modelo teórico claro que indique el conjunto de variables adecuado, se utilizaron como guía trabajos que ponen de manifiesto la importancia de ciertas variables a la hora de revelar la información disponible por los agentes del mercado, y en los cuales se utilizan rentabilidades de carteras formadas con criterios similares a los utilizados en este trabajo. Las variables predeterminadas utilizadas son, el índice de mercado *EW*, la diferencia en el tipo interno de rendimiento, el rendimiento del activo seguro y la rentabilidad del dividendo en las empresas eléctricas. Los dividendos son un componente de los activos financieros, así, la relación dividendo precio debe ser considerada un instrumento natural para predecir rentabilidades. La variable adecuada debería recogerse para todas las compañías privadas. Lamentablemente estos datos no están disponibles en el mercado español, por ello la variable se refiere a las empresas eléctricas. Variables similares son utilizadas en Campbell y Shiller (1988), Fama y French (1988a, 1988b) o Ferson y Harvey (1991a). Al igual que en el caso de la prima de riesgo de los dividendos, por problemas de disponibilidad de datos, la variable que recoge la diferencia en el tipo interno de rendimiento está referida a

Jenkins. Mantiene que los resultados no difieren sustancialmente con respecto a obtener la serie desde un análisis tipo Fama y Gibbons (1984).

las empresas eléctricas. Además se incluyó una variable ficticia para el mes de enero⁷. La descripción de las variables se resume en el Cuadro 2.

CUADRO 2
Variables información. Descripción

Variable	Descripción
EW_{t-1}	Índice de Mercado con igual ponderación.
$SPREAD_{t-1}$	Diferencia en el tipo interno de rendimiento. Medida como la diferencia en el Tipo Interno de Rendimiento de las obligaciones para las empresas eléctricas y la Deuda Pública del Estado.
TB1	Rendimiento del activo seguro.
DIV_{t-1}	Rentabilidad de Dividendos. Medida como la relación dividendo precio para las empresas eléctricas.
JAN	Variable Ficticia para el mes de enero.

4. Evidencia empírica de España

4.1 Resultados Estadísticos

En el Cuadro 3 se recogen los resultados de la regresión del diferencial de rentabilidad de las carteras sobre las variables información, como primera aproximación para valorar la variabilidad predecible en los rendimientos⁸. Los estadísticos F muestran que todas las regresiones, excepto para la cartera C10, tienen significatividad estadística a niveles habituales. El coeficiente de determinación corregido de cada regresión proporciona una medida para la variación del diferencial de rentabilidad que somos capaces de explicar con la variación de las variables información. Los resultados indican que hasta un 14.7% de la variabilidad de los rendimientos puede ser explicada por las va-

⁷El comportamiento de dicha variable fue estudiado por Keim (1983) e incluida en los trabajos de Ferson y Harvey (1991a) o Ferson y Korajczyk (1991c). En el mercado bursátil español Rubio (1988, 1989) y Basarrate y Rubio (1994) muestran que la estacionalidad en enero de la prima de riesgo es una anomalía típica del proceso generador de los rendimientos.

⁸Las regresiones se realizan incluyendo y excluyendo una variable ficticia que toma valor uno en el mes de enero y cero en el resto. El período muestral utilizado va de 1985:2 a 1992:12 es decir, descuenta las 60 primeras observaciones que serán utilizadas para la estimación de las betas en el análisis de variabilidad.

riables información utilizando una especificación simple. Magnitudes similares son encontradas por Ferson y Harvey (1991a, 1991b) para el mercado americano.

CUADRO 3
Resumen Estadístico para las regresiones de los diferenciales
de rentabilidad sobre las variables información
Período de 1985:2-1992:12. (95 observaciones)

Carteras	Significatividad de la regresión		Proporción de variación predecida	
	F_J	F	\bar{R}^2_J	\bar{R}^2
C 1	2.9489*	3.7118*	0.0939	0.1034
C 2	3.9500*	4.9917*	0.1356	0.1451
C 3	3.0495*	3.7902*	0.0983	0.1061
C 4	2.7676*	3.4685*	0.0859	0.0950
C 5	4.0406*	5.0531*	0.1392	0.1471
C 6	2.8239*	2.8234*	0.0884	0.0720
C 7	3.7922*	4.6148*	0.1293	0.1333
C 8	2.5034*	3.1114*	0.0740	0.0824
C 9	3.1604*	3.8498*	0.1030	0.1081
C 10	1.6127	2.9489	0.0315	0.0423

La tabla presenta el estadístico F de significatividad conjunta y el coeficiente de determinación corregido, R^2 , para cada regresión. El subíndice J indica que en los regresores se incluye una variable ficticia para el mes de enero. El período utilizado descuenta las primeras 60 observaciones que serán utilizadas en la estimación de las betas para la sección cruzada. La actualización de la muestra permite comparar los resultados cuando las primas medias sean estimadas.

El símbolo * indica que la regresión es significativa a un nivel de significatividad del 5%.

Dos cuestiones hay que destacar sobre el Cuadro 3. Primero, contrariamente a lo que cabría esperar, la variable ficticia estacional no parece ayudar mucho en la predicción. Si se acepta que las carteras más pequeñas tienen sistemáticamente rendimientos elevados en enero, lo lógico sería encontrar para ellas un coeficiente de determinación corregido más alto cuando la variable ficticia es incluida. Segundo, el bajo coeficiente de determinación obtenido para la cartera C10. La mayor liquidez relativa de estas empresas hace que se reduzca el problema de "infrequent trading" que puede generar predecibilidad espúrea en las carteras con títulos menos líquidos. Así, un valor de 0.03, indica que el diferencial de rentabilidad de la cartera que recoge a las empresas con mayor capitalización es muy difícil de predecir con las variables

escogidas. Una cuestión relevante es analizar si la metodología propuesta en la sección dos partiendo de un modelo de equilibrio mejora los resultados.

CUADRO 4
Primas medias asociadas con las variables económicas
Período de 1985:2-1992:1. (84 observaciones)

VW	PREM	SLOPE	REALTB	UI
0.0205	0.0009	-0.0107	-0.0016	0.0021
(0.775)	(1.808)	(-2.280)	(-0.733)	(1.088)
(0.772)	(1.800)	(-2.270)	(-0.727)	(1.079)

La tabla presenta las primas medias estimadas, y estadístico asociado obtenidas en el modelo de sección cruzada:

$$r_{it} = \lambda_{0t} + \sum_{j=1}^k \lambda_{jt} \hat{\beta}_{ij,t-1} + \epsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N$$

donde los $\hat{\beta}_{ij,t-1}$ miden la sensibilidad del activo i a la variable j . El conjunto de variables macroeconómicas incluye el índice VW, y las variables PREM, SLOPE, REALTB y UI. Las sensibilidades son estimadas como el coeficiente de pendiente estimado de las regresiones temporales de los diferenciales de rentabilidad respecto al activo sin riesgo sobre las variables económicas usando observaciones de $t-48$ a $t+11$. La serie temporal de primas estimadas sirve para construir el estadístico para la prima media por riesgo. La primera prima estimada se obtiene para febrero de 1985 y la última para enero de 1992. Los estadísticos utilizados son dos. El primero recoge el estadístico t -student habitual construido según Fama y MacBeth (1973). El segundo se define como el anterior, pero la desviación estimada de la serie temporal de primas por riesgo estimadas está ajustada por errores en variables según Shanken (1989).

4.2 Análisis de la variabilidad predecible

El Cuadro 4 presenta la media temporal de las primas por riesgo, asociadas a las variables económicas, estimadas en el modelo multifactorial. Entre paréntesis se encuentra el estadístico t para la hipótesis nula de que la prima media correspondiente es cero. El período muestral utilizado para estimar las betas en t va de $t - 48$ a $t + 11$. Los resultados muestran que sólo la prima media estimada para la variable SLOPE es significativa. Es decir el mercado parece valorar únicamente

el riesgo soportado ante cambios en la estructura temporal de los tipos de interés. En cuanto a los signos obtenidos, para UI y REALTB se contradicen con lo esperado a priori según la teoría económica.

El período muestral utilizado requiere una justificación adicional. Tradicionalmente se ha utilizado para estimar las sensibilidades en t una serie temporal de tamaño $t - 60$ a $t - 1$. Sin embargo el uso exclusivo de información pasada proporcionó una prima media estimada no significativa y negativa que no parece estar de acuerdo con lo sucedido en el mercado durante el período muestral utilizado, al menos en cuanto al signo. Autores como Chen *et al* (1986) o Ferson y Harvey (1991a) encuentran una prima no significativa aunque positiva para datos americanos. Por ello se analizó si con una estimación de betas hacia delante, se gana en aproximación a la verdadera prima por riesgo del mercado. Se llevó a cabo una estimación contemporánea de la prima por riesgo para el mercado en un modelo donde éste era el único factor utilizando diferentes períodos que incluían un total de 60 observaciones pero variando el período muestral hacia detrás y hacia delante en la estimación de las sensibilidades. Se consideraron los siguientes períodos muestrales: $t - 30$ a $t + 25$, $t - 40$ a $t + 19$, $t - 48$ a $t + 11$ y $t - 50$ a $t + 9$. En todos ellos se obtuvo una prima media estimada positiva aunque no significativa. El período elegido presentaba la prima media estimada más cercana a lo que esperaríamos encontrar. No obstante la utilización de este periodo introduce un problema de simultaneidad y por lo tanto de inconsistencia en las regresiones de difícil solución.

4.3 Descomposición de la variación predecible en las rentabilidades

En esta sección se valora qué parte de la variación predecible es explicada por el modelo multifactorial, y qué parte no lo es. Si el modelo es capaz de capturar gran parte de la variación predecible a través de cambios en primas por riesgo esperadas y/o cambios en las sensibilidades se podría defender que sólo una pequeña parte de la predecibilidad de los rendimientos de cartera es debida a ineficiencias de mercado.

Para valorar la variación predecible explicada por el modelo de múltiples betas se construyeron los ratios de variabilidad, VR_1 y VR_2 , descritos por las ecuaciones [4] y [5]. Los ratios miden la variación de los componentes de los diferenciales de rentabilidad en relación a la variación de los diferenciales de rentabilidad esperados estimados. En

el Cuadro 5 se recogen los resultados.

CUADRO 5
Descomposición de la variación predecible en los diferenciales de Rentabilidad
respecto al activo sin riesgo, mensuales
Período de 1985:2-1992:1. (84 observaciones)

Carteras	$\bar{R}^2(\text{rdto})$	$\bar{R}^2(\text{estimado})$	$\bar{R}^2(\text{residual})$	VR_1	VR_2
C 1	0.0942	0.0390	0.0226	0.9998	0.2187
C 2	0.1136	0.0221	0.0253	0.3527	0.3267
C 3	0.0855	0.0325	0.0188	0.8502	0.3015
C 4	0.0701	0.0174	0.0180	0.6606	0.5348
C 5	0.1295	0.0283	0.0199	0.4948	0.2594
C 6	0.0527	0.0260	0.0363	0.2160	0.2536
C 7	0.1125	0.0168	0.0284	0.3231	0.4890
C 8	0.0711	0.0248	0.0260	0.9336	0.6874
C 9	0.0854	0.0200	0.0183	0.7301	0.5192
C 10	0.0289	0.0192	0.0273	0.4163	0.6151

La tabla presenta los resultados de la descomposición de la variación de los diferenciales de rentabilidad respecto al activo sin riesgo, mensuales, para las carteras. La descomposición del rendimiento se basa en una regresión de sección cruzada donde para estimar las sensibilidades se utilizan observaciones desde $t-48$ a $t+11$. Las variables económicas consideradas son. VW, PREM, SLOPE, REALTB y UI. Las variables información son EW, SPREAD, TB1 y DIV.

- \bar{R}^2 (rdto) indica coeficiente de determinación corregido para la regresión de los rendimientos de cartera sobre las variables información
- \bar{R}^2 (estimado) indica coeficiente de determinación corregido para la regresión de la parte estimada del modelo $\sum_{j=1}^k \lambda_j \hat{\beta}_{1j, t-1}$ sobre las variables información.
- \bar{R}^2 (residual) indica coeficiente de determinación corregido para la regresión de la parte residual del modelo, $r_{1t} - \sum_{j=1}^k \lambda_j \hat{\beta}_{1j, t-1}$ sobre las variables de información
- VR_1 y VR_2 son estimados según las ecuaciones [4] y [5] respectivamente. Las varianzas muestrales (divididas por T-1) están multiplicadas por el coeficiente de determinación corregido de la regresión correspondiente.

Las tres primeras columnas del cuadro muestran, para cada cartera, los coeficientes de determinación corregidos de las regresiones del diferencial de rentabilidad respecto al activo sin riesgo, r_t , la parte estimada

del mismo relacionada con el riesgo, y la parte residual, sobre las variables información⁹. Los resultados no son alentadores. Dado que suponemos que el modelo está correctamente especificado esperaríamos encontrar coeficientes de determinación corregidos mucho mayores para la parte estimada que para la residual, pero este resultado no se produce.

Sólo para las carteras *C1*, *C3*, *C5* y *C9* el coeficiente de determinación \bar{R}^2 (estimado) es mayor que el \bar{R}^2 (residual). Para *C2*, *C4*, y *C8* ambos coeficientes son similares mientras que para *C6*, *C7* y *C10* el \bar{R}^2 (estimado) es considerablemente menor que el \bar{R}^2 (residual). Este último resultado está en consonancia con el menor \bar{R}^2 obtenido para la regresión de r_t sobre Z_{t-1} y que indica que las variables información explican muy poco de la variabilidad de los diferenciales de rentabilidad de dicha cartera.

Las columnas cuatro y cinco muestran los ratios de varianza¹⁰. Con respecto a las carteras *C1*, *C3* y *C8* el ratio VR_1 es mayor que el ratio VR_2 y podemos aceptar que es cercano a la unidad. Para las carteras *C4* y *C9* la parte predecible de las rentabilidades explicada por el modelo es mayor que la que dejamos sin explicar, pero no supera el 75%. Para las carteras *C2* y *C5* aún siendo superior al ratio VR_2 , el ratio VR_1 no alcanza el 50%. Por último, en las carteras *C6*, *C7* y *C10* la parte predecible de las rentabilidades que dejamos sin explicar es mayor que lo que explicamos. El análisis de la columna correspondiente al ratio VR_2 no ofrece resultados que favorezcan al modelo de referencia. El ratio más pequeño se produce para la cartera *C1* y tiene valor 0.21. En la cartera *C8* tanto el ratio VR_1 como el ratio VR_2 toman valores relativamente cercanos a la unidad. Hay que notar que el método de regresión no fuerza a que los dos componentes sean incorrelados en el tiempo, por ello si existe correlación muestral la suma de los estimadores de VR_1 y VR_2 no será la unidad. Para la cartera *C10* el ratio VR_2 también toma un alto valor. Para esta cartera, el ratio VR_1 muestra que los cambios en primas por riesgo y/o sensibilidades sólo capturan una pequeña parte de la predecibilidad de los diferenciales de rentabilidad mensuales de las empresas más gran-

⁹La primera columna de el Cuadro 5 recoge la misma información que la segunda columna del Cuadro 3. Las cifras no coinciden ya que el período muestral efectivo es distinto. En el Cuadro 3 las regresiones cubren un período del 2-1985 al 12-1992, mientras que en el Cuadro 5 la última observación corresponde a enero de 1992.

¹⁰Dado que desconocemos la distribución de probabilidad de los estimadores VR_1 y VR_2 el ejercicio tiene un carácter indicativo.

des. Los resultados obtenidos por Ferson y Harvey (1991a y 1991b) son sensiblemente diferentes a los presentes. Los ratios VR_1 y VR_2 para las carteras ordenadas por tamaño están más cercanos a 1.0 y 0.0 respectivamente, que los encontrados para la economía española.

4.4 Fuentes de predecibilidad

Dado que el modelo propuesto en la sección dos es capaz, al menos para cierto número de carteras, de recoger una parte significativa de la variación predecible en los rendimientos, es interesante analizar el origen de dicha predecibilidad. El modelo propone que la existencia de predecibilidad en las rentabilidades de cartera es debida a cambios racionales en los rendimientos esperados originados por variaciones en primas por riesgo y/o sensibilidades al riesgo. Siguiendo a Ferson y Harvey (1991a) proponemos la siguiente descomposición de la parte predecible del rendimiento relacionada con el riesgo:

$$\begin{aligned} Var[P(\beta\lambda/Z)] = & \{E(\lambda)'Var[P(\beta_i/Z)]E(\lambda)\} \\ & + \{E(\beta_i)'Var[P(\lambda/Z)]E(\beta_i)\} \\ & + \text{Efecto Interacción,} \end{aligned} \quad [6]$$

donde $E(\beta_i)$ y $E(\lambda)$ son las medias no condicionadas de las sensibilidades del activo i y de las primas por riesgo respectivamente. La ecuación [6] señala que la variabilidad capturada por el modelo es igual al cambio en las betas más el cambio en las primas por riesgo más un efecto interacción. El efecto interacción surge porque las fluctuaciones en las betas y primas de riesgo pueden estar correladas entre sí. El Cuadro 6 presenta los resultados de esta descomposición de la varianza.

La mayor parte de la variabilidad puede atribuirse a cambios en las primas por riesgo y muy poco a cambios en las sensibilidades. Este resultado se debe principalmente a la estructura del modelo multifactorial¹¹. En la ecuación [6], la expresión para contabilizar los cambios en las betas incluye el valor esperado de la prima por riesgo, un valor tan reducido que sesga a la baja el resultado. Por otro lado, el valor esperado de las sensibilidades, un número de magnitud alta, interviene

¹¹Realizadas las regresiones de las sensibilidades para cada variable, y cartera, sobre las variables información se encontraron \bar{R}^2 de hasta el 76%. Estos resultados indican que las sensibilidades deberían ser una fuente de predecibilidad para el diferencial mensual de rentabilidad de las carteras.

en el cálculo de los cambios en las primas por riesgo, tendremos así el efecto contrario. El efecto interacción es de magnitud considerable para las carteras C1, C2, C7 y C10. Este resultado indica que cuando las betas están altas las primas por riesgo se mueven en la dirección contraria.

CUADRO 6
Descomposición de la variación predecible en los diferenciales de rentabilidad respecto al activo sin riesgo, mensuales
Descomposición por betas y precio del beta
Período de 1985:2-1992:1. (84 observaciones)

Carteras	Cambio en betas	Cambio en primas	E. Interacción
C 1	2.2938	153.1283	-55.41
C 2	4.2898	177.7199	-81.99
C 3	0.3182	84.7867	14.83
C 4	1.4845	61.2506	37.27
C 5	0.5982	117.5266	-18.11
C 6	0.2769	67.1990	32.54
C 7	0.9307	170.7354	-73.83
C 8	3.1086	51.3183	47.90
C 9	0.7901	118.1743	-18.96
C 10	0.3344	40.24872	59.43

La tabla presenta los resultados de la descomposición de la variación predecible de los diferenciales de rentabilidad respecto al activo sin riesgo, mensuales, para las carteras, en betas y primas por riesgo. Las variables económicas consideradas son: VW, PREM, SLOPE, REALTB y UI. Las variables información son: EW, SPREAD, TB1 y DIV. Las contribuciones de betas y primas por riesgo son medidas según la descomposición:

$$\begin{aligned} Var[P(\beta\lambda/Z)] &= \{E(\lambda)'Var[P(\beta_i/Z)]E(\lambda)\} \\ &+ \{E(\beta_i)'Var[P(\beta\lambda/Z)]E(\beta_i)\} \\ &+ \text{Efecto Interacción} \end{aligned}$$

Los resultados aparecen en %.

El que la mayor parte de la predecibilidad deba atribuirse a cambios en las primas por riesgo parece contradecir la no significatividad de las primas medias estimadas en el Cuadro 4. Para analizar esta aparente contradicción se realizó un análisis de la variabilidad de las primas por riesgo explicada por las variables información. Los coeficientes de determinación obtenidos de las regresiones de las primas estimadas sobre

las variables Z_{t-1} varían entre el 11.2% y el 2.35 % . El mayor coeficiente de determinación se obtiene para la prima del índice de mercado, lo que viene a corroborar la norma obtenida en otros trabajos de que la prima del mercado es dominante en recoger la variación predecible en los diferenciales de rentabilidad de las carteras. Este resultado reafirma la conveniencia de incluir el índice de mercado entre las variables económicas que recogen el riesgo de la economía. Le siguen en importancia el tipo de interés y la inflación no anticipada. Similares resultados obtienen Ferson y Harvey (1991a, 1991b) salvo por la importancia de la variable *PREM*, que en este trabajo se reduce debido sin duda a su definición. En todos los casos, la variable que recoge el mes de enero presenta el coeficiente estimado más pequeño, lo que indica que contribuye en menor medida a predecir el comportamiento de la prima y en todos los casos es no significativo.

Dado que la prima obtenida para el índice de mercado, *VW*, es la más importante se analizó su evolución temporal. Siguiendo la propuesta de Fernández (1991) para el ciclo económico de la economía española se observa una evolución procíclica en la prima del mercado¹².

4.5 Contribución de las variables económicas

El contenido del modelo multifactorial analizado está determinado en gran medida por las variables macroeconómicas utilizadas para recoger el riesgo económico. El análisis de la contribución de dichas variables a la variabilidad predecible resulta de sumo interés, ya que nos permite detectar aquellas variables que más contribuyen a dicha predecibilidad y mejorar en el futuro el contenido de los modelos. El Cuadro 7 analiza la variabilidad predecible por el modelo descomponiéndola para cada cartera, en la contribución de cada una de las variables económicas más un efecto interacción. Así la varianza de la proyección de $\sum_{j=1}^k \lambda_{jt} \hat{\beta}_{ij,t-1}$ en las variables información se descompone en las varianzas atribuibles a cada $\lambda \hat{\beta}_{ij}$ $j = 1, \dots, 5$ más un efecto interacción debido a la covarianza entre ellas. Los resultados obtenidos reafirman lo obtenido por Ferson y Harvey (1991a) para la economía americana en carteras clasificadas por tamaño. La contribución más importante a la variabilidad predecible la realiza el mercado, corroborando así

¹²Las primas esperadas para la prima por el riesgo asumido y el tipo de interés siguen una evolución procíclica. La estructura temporal de los tipos de interés y la inflación no anticipada siguen una evolución contracíclica, compensan más cuando el ciclo está en recesión.

los resultados obtenidos en la sección anterior. Le sigue en importancia el efecto interacción. Para las carteras más pequeñas la variable que recoge las oportunidades de inversión es la de mayor importancia, mientras que para las empresas más grandes *REALTB* y *UI* son las de mayor contribución. En el Cuadro 4 se mostraba que estas variables tenían primas medias estimadas de cierta magnitud. La variable que menos parece influir en todas las carteras es *SLOPE*, lo que resulta contradictorio dado que fue la única que se mostró significativa.

CUADRO 7

Descomposición de la variación predecible en los diferenciales de rentabilidad respecto al activo sin riesgo, mensuales
Descomposición por variables económicas
Período de 1985:2-1992:1. (84 observaciones)

Carteras	VW	PREM	SLOPE	REALTB	UI	E. Interacción
C 1	84.188	0.807	0.293	3.874	1.992	8.872
C 2	43.459	1.639	0.714	4.767	2.491	46.965
C 3	56.409	0.425	0.086	0.545	1.195	41.343
C 4	51.460	0.848	0.112	3.107	2.922	41.551
C 5	55.520	0.378	0.206	0.585	0.405	42.905
C 6	49.288	0.158	0.194	0.444	0.151	49.765
C 7	53.062	0.300	0.078	2.597	2.807	41.156
C 8	49.609	0.554	0.105	11.116	11.138	27.478
C 9	51.431	0.511	0.107	0.793	1.466	45.692
C 10	40.660	0.029	0.036	1.227	0.867	57.190

La tabla presenta los resultados de la descomposición de la variación predecible de los diferenciales de rentabilidad respecto al activo sin riesgo, mensuales, para las carteras, en la participación atribuible a cada variable económica utilizada como factor de riesgo. Las variables económicas consideradas son: VW, PREM, SLOPE, REALTB y UI. Las variables información consideradas son: EW, SPREAD, TB1 y DIV. La varianza de la proyección de $\sum \lambda_j \hat{\beta}_{i,j, t-1}$ en las variables información se descompone, para cada cartera, en la suma de las varianzas atribuibles a cada $\lambda_j \hat{\beta}_{i,j}$, un término de interacción. Las cantidades atribuidas son porcentajes de la varianza estimada de la regresión de $\lambda_j \hat{\beta}_{i,j}$ para cada cartera y variable económica sobre las variables información.

5. Conclusiones

El trabajo investiga la existencia de variabilidad predecible en el diferencial de rentabilidad respecto al activo seguro de carteras construidas por tamaño para el mercado de capitales español. Utilizando un modelo de valoración de activos se identifican variables económicas cuya

prima media estimada es significativamente distinta de cero.

Se construyeron ratios de variabilidad para valorar qué parte de la variación predecible es explicada por el modelo multifactorial, y qué parte no lo es. Los resultados, sin ser excesivamente alentadores, indican que los cambios en las primas por riesgo y los cambios en las betas explican una parte de la variabilidad de los diferenciales de rentabilidad de las carteras. Se refuerza la idea de que parte de la predecibilidad de las rentabilidades puede ser atribuible a cambios en los rendimientos esperados. Los ratios de variabilidad muestran que el modelo parece tener mayor poder explicativo para la cartera que agrupa a las empresas más pequeñas mientras que, su poder es escaso para las empresas más grandes.

Cuando se valora qué parte de la variabilidad predecible es explicada por cambios en los betas y qué parte lo es por los cambios en las primas de riesgo se encuentra que estos últimos son más importantes. La prima asociada al mercado es la más importante para explicar las rentabilidades. La prima asociada a las oportunidades de inversión le sigue en importancia. La evolución temporal de las primas esperadas para el mercado, la prima por el riesgo asumido y las oportunidades de inversión es procíclico, las compensaciones son mayores cuando el ciclo económico crece y menores cuando cae. La estructura temporal de los tipos de interés y la inflación no anticipada poseen primas esperadas de evolución contracíclica. Estos resultados son de especial interés para los gestores de carteras, ya que en ocasiones manejan modelos de múltiples betas que asumen que la compensación por riesgo es constante en el tiempo. Los resultados muestran que este supuesto es simplificador en exceso.

Referencias

- Amsler, C. E. y P. Schmidt (1985): "A Monte-Carlo investigation of the accuracy of multivariate CAPM test", *Journal of Financial Economics* 14, pp. 359-375.
- Basarrate, B. y G. Rubio (1994): "La imposición sobre plusvalías y minusvalías: Sus efectos sobre el comportamiento estacional del mercado de valores", *Revista Española de Economía* 11, pp. 247-277.
- Campbell, J. y R. Shiller (1988): "The divided-price ratio expectations of future dividends and discount factors", *Review of Financial Studies* 1, pp. 195-228.
- Chan K. C., N. Chen y D. Hsieh (1985): "An exploratory investigation of the firm size effect", *Journal of Financial Economics* 14, pp. 451-471.

- Chen N., R. Roll, y S. Ross (1986): "Economic forces and stock market", *Journal of Business* 61, pp. 409-425.
- Fama, E. F. y K. R. French (1988): "Permanent and temporary components of stock prices", *Journal of Political Economy* 96, pp. 246-273.
- Fama, E. F. y K. R. French (1988): "Dividend yield and expected stock returns", *Journal of Financial Economics* 22, pp. 3-25.
- Fama, E. F. y M. R. Gibbons (1984): "A comparison of inflation forecast", *Journal of Monetary Economics* 13, pp. 327-348.
- Fama, E. F. y J. D. MacBeth (1973): "Risk, return, and equilibrium: empirical test", *Journal of Political Economy* 81, pp.607-636.
- Fernández, J. (1991): "Indicadores sintéticos de aceleraciones y desaceleraciones en la actividad económica", *Revista Española de Economía* 8, pp. 125-156.
- Ferson, W. E. y C. R. Harvey (1991a): "Sources of predictability in portfolio returns", *Financial Analysts Journal* 47, pp. 49-56.
- Ferson, W. E. y C. R. Harvey (1991b): "The variation of economic risk premiums", *Journal of Political Economy* 99, pp. 385-415.
- Ferson, W. E. y R. A. Korajczyk (1991c): "Do arbitrage pricing models explain the predictability of stock returns?", Working Paper 115, University of Chicago and Northwestern University.
- Keim, D. (1983): "Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence", *Journal of Financial Economics* 12, pp. 13-32.
- Rubio, G. (1988): "Further international evidence on asset pricing: The case of Spanish capital market", *Journal of Banking and Finance* 12, pp. 221-242.
- Rubio, G. (1989): "An empirical evaluation of the intertemporal capital asset pricing model: the stock market in Spain", *Journal of Business Finance and Accounting* 16, pp. 729-744..
- Shanken, J. (1989): "Multivariate proxies and asset pricing relations. Living with the Roll critique", *Journal of Financial Economics* 18, pp. 91-110.

Abstract

This paper provides an analysis of the predictable variation in monthly excess returns, of 10 size-ranked portfolios. A multi-beta asset pricing model is used to show the extent to which predictability can be explained via changes in the betas and/or changes in the risk premium. Changes in risk premia are more important than changes in betas. The stock market risk premium is the most important variable for capturing predictable variation of the portfolios returns.