

MODELOS INTERNACIONALES DE VALORACIÓN DE ACTIVOS: CONTRASTACIÓN EMPÍRICA

por Fernando Gómez-Bezares y Miguel Angel Larrínaga

Comunicación presentada al VI Foro de Finanzas organizado por la Asociación Española de Finanzas (AEFIN) y la Universidad de Jaén en Úbeda en noviembre de 1.998 y publicada en A. Partal y F. Moreno eds. (1.998): *Las Finanzas del Fin de Siglo*, VI Foro de Finanzas, AEFIN y Universidad de Jaén, Jaén, págs. 439-456.

La versión en inglés con el título "International Asset Pricing Models: A Comparative View" se presentó en diciembre de 1.998 en la "11ª Annual Australasian Finance and Banking Conference" celebrada en Sidney (Australia), organizada por la "School of Banking and Finance" y el "Asia Pacific Financial Research Centre", de la Universidad de South Wales, Australia. Dicha versión en inglés apareció publicada en las Actas del citado Congreso

1. Introducción

Dentro del campo financiero, la cuestión sobre los elementos que influyen en la valoración de los títulos ha sido ampliamente tratada. Así, podemos mencionar como uno de los modelos más influyentes el modelo de Valoración de Activos de Capital, CAPM, desarrollado por autores como Sharpe (1964), Lintner (1965) o Mossin (1966). Este modelo defiende que, en equilibrio, los títulos deben rendir en función de su beta: es decir, que la rentabilidad esperada de un título debe ser una función lineal positiva de la beta. Este modelo se centraba en la valoración nacional de un título.

Pero, casi simultáneamente a este modelo nacional de valoración, empezaron a plantearse cuestiones sobre las posibilidades de ampliar el marco de inversión a otros mercados supranacionales. Así, por ejemplo, el trabajo de Levy y Sarnat (1970) para la construcción de carteras internacionales óptimas en un esquema rentabilidad - riesgo.

Pero son los trabajos de Grauer, Litzenberger y Stehle (1976), y, muy especialmente, Solnik (1974a) quienes plantean propiamente un primer modelo internacional de valoración, en

el que se incluye la existencia de diversos países, y, por tanto, de diferentes monedas. Aparece un nuevo tipo de riesgo: el riesgo de tipo cambio. Así, el modelo de Solnik plantea básicamente que el premio por riesgo de un activo sobre su título nacional sin riesgo es proporcional al premio por riesgo de una cartera mundial de acciones.

Estos modelos constituyeron la raíz de los modelos internacionales de valoración que han surgido desde entonces: fundamentalmente, Roll y Solnik (1977), Sercu (1980), Stulz (1981), Adler y Dumas (1983), Errunza y Losq (1985), Uppal (1993). Se utilizan modelos unifactoriales y multifactoriales de valoración de los rendimientos de los activos. En breves palabras, aparecen factores adicionales al de mercado como elementos influyentes en la valoración de un título.

Por otro lado, y, tras el modelo nacional de valoración APT de Ross (1976), Solnik desarrolla en 1983 la versión internacional del mismo. Esta línea de investigación proporciona la fuente de modelos sucesivos como por ejemplo, Ikeda (1991), Korajczyk y Viallet (1992), Bansal, Hsieh y Viswanathan (1993). Estos modelos tienen en común la existencia de un modelo factorial generador de los rendimientos. Estos factores no son identificables a priori.

Curiosamente, a pesar de la profusión de estos trabajos, podemos leer las palabras que John W. Peavy III, director de investigación de "The Research Foundation of the Institute of Chartered Financial Analysts", comenta en su presentación de un reciente artículo de Solnik (1993): "La importancia de la inversión en activos internacionales no debe ser sobreenfatizada. En parte, porque la inversión internacional está aún en su infancia, sin embargo, la investigación en los méritos relativos de esta inversión alternativa permanece dispersa. Las características del rendimiento y riesgo observadas para diversas clases de activos en diferentes países son elementos de particular interés para los inversores".

En el presente trabajo, tratamos de contemplar los dos modelos básicos internacionales de valoración de activos bursátiles. De este modo, creemos ofrecer un enfoque relativamente integrador de ambas posturas. Los modelos analizados son los modelos básicos propuestos por Solnik en sus trabajos de 1974a y 1983 y una variación propuesta por nosotros.

De este modo, la estructura del trabajo es la siguiente: en el apartado 2 se comenta la obtención de los datos y el periodo de análisis, en el 3 se comenta y contrasta el IAPM, y en el 4 se hace lo mismo con el IAPT. En ambos apartados se indica brevemente la metodología de contraste y los principales resultados obtenidos. Termina el trabajo con las conclusiones en el apartado 5.

2. Base de Datos y Periodo de Análisis

Para nuestro análisis hemos manejado los índices nacionales proporcionados por la publicación mensual Morgan Stanley Capital International Perspective. Esta base de datos ha sido frecuentemente utilizada en los análisis de carácter internacional (por ejemplo, Dumas y Solnik, 1995). Los 18 países manejados han sido los siguientes: Australia, Austria, Bélgica,

Canadá, Dinamarca, Francia, Alemania, Hong Kong, Italia, Japón, Países Bajos, Noruega, Singapur, España, Suecia, Suiza, U.K., USA. Del mismo modo hemos obtenido los datos sobre los considerados como tipos sin riesgo nacionales de los países citados, según el criterio utilizado por Ferson y Harvey (1994), donde remitimos al lector para una mayor concreción. Las rentabilidades manejadas son mensuales y calculadas en dólares.

Por último, indicar que el periodo total manejado, 1977-1994, ha sido dividido en dos subperiodos: 1977-1987 y 1987-1994¹. Dentro del segundo periodo analizado, aparece como dato más significativo el mes de octubre de 1987, fecha del crack bursátil. Como, por ejemplo, Roll (1988) indica, este mes fue el único dentro de un largo periodo de años (1981 a 1987) en el que todos los mercados se movieron en el mismo sentido: todos bajaron. Si tratamos de comprobar la validez de unos modelos de valoración en épocas normales, este dato puede resultar anómalo. Si quisiéramos comprobar la validez del modelo en épocas anómalas, tenemos pocos datos en el periodo considerado. Por tanto, en todo el artículo, los resultados han sido obtenidos tras eliminar del estudio la referencia al mes de octubre de 1987.

En resumen, manejamos premios mensuales de 18 índices nacionales, medidos en dólares. Concretamente son 213 datos, divididos en dos periodos de 120 y 93 datos.

3. Modelo de Valoración de Activos: IAPM

3.1. Breve descripción teórica

El modelo de valoración propuesto por Solnik (1974a) propugna que el premio² por riesgo de un activo de un país respecto al tipo sin riesgo de ese país es proporcional a su componente de riesgo sistemático internacional, siendo dicho coeficiente de proporcionalidad el premio de una cartera mundial de acciones sobre una cartera mundial de tipos sin riesgo³.

Así, la formulación explícita de este modelo es la siguiente:

$$E(R_i - R_{i0}) = \beta_i E(R_M - R_{M0}) \quad [1]$$

donde

$E(R_i - R_{i0})$ recoge el valor esperado del premio por riesgo del índice de acciones del país i sobre el tipo sin riesgo de dicho país i .

¹ Los periodos son concretamente: marzo 77 - febrero 87 y marzo 87 - Diciembre 94.

² Al medir las rentabilidades con neperianos, el valor del premio no se ve afectado por la moneda base en que se mida.

³ Una versión simplificada de dicho modelo puede encontrarse en Larrinaga (1997).

β_i es su riesgo sistemático internacional.

$E(R_M - R_{M0})$ recoge el valor esperado del premio por riesgo de una cartera mundial de acciones sobre un cartera mundial de tipos sin riesgo.

Así, los pasos para realizar el contraste con datos reales, en principio, exigen dos fases: primero el conocimiento de los coeficientes de riesgo sistemático internacional de cada índice, para luego realizar el contraste propiamente dicho de esa ecuación [1].

3.2. Modelo de Mercado

Para la obtención de las betas internacionales, hemos planteado un modelo de mercado, que propone una regresión entre el premio de cada índice y el del mercado. Este premio del índice de mercado lo hemos compuesto mediante un índice equiponderado de dichos índices.

Así, la regresión planteada es la siguiente:

$$R_{it} - R_{i0t} = \beta_i + \beta_i (R_{Mt} - R_{M0t}) + \epsilon_{it} \quad [2]$$

con la que estimamos los parámetros de la regresión, especialmente las betas, que representan la medición del riesgo sistemático de los índices. Así, en el cuadro I se recogen las estimaciones puntuales de esos valores en los tres periodos analizados.

Como podemos comprobar en el cuadro II, salvo el caso puntual de Austria, podemos aceptar la significatividad de las betas. La capacidad explicativa del modelo en todo el periodo es cercana al 40%, llegando casi al 50% en el periodo más reciente.

3.3. Contrastes

Una vez obtenidos los coeficientes de riesgo sistemático, hemos pasado a realizar los contrastes propiamente dichos. Las características de la metodología manejada, y el detalle de las fórmulas, pueden consultarse en Gómez-Bezares, Madariaga y Santibáñez (1995). En todos los casos, y al trabajar con 18 índices, los hemos tratado individualmente, sin agrupar en carteras.

3.3.1. Contraste de Serie Temporal

Comenzaremos aplicando la metodología que Black, Jensen y Scholes (1972) denominan de serie temporal, y, que por ejemplo se ha utilizado en un contexto nacional por Gómez-Bezares, Madariaga y Santibáñez (1994) y en un contexto internacional por Adler y Dumas (1983), Dumas y Solnik (1995) o Quan y Titman (1997).

Cuadro I: Modelo de mercado. Estimación puntual de la beta con la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios, a partir de la cartera de mercado equiponderada

PAÍS	1977-1987	1987-1994	1977-1994
AUSTRALIA	1,330752	0,744174	0,98899
AUSTRIA	0,337357	1,188289	0,824247
BÉLGICA	0,834946	0,921325	0,884603
CANADÁ	1,228875	0,585481	0,85957
DINAMARCA	0,660568	0,817456	0,747877
FRANCIA	1,143978	1,076373	1,109705
ALEMANIA	0,747199	1,146272	0,976899
HONG KONG	1,786556	1,098317	1,386802
ITALIA	1,30988	1,052629	1,16991
JAPÓN	0,592414	0,935216	0,796891
HOLANDA	1,145481	0,881688	0,992849
NORUEGA	1,403322	1,37724	1,386614
SINGAPUR	0,990456	1,049793	1,018863
ESPAÑA	0,717358	1,172499	0,981019
SUECIA	0,893847	1,414961	1,195297
SUIZA	0,791441	0,986564	0,90205
UK	1,131065	0,946937	1,026958
USA	0,954505	0,604787	0,750858

Cuadro II: Modelo de mercado. Estimación puntual de la beta con la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios, a partir de la cartera de mercado equiponderada. Índices para los que se acepta la no significatividad de la beta

PERIODO	= 5%	= 1%
Periodo 1977-1987		Austria
Periodo 1987-1994		
Periodo Total		

Así, comparando las ecuaciones [1] y [2], si el IAPM es cierto, los valores de β_i para todos los índices deben ser cero. Para realizar este contraste planteamos dos posibilidades:

- Test univariante para cada índice, cuyos resultados se recogen en el cuadro III.
- Test multivariante de aceptación conjunta de igualdad a cero de los términos independientes: este test se ha realizado mediante dos estadísticos diferentes, cuyas expresiones puede el lector encontrar en Novales (1993, pág. 282) y Gibbons, Ross y Shanken (1989) respectivamente. Los resultados de ambos test se recogen en el cuadro IV.

Cuadro III: Contraste del IAPM con la metodología de Serie Temporal. Estimación del modelo con la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios, a partir de la cartera de mercado equiponderada. Índices para los que se rechaza el modelo mediante la aplicación de un test univariante

PERIODO	= 5%	= 1%
Periodo 1977-1987		
Periodo 1987-1994	Hong Kong	
Periodo Total	Hong Kong	

Cuadro IV: Contraste del IAPM con la metodología de Serie Temporal. Estimación del modelo con la metodología SUR (Seemingly Unrelated Regression) a partir de la cartera de mercado equiponderada. Periodos para los que se acepta o rechaza el IAPM mediante test multivariante

PERIODO	Test Multivariante		Test Multivariante de Gibbons, Ross y Shanken	
	= 5%	= 1%	= 5%	= 1%
Periodo 1977-1987	Acepto	Acepto	Acepto	Acepto
Periodo 1987-1994	Acepto	Acepto	Acepto	Acepto
Periodo Total	Acepto	Acepto	Acepto	Acepto

Como podemos ver, de los resultados del test univariante, sólo el índice de Hong Kong (índice con gran variabilidad), parece no seguir el planteamiento del modelo IAPM, aunque con un error del 1% sí se acepta. En cambio, el test multivariante acepta en todos los periodos la hipótesis de que todos los términos independientes de la regresión [2] son cero.

3.3.2. Contrastes Cross-Seccionales

Por otro lado, se realizaron contrastes del modelo propuesto desde una perspectiva de corte transversal o cross-seccional. Es decir, se analiza la validez del modelo para el conjunto de los índices dentro de un periodo de tiempo concreto. Estos procedimientos se realizan en dos etapas: en la primera hemos estimado las betas de los índices por la metodología de mínimos cuadrados ordinarios, para luego realizar un ajuste entre dichas betas y los premios de los índices, mediante dos metodologías alternativas que más tarde indicamos.

En primer lugar planteamos un análisis de corte transversal sin medias⁴, según la propuesta de Fama y Macbeth (1973). Un contraste similar en un ámbito nacional puede encontrarse en

⁴ Nos referimos a que no se calculan rentabilidades medias.

Gómez-Bezares, Madariaga y Santibáñez (1994) mientras que en un contexto internacional puede encontrarse, por ejemplo, en Ferson y Harvey (1994). El modelo a estimar es, para cada momento de tiempo, el siguiente:

$$R_{it} - R_{i0t} = \alpha_0 + \beta_1 r_{it} + \epsilon_{it} \tag{3}$$

Siguiendo la metodología de Fama y Macbeth (1973) hemos estimado los valores de los parámetros α_0 , β_1 para los últimos 93 meses utilizados mediante dos métodos alternativos: mínimos cuadrados ordinarios y la metodología propuesta por Shanken (1982). Los principales resultados, tras calcular las medias de las estimaciones de α_0 y β_1 ⁵, se recogen en el cuadro V, donde aceptamos que la ordenada en el origen es cero y que la pendiente es igual al premio teórico (que es lo debería suceder si comparamos las ecuaciones [1] y [3]). Pero también aceptamos la nulidad de la pendiente, poniéndose de manifiesto problemas de potencia de la metodología.

Cuadro V: Contraste del IAPM con la metodología de Corte Transversal sin Medias. Estimación del modelo con metodologías de Mínimos Cuadrados Ordinarios y Shanken (1982)

Método	\bar{g}_0	Desv. \bar{g}_0	t_{exp}	H ₀ : $\alpha_0 = 0$	
				= 5%	= 1%
MCO	0,005	0,0041	1,228	Acepto	Acepto
Shanken	0,0578	0,0409	1,413	Acepto	Acepto

Método	\bar{g}_1	Desv. \bar{g}_1	t_{exp}	H ₀ : $\beta_1 = 0$		$\bar{R}_M - \bar{R}_{M0}$		H ₀ : $\beta_1 = \bar{R}_M - \bar{R}_{M0}$	
				= 5%	= 1%	t_{exp}	= 5%	= 1%	
MCO	-0,0063	0,0097	-0,645	Acepto	Acepto	0,0042	-1,082	Acepto	Acepto
Shanken	-0,3457	0,1979	-1,747	Acepto	Acepto	0,0042	-1,768	Acepto	Acepto

En segundo lugar, realizamos un contraste cross-seccional con medias, siguiendo las líneas de Miller y Scholes (1972) y que ha sido aplicado por Solnik desde su artículo de 1974b. Trabajos recientes de aplicación del mismo son, Gómez-Bezares, Madariaga y Santibáñez (1994) en un contexto nacional, mientras que podemos citar a Mitoo (1992) en un contexto internacional. Así, el modelo a estimar es:

$$\bar{R}_i - \bar{R}_{i0} = \alpha_0 + \beta_1 \bar{r}_i + \epsilon_i \tag{4}$$

donde ponemos en regresión los premios medios de los índices en un periodo, con sus betas en ese periodo.

En los cuadros VI y VII se recogen los datos de los resultados obtenidos mediante las dos metodologías de estimación de los dos parámetros propuestos: mínimos cuadrados ordinarios y

⁵ Llamaremos g_0 a la estimación de α_0 , y g_1 a la de β_1 .

Shanken (1992). Los resultados permiten aceptar la nulidad del término independiente mientras que los resultados no son concluyentes respecto a la pendiente.

Por último se realizó el test multivariante propuesto por Shanken (1985), sobre la validez global del modelo, obteniéndose óptimos resultados: se acepta el modelo en los tres periodos analizados.

Cuadro VI: Contraste del IAPM con la metodología de Corte Transversal con Medias. Estimación del modelo con metodología de Mínimos Cuadrados Ordinarios

Periodo	g ₀	Desv. g ₀	t _{exp}	H ₀ : $\alpha_0 = 0$	
				= 5%	= 1%
1977-1987	-0,00008	0,0032	-0,025	Acepto	Acepto
1987-1994	0,00294	0,0066	0,4434	Acepto	Acepto
Periodo Total	-0,00652	0,0046	-1,4010	Acepto	Acepto

Periodo	g ₁	Desv. g ₁	t _{exp}	H ₀ : $\alpha_1 = 0$		$\bar{R}_M - \bar{R}_{M0}$	t _{exp}	H ₀ : $\alpha_1 = \bar{R}_M - \bar{R}_{M0}$	
				= 5%	= 1%			= 5%	= 1%
1977-1987	0,0074	0,0030	2,484	Rechazo	Acepto	0,0073	0,033	Acepto	Acepto
1987-1994	0,0013	0,0065	0,2001	Acepto	Acepto	0,0042	-0,446	Acepto	Acepto
Periodo Total	0,0125	0,0045	2,7773	Rechazo	Acepto	0,0059	1,466	Acepto	Acepto

Cuadro VII: Contraste del IAPM con la metodología de Corte Transversal con Medias. Estimación del modelo con metodología de Shanken (1992)

Periodo	g ₀	Desv. g ₀	t _{exp}	H ₀ : $\alpha_0 = 0$	
				= 5%	= 1%
1977-1987	0,00118	0,0044	0,2653	Acepto	Acepto
1987-1994	0,00011	0,0042	0,0260	Acepto	Acepto
Periodo Total	-0,00178	0,0045	-0,3916	Acepto	Acepto

Periodo	g ₁	Desv. g ₁	t _{exp}	H ₀ : $\alpha_1 = 0$		$\bar{R}_M - \bar{R}_{M0}$	t _{exp}	H ₀ : $\alpha_1 = \bar{R}_M - \bar{R}_{M0}$	
				= 5%	= 1%			= 5%	= 1%
1977-1987	0,0063	0,0050	1,239	Acepto	Acepto	0,0073	-0,2	Acepto	Acepto
1987-1994	0,0040	0,0058	0,6875	Acepto	Acepto	0,0042	-0,034	Acepto	Acepto
Periodo Total	0,0077	0,0050	1,5418	Acepto	Acepto	0,0059	0,36	Acepto	Acepto

4. Modelo de Valoración de Activos: IAPT

4.1. Breve Descripción teórica

El modelo IAPT es desarrollado por Solnik (1983) tomando como referencia el modelo propuesto por Ross (1976). Así, según Solnik, la rentabilidad de un título viene influida por una serie de factores. La ecuación de valoración es la siguiente:

$$E(R_i - R_0) = \alpha_0 + \alpha_1 i_1 + \alpha_2 i_2 + \dots + \alpha_K i_K \quad [5a]$$

donde

$E(R_i - R_0)$ recoge la esperanza del premio de rendimiento de cada índice sobre el único tipo sin riesgo considerado: el tipo de la moneda base en la que se miden los rendimientos.

α_{ik} recoge la sensibilidad del índice i al factor de riesgo k .

α_k es el premio por unidad de riesgo del factor k .

El cambio de moneda base afecta a los valores concretos pero no a la estructura de esta ecuación [5a]. Al usar el tipo sin riesgo de la moneda base, ésta es relevante. Nosotros hemos usado dólares y el tipo sin riesgo USA.

Ante este planteamiento, proponemos uno ligeramente distinto. Las principales diferencias son dos⁶:

- La rentabilidad explicada por los factores es el premio de cada índice sobre el tipo sin riesgo del país al que pertenece: es decir, planteamos un modelo factorial de generación de estos premios.
- Los valores concretos de la ecuación de valoración son los mismos cualquiera que sea la moneda base en la que se midan los rendimientos⁷.

Así, nuestra ecuación de valoración queda como sigue:

$$E(R_i - R_{i0}) = \alpha_0 + \alpha_1 i_1 + \alpha_2 i_2 + \dots + \alpha_K i_K \quad [5b]$$

⁶ Para una mayor discusión el lector puede acudir a Larrinaga (1997).

⁷ Aquí se vuelven a utilizar rentabilidades calculadas con neperianos (interés continuo), a diferencia de la ecuación [5a] donde se usan rentabilidades mensuales normales.

donde $E(R_i - R_{i0})$ recoge el premio esperado del índice del país i sobre el tipo sin riesgo de dicho país i .

Este segundo planteamiento permite comparar mejor los resultados con el modelo IAPM propuesto, puesto que la variable a explicar es la misma en ambos casos.

4.2. Contrastes

Los principales resultados referentes a la ecuación de valoración se recogen en los cuadros VIII y IX donde, una vez obtenidas las betas asociadas a cada uno de los cuatro factores de riesgo obtenidos mediante componentes principales⁸, se han estimado vía mínimos cuadrados ordinarios los parámetros de las ecuaciones [5a] y [5b], mediante la metodología, antes comentada, de corte transversal con medias.

Los resultados obtenidos para el periodo total reflejan la existencia de dos factores premiados (los dos primeros) en las dos versiones presentadas (con alguna menor claridad en nuestra versión), y que el término independiente se acepta que es cero (tal como debía ocurrir). En la versión de Solnik el factor 1 aparece muy relacionado con una cartera equiponderada de acciones mientras que el segundo factor tiene una gran relación con una cartera equiponderada de bonos. Estos resultados van en la línea de los apuntados por Cho, Eun y Senbet (1986).

En nuestra versión, el primer factor aparece íntimamente relacionado con una cartera equiponderada de premios, aunque no hemos podido obtener ninguna conclusión relevante sobre la posible naturaleza del segundo factor.

Cuadro VIII: Contraste del IAPT (versión Solnik) con la metodología de Corte Transversal Con Medias, mediante la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios. Test univariante de no significatividad de los premios asociados a los factores conservados

PERIODO	Variable	Estimación	Desv.	t_{exp}	$H_0: \beta_i = 0$	
					= 5%	= 1%
Periodo	Término Independiente	-0,001167	0,001056	-1,105	Acepto	Acepto
	1	0,178344	0,032804	5,437	Rechazo	Rechazo
Total	2	-0,082046	0,023848	-3,44	Rechazo	Rechazo
	3	0,005768	0,030408	0,19	Acepto	Acepto
	4	0,008147	0,030636	0,266	Acepto	Acepto

Nota: En este contraste usamos 35 índices (18 de acciones y 17 de bonos), tomando como tipo sin riesgo el bono USA, a diferencia del resto de los análisis que se han hecho sobre 18 índices tomados en excesos sobre el tipo sin riesgo de cada país.

⁸ La elección de cuatro factores es común a otros trabajos, como, por ejemplo, Cho, Eun y Senbet (1986). Bansal, Hsieh y Viswanathan (1993), aunque desarrollan un modelo no lineal, en sus resultados sobre el modelo que manejamos emplean sólo dos factores.

Cuadro IX: Contraste del IAPT (nuestra versión) con la metodología de Corte Transversal Con Medias, mediante la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios. Test univariante de no significatividad de los premios asociados a los factores conservados

PERIODO	Variable	Estimación	Desv.	t _{exp}	H ₀ : β _i = 0	
					= 5%	= 1%
Periodo	Término Independiente	-0,000844	0,00319556	-0,264	Acepto	Acepto
	1	0,205196	0,09064159	2,264	Rechazo	Acepto
Total	2	-0,119815	0,03513311	-3,41	Rechazo	Rechazo
	3	-0,037389	0,03502249	-1,068	Acepto	Acepto
	4	-0,036122	0,04017459	-0,899	Acepto	Acepto

5. Conclusiones

Los estudios más recientes sobre el comportamiento de los activos en un contexto internacional se han centrado en el análisis de la valoración del riesgo de tipo de cambio. Por ejemplo, Dumas y Solnik (1995). Pero estos trabajos parten de modelos de valoración de activos anteriores: Solnik (1974a), Sercu (1980), Stulz (1981), Adler y Dumas (1983)... Nosotros hemos recurrido nuevamente al modelo original de Solnik (1974a) para realizar unos contrastes con un número significativo de índices y periodos, utilizando tests univariantes y multivariantes.

Así, los resultados de la contrastación del modelo de valoración IAPM propuesto por Solnik (1974a) nos han revelado un comportamiento suficientemente bueno del mismo. Es decir, existe un premio por el riesgo internacional basado en la relación de los títulos con el mercado.

Complementando este modelo, aunque no aparecen los datos en el artículo⁹, se analizó la posible influencia de tres variables fundamentales: los ratios Valor de Mercado/Valor en Libros, Valor de Mercado/Cash-Flow, Yield (rentabilidad por dividendo). Así se realizaron dos tipos de contraste¹⁰:

- Contraste multivariante de serie temporal donde se analizó la significatividad del coeficiente de cada variable en el global de los índices manejados: en este caso, merece la pena destacar el hecho de que para el periodo 1987-1994 se acepta la no significatividad, y por lo tanto la no influencia de las tres variables.

⁹ El lector puede consultar los datos concretos en Larrinaga (1997).

¹⁰ En lo que sigue resumiremos, únicamente, los resultados referentes al último periodo (1987-1994).

- Contraste transversal con medias, donde podemos destacar cómo en el periodo 1987-1994 aparece premiado el ratio Valor de Mercado/Cash-Flow, con signo positivo, lo que puede extrañar al lector.

Por último, reseñar la posible influencia del ratio Valor de Mercado/Valor en Libros en el periodo 1987-1994¹¹, con un signo positivo, a pesar de que lo lógico era esperar lo contrario. En este punto conviene indicar que estos resultados comulgan con los indicados por Ferson y Harvey (1994).

La conclusión de estos resultados es que las variables fundamentales, o no influyen, o cuando lo hacen su signo no es el lógicamente esperado. De hecho, los signos son poco consistentes entre periodos.

Por otro lado, la alternativa al modelo IAPM, el modelo del IAPT, parece apoyar en cierta medida estos resultados, ante el hecho de la aparición de un factor claramente relacionado con el mercado. Esta versión no excluye la aparición de otras fuentes de riesgo adicionales.

La versión que proponemos de IAPT permite una comparación más clara con los resultados del IAPM.

Bibliografía

- ADLER, M. y B. DUMAS (1983): "International Portfolio Choice and Corporation Finance: a synthesis", *Journal of Finance*, Junio, vol. 38, págs. 925-984.
- BANSAL, R., D. A. HSIEH y S. VISWANATHAN (1993): "A New Approach to International Arbitrage Pricing", *Journal of Finance*, vol. 48, págs. 1719-1747.
- BLACK, F, M.C. JENSEN y M. SCHOLES (1972): "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Test" en Jensen ed., *Studies in the Theory of Capital Markets*, Praeger, Nueva York, págs. 79-121.
- CHO, D.C., C.S. EUN y L.W. SENBET (1986): "International Arbitrage Pricing Theory, an Empirical Investigation", *Journal of Finance*, vol. 41, págs. 313-329.
- DUMAS, B. y B. SOLNIK (1995): "The World Price of Foreign Exchange Risk", *Journal of Finance*, vol. 50, págs. 445-477.

¹¹ Se realizó una estimación de los coeficientes asociados a cada variable (en serie temporal) mediante la metodología SUR sujeta a la restricción de que la influencia de cada variable era la misma para todos los índices considerados.

- ERRUNZA, V. y E. LOSQ (1985): "International Asset Pricing under Mild Segmentation: Theory and Tests", *Journal of Finance*, vol. 40, págs. 105-124.
- FAMA, E.F. y J.D. MACBETH (1973): "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests", *Journal of Political Economy*, Mayo-Junio, págs. 607-636.
- FERSON, W. y C.R. HARVEY (1994): "An Exploratory Investigation of the Fundamental Determinants of National Equity Market Returns", en *The Internationalization of Equity Markets*, Frankel eds., University of Chicago Press, Chicago, págs. 59-149.
- GIBBONS, M.R., S.A. ROSS y J. SHANKEN (1989): "A Test of the Efficiency of a Given Portfolio", *Econométrica*, vol. 57, págs. 1121-1152.
- GOMEZ-BEZARES, F., J.A. MADARIAGA y J. SANTIBAÑEZ (1994): *Valoración de Acciones en la Bolsa Española*, Desclee de Brouwer, Bilbao.
- GOMEZ-BEZARES, F., J.A. MADARIAGA y J. SANTIBAÑEZ (1995): "El CAPM: Metodologías de Contraste", *Boletín de Estudios Económicos*, Diciembre, Bilbao, vol. 50, nº 156, págs. 557-582.
- GRAUER, F.L., R.H. LITZENBERGER y R.E. STEHLE (1976): "Sharing Rules and Equilibrium in an International Capital Market Under Uncertainty", *Journal of Financial Economics*, vol. 3, págs. 233-256.
- IKEDA, S. (1991): "Arbitrage Asset Pricing under Exchange Risk", *Journal of Finance*, Marzo, vol. 46, págs. 447-455.
- KORAJCZYK, R. y C. VIALLET (1992): "Equity Risk Premia and the Pricing of Foreign Exchange Risk", *Journal of International Economics*, 33, págs. 199-219.
- LARRINAGA, M.A. (1997): *La Diversificación Internacional*, Tesis Doctoral, Universidad Comercial de Deusto, Bilbao.
- LEVY, H y Z. SARNAT (1970): "International Diversification of Investment Portfolios", *American Economic Review*, Septiembre, págs. 668-675.
- LINTNER, J. (1965): "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets", *Review of Economics and Statistics*, Febrero, págs. 13-37.
- MILLER, M.H. y M. SCHOLES (1972): "Rates of Return in Relation to Risk: a Re-examination of Some Recent Findings", en Jensen ed., *Studies in the Theory of Capital Markets*, Praeger, Nueva York, págs. 47-78.
- MITOO, U. R. (1992): "Evidence on Integration in the Canadian Stock Market", *Journal of Finance*, vol. 47, págs. 2034-2054.
- MOSSIN, J. (1966): "Equilibrium in a Capital Asset Market", *Econometrica*, Octubre, págs. 768-783.

- NOVALES, A. (1993): *Econometría*, McGraw-Hill, Madrid, 2º Ed.
- QUAN, D.C. y S. TITMAN (1997): "Commercial Real Estate Prices and Stock Market Returns: an International Analysis", *Financial Analysts Journal*, Mayo-Junio, págs. 21-34.
- ROLL, R. (1988): "The International Crash of October 1987", *Financial Analysts Journal*, Septiembre-Octubre, págs. 19-35.
- ROLL, R. y B. SOLNIK (1977): "A Pure Foreign Exchange Asset Pricing Model", *Journal of International Economics*, Mayo, págs. 161-179.
- ROSS, S.A. (1976): "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", *Journal of Economic Theory*, Diciembre, págs. 341-360.
- SERCU, P. (1980): "A Generalisation of the International Asset Pricing Model", *Revue de l'Association Française de Finance*, Junio, págs. 91-136.
- SHANKEN, J. (1982): *An Analysis of the Traditional Risk-return Model*, Unpublished Doctoral Dissertation, Graduate School of Business, Carnegie-Mellon University, Pittsburgh, PA.
- SHANKEN, J. (1985): "Multivariate Tests of the Zero-Beta CAPM", *Journal of Financial Economics*, 14, págs. 327-348.
- SHANKEN, J. (1992): "On the Estimation of Beta-Pricing Models", *The Review of Financial Studies*, 5, págs. 1-33.
- SHARPE, W.F. (1964): "Capital Asset Prices: a Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", *Journal of Finance*, vol. 19, págs. 425-442.
- SOLNIK, B. (1974a): "An Equilibrium Model of the International Capital Market", *Journal of Economic Theory*, vol. 8, págs. 500-524.
- SOLNIK, B. (1974b): "An International Market Model of Security Price Behaviour", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Septiembre, págs. 537-554.
- SOLNIK, B. (1974c): "The International Pricing of Risk: an Empirical Investigation of the World Capital Market Structure", *Journal of Finance*, vol. 29, págs. 365-378.
- SOLNIK, B. (1977): "Testing International Asset Pricing: Some Pessimistic Views", *Journal of Finance*, vol. 32, págs. 503-512.
- SOLNIK, B. (1983): "International Arbitrage Pricing Theory", *Journal of Finance*, vol. 38, págs. 449-457.
- SOLNIK, B. (1993): *Predictable Time-Varying Components of International Asset Returns*, The Research Foundation of The Institute of Chartered Financial Analysts, Charlottesville, Virginia.

STULZ, R.M. (1981): "A Model of International Asset Pricing", *Journal of Financial Economics*, vol. 9, págs. 383-406.

UPPAL, R. (1993): "A General Equilibrium Model of International Portfolio Choice", *Journal of Finance*, vol. 48, págs. 529-553.