

EL MODELO DE VALORACIÓN APT: ANÁLISIS PARA EL MERCADO ESPAÑOL Y A NIVEL INTERNACIONAL

Octavio Maroto Santana
Rosa María Cáceres Apolinario
Juan García Boza

RESUMEN

Hoy en día, diversos autores se centran en enmarcar el riesgo de una inversión bajo un entorno multifactorial en el cual existan diferentes fuentes de riesgo que influyan en la rentabilidad esperada de un activo financiero, siendo el APT uno de los modelos utilizados. Una de las variantes de este modelo es el IAPT, formulado inicialmente por Solnik (1983). En este sentido, el objetivo principal de este trabajo es doble, por un lado se pretende contrastar el modelo de valoración de activos APT en el mercado bursátil español, y por otro lado, la contrastación empírica del modelo IAPT a nivel internacional.

PALABRAS CLAVE: modelos de valoración, APT, IAPT.

ABSTRACT

Actually, many authors frame the investment risk under a multifactorial context, existing different sources of risk that influence the expected return from financial assets, being the APT one of the used models. One of the variants of this model is the IAPT, formulated initially by Solnik (1983). In this sense, the aim of this paper is focussed in a double purpose. On the one hand, to contrast the APT model on the Spanish Stock Market, and on the other hand, to contrast the IAPT model internationally.

KEY WORDS: Asset pricing, APT, IAPT.

1.- INTRODUCCIÓN

Desde que Markowitz (1952) y Sharpe (1963) enmarcaran las decisiones de inversión en un contexto de media-varianza a través de la Teoría de Carteras y la Teoría del Mercado de Capitales, son numerosos los estudios realizados de cara a obtener un modelo de valoración de activos financieros que intente explicar las variaciones en la rentabilidad de los distintos activos que se negocian en los mercados bursátiles. Inicialmente los estudios se centraron en tomar como única medida relevante del riesgo individual de cada activo financiero o cartera de valores el coeficiente beta o covarianza entre el rendimiento de dicho activo o cartera y el rendimiento de la cartera de mercado, siendo precisamente la existencia de un único factor de riesgo una de las críticas más extendidas a estos modelos. Es por ello que muchos autores se inclinan por enmarcar el riesgo de una inversión bajo un entorno multifactorial, en el cual existan, además del riesgo asociado al mercado, otras fuentes de riesgo que influyan en la rentabilidad esperada de un activo financiero o en la de una cartera de valores. Así, como alternativa al modelo de un único factor, Ross (1976) propone el modelo APT (Arbitrage Pricing Theory).

El modelo Arbitrage Pricing Theory (APT) se ha convertido en uno de los modelos de valoración de activos financieros más contrastados en los últimos tiempos. Una de las variantes de éste ha dado lugar al modelo International Arbitrage Pricing Theory (IAPT), formulado inicialmente por Solnik (1983), el cual se basa fundamentalmente en el modelo APT nacional, pero siempre teniendo en cuenta que el marco en el que se engloba este modelo es de carácter supranacional y no doméstico. Este modelo supone la no existencia de oportunidades de arbitraje, es decir, la no existencia de descompensaciones en los precios de los activos, tales que permitan ganar dinero comprando un activo financiero en un mercado y simultáneamente vendiendo dicho activo en otro mercado⁹³. Solnik (1983) destaca que en un contexto internacional, para que la teoría del arbitraje sea válida, ésta ha de ser independiente de la moneda elegida para realizar la estimación del modelo. En otras palabras, la estructura de m factores que se obtenga al estimar el APT ha de ser la misma, tanto al determinar las rentabilidades de los activos utilizados con precios valorados, por ejemplo, en dólares de Estados Unidos, libras inglesas o yenes japoneses.

Es por ello que el presente trabajo tiene como objetivo contrastar los citados modelos de múltiples factores de riesgo tanto desde un punto de vista doméstico, utilizando para ello del mercado español, como desde un punto de vista internacional, seleccionando en este caso diferentes carteras representativas de mercados de valores internacionales. En caso de aceptarse el cumplimiento de estos modelos, se procede a identificar los factores obtenidos.

El contenido de este trabajo se presenta de la forma siguiente. En la sección 2, se recoge la descripción de la muestra a utilizar. A continuación, la sección 3 se centra en la estimación de un modelo factorial a nivel nacional e internacional con el propósito de obtener un número relativamente pequeño de factores. En la sección 4 se lleva a cabo la estimación del modelo APT en el mercado español y el modelo IAPT a nivel internacional. La identificación de los factores que han resultado estadísticamente significativos en el modelo se recoge en la sección 5. Por último, se exponen las conclusiones más relevantes de nuestro estudio.

2.- LA MUESTRA OBJETO DE INVESTIGACIÓN

a) Mercado español

Los datos utilizados para la muestra del mercado español están formados por rentabilidades instantáneas mensuales, ajustadas por dividendos, splits y ampliaciones de capital de acciones que han cotizado en el mercado bursátil español durante el período comprendido entre enero de 1991 y diciembre de 2000. Con dicha base de datos construimos dos muestras, una de activos individuales y otra de carteras por tamaño. Como cartera de mercado se toma distintas aproximaciones, utilizándose tres índices bursátiles: el IGBM, un índice equiponderado y un índice ponderado por capitalización, construyéndose los dos últimos tanto para la muestra de activos individuales como para la de carteras por tamaño.

Para la selección de ambas muestras, partimos inicialmente de la totalidad de activos que cotizan en el mercado a 31 de diciembre de 2000. La muestra de títulos individuales está constituida por todos los activos que han cotizado en más del 75% de las sesiones diarias correspondientes a cada uno de los diez años. En cambio, a los

⁹³ En este sentido, Grauer, Litzenberger y Stehle (1976) comentan que si obtenemos la paridad entre monedas de forma exacta en cada momento, la cartera de mercado mundial sería la única fuente de riesgo que tendría el modelo de valoración.

títulos pertenecientes a la muestra de carteras no se les ha exigido ningún requisito de frecuencia de contratación, siendo seleccionados un total de 141 títulos, asignando cada uno de ellos a una de las 10 carteras por tamaño, en función de su capitalización bursátil.

b) Mercado internacional

Para la muestra de mercados internacionales se ha seleccionado un conjunto de carteras representativas de los distintos mercados internacionales incluidos en el trabajo, así como de activos denominados libres de riesgo. De cada país, hemos elegido una cartera de valores constituida por el conjunto de activos que en el país correspondiente son utilizados a efectos del cálculo del índice oficial publicado por Morgan and Stanley Capital International (MSCI). Por tanto, la metodología seguida para la confección de los índices MSCI94 tiene como resultado un conjunto de índices compuestos por el valor de mercado de las acciones de las empresas que actúan en dicha nación ajustadas por dividendos y que pueden ser vendidas y compradas sin restricción alguna por inversores de cualquier nacionalidad, sea ésta o no la misma que la correspondiente al mercado en el que cotizan dichas acciones. Estas características nos permiten asociar los índices publicados por MSCI a carteras de valores representativas de cada mercado nacional, cuyas rentabilidades serán utilizadas en el presente trabajo. Por lo tanto, tenemos rentabilidades mensuales de 20 mercados internacionales desde 1994 a 2002. Los países incluidos en nuestra investigación son los siguientes: Alemania, Australia, Austria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, España, Estados Unidos, Finlandia, Francia, Holanda, Irlanda, Italia, Japón, Noruega, Nueva Zelanda, Portugal, Reino Unido, Suecia y Suiza.

Como cartera de mercado mundial, consideramos un valor medio compuesto por las carteras de todos los países integrantes de la muestra, ponderadas éstas en función de la importancia relativa que cada nación tiene con respecto al resto de los países que forman parte de dicha cartera de mercado mundial. Como factor ponderador de las distintas carteras, hemos utilizado el peso relativo de cada país en función del Índice de Producción Industrial (IPI) del año 2001. Este porcentaje es publicado por la Organisation for Economic Cooperation and Development (OCDE).

Como activo libre de riesgo hemos utilizado un conjunto de carteras que podemos asociar a los índices de deuda pública Sovereign Debt, facilitados igualmente por MSCI95. Al igual que la cartera representativa del mercado mundial, la cartera internacional libre de riesgo ha sido confeccionada a través de la rentabilidad de las distintas carteras de deuda soberana de los países, ponderados por su importancia relativa con respecto al resto de países de la muestra. Lógicamente, el factor ponderador utilizado ha sido calculado utilizando el mismo índice que el correspondiente a la cartera de mercado.

3.-ESTIMACIÓN DEL MODELO FACTORIAL EN EL MERCADO ESPAÑOL Y A NIVEL INTERNACIONAL

Antes de realizar el contraste del modelo APT, es necesario conocer si existen factores comunes a las rentabilidades incluidas en nuestro estudio. Para ello, hemos utilizado la técnica del análisis factorial con el objetivo de obtener un número relativamente pequeño de factores comunes, los cuales puedan ser utilizados para

⁹⁴ Las normas de construcción de estos índices vienen recogidas en MSCI Enhanced Methodology (2001).

⁹⁵ Una característica a tener en cuenta de estos índices es que son emitidos en la moneda oficial de cada país, no pudiéndose incluir en estas carteras aquellos activos de renta fija que sean emitidos en otra moneda.

explicar la relación existente entre un conjunto de variables, tratándose en nuestro caso de las rentabilidades de las distintas carteras y títulos valores incluidos en el modelo.

Hemos realizado un análisis previo con el propósito de determinar si la técnica del análisis factorial es adecuada. Este análisis previo se centra en el estudio de la matriz de correlaciones y su determinante, la significatividad de sus coeficientes, el test de Bartlett, el índice Kaiser-Meyer-Olkin, las matrices anti-imagen de varianzas y correlaciones y los coeficientes de medida de adecuación muestral. Hemos realizado este análisis para las distintas muestras confeccionadas en el mercado español, es decir, para títulos individuales y carteras por tamaño, reflejándose en la tabla 2 los resultados obtenidos. Asimismo, en la tabla 3 se recogen dichos resultados pero para la muestra de carácter internacional valorada en las distintas monedas base incluidas en el estudio.

Tabla 2.-Viabilidad del análisis factorial

Medida	Títulos individuales	Carteras por tamaño
Coef correlación	Valores moderados	Valores moderados
Det. matriz corr	0,0000	0,0000
Test de Bartlett	5403,187	1169,013
Índice KMO	0,885	0,923
Matr.anti-imagen	Valores prox. a 0	Valores prox. a 0
Coefficientes MSA	Superior a 0,80	Superior a 0,90

Tabla 3.- Viabilidad del análisis factorial: mercado internacional

Medida	Carteras Internacionales
Coefficientes de correlación	Valores moderados
Det. matriz correlaciones	0,0000
Test de Bartlett	2421,995
Índice KMO	0,905
Matrices anti-imagen	Valores próximos a 0
Coefficientes MSA	Superior a 0,85

Los resultados obtenidos en los distintos contrastes utilizados son en líneas generales satisfactorios, ya que en la totalidad de las muestras, las rentabilidades presentan más de un coeficiente significativo, el determinante de la matriz de correlaciones es bastante pequeño, se rechaza el test de Barlett, el índice KMO es próximo o superior a 0,85, las correlaciones anti-imagen son bajas y los coeficientes MSA son aceptables.

Habiendo comprobado la viabilidad de la aplicación del Análisis Factorial, procedemos a realizar la extracción de los factores comunes. Para ello, en el mercado español utilizamos el método de Máxima Verosimilitud, obteniéndose tantos factores como variables se dispongan en el estudio. Los valores propios así como la proporción de la varianza explicada por los factores obtenidos en la muestra de activos individuales, carteras sectoriales, carteras por tamaño e índices bursátiles se muestran en las tablas 4 y 5.

Si bien en la muestra de activos individuales se ha calculado la proporción de la varianza explicada por cada uno de los factores, sólo se ha expuesto en la tabla 4 los que tengan un valor propio superior a la unidad⁹⁶. En dicha tabla aparecen 10 factores con valores propios superior a la unidad, siendo la proporción acumulada de todos ellos el 68,98%. El primero de los factores explica el 40,69% de la varianza total, el segundo el 5,78% y el tercero el 4,02%, poniéndose de manifiesto que la varianza explicada por el primer factor es ocho veces mayor que la del segundo factor. Si consideramos los siguientes factores con valores propios superiores a la unidad, estaríamos aceptando factores que explican en torno al 2% y al 3% de la varianza total, por lo que hemos considerado mantener los tres primeros factores para el modelo APT, obteniéndose una capacidad explicativa total del 50,49%.

**Tabla 4: Valores propios y proporción de la varianza explicada
(títulos individuales)**

Factor	Valores propios	% varianza	% acumulado
1	21,97	40,69	40,69
2	3,12	5,78	46,47
3	2,17	4,02	50,49
4	1,82	3,37	53,87
5	1,74	3,23	57,10
6	1,63	3,02	60,12
7	1,37	2,55	62,66
8	1,24	2,30	64,97
9	1,09	2,01	66,98
10	1,08	2,00	68,98

Con respecto a la proporción de la varianza explicada correspondientes a las muestras de carteras por tamaño, recogidas en la tabla 5, se desprende la existencia de un solo factor con valor propio superior a uno. Dicho factor explica el 68,53% de la varianza total.

⁹⁶ Según el criterio de Kaiser (1960), se elegirán aquellos factores cuyos autovalores o valores propios sean mayores a la unidad.

Tabla 5: Valores propios y proporción de la varianza explicada(carteras por tamaño)

Factor	Valores propios	% varianza	% acumulado
1	6,85	68,53	68,53
2	0,96	9,59	78,12
3	0,82	8,22	86,34
4	0,30	3,03	89,37
5	0,25	2,49	91,86
6	0,24	2,37	94,23
7	0,18	1,85	96,07
8	0,15	1,51	97,58
9	0,14	1,44	99,02
10	0,10	0,98	100,00

En cuanto a la muestra correspondiente al mercado internacional, para la extracción del conjunto de factores comunes que permiten explicar las variaciones de rentabilidades de las carteras nacionales del modelo, al igual que Korajczyk y Viallet (1989) y Gómez-Bezares y Larrinaga (1998), hemos utilizado el método de componentes principales. Hemos incluido aquéllos que tengan un valor propio superior a la unidad. Los resultados obtenidos al valorar las carteras en las tres monedas base se recogen en la tabla 6:

Tabla 6.- Análisis Factorial: número de factores

Componente	Valor Propio	% Varianza	% Acumulado
1	14,23	44,49	44,497
2	3,416	10,67	55,171
3	1,616	5,051	60,222
4	1,304	4,075	64,296
5	1,070	3,344	67,641

En la citada tabla se refleja que el número de factores que poseen un valor propio superior a la unidad es de cinco al tomar el dólar como moneda de valoración y cuatro para las otras dos monedas base. También cabe destacar que, independientemente de la moneda utilizada en la valoración de las carteras, son los dos primeros factores los que tienen un importante peso relativo, al explicar entre ambos más del 55% de la varianza total. Además, el porcentaje explicado de la varianza total es muy similar para las tres monedas.

4.- CONTRASTE DEL MODELO APT E IAPT

Una vez obtenidas las puntuaciones o realizaciones de los distintos factores de riesgo sistemático para las muestras de activos y carteras por tamaño en el mercado bursátil español y las correspondientes a nivel internacional, procedemos a la contrastación empírica del APT y del IAPT, respectivamente. Para ello, utilizamos la metodología de corte transversal sin medias en el mercado español y la metodología de corte transversal con medias para el mercado internacional.

a) Mercado español

La ecuación de regresión correspondiente a la primera etapa de la metodología de Fama y McBeth (1973), para la muestra de activos considerados individualmente así como la correspondiente a las muestras de carteras se presenta a continuación.

$$\begin{aligned} r_{it} &= \alpha_i + \beta_{i1}F_{1t} + \beta_{i2}F_{2t} + \beta_{i3}F_{3t} + \varepsilon_{it} \\ r_{pt} &= \alpha_p + \beta_{pt}F_{1t} + \varepsilon_{pt} \end{aligned}$$

Tal y como se aprecia, la ecuación de regresión de los títulos individuales recoge tres factores de riesgo sistemático o variables explicativas, mientras que la ecuación correspondiente a las distintas carteras por tamaño sólo presenta un factor de riesgo.

La regresión de sección cruzada para la muestra de títulos individuales y la correspondiente para las carteras de activos y para los distintos índices bursátiles se muestra a continuación:

$$\begin{aligned} r_{it} &= \lambda_{0t} + \lambda_{1t}\beta_{1it} + \lambda_{2t}\beta_{2it} + \lambda_{3t}\beta_{3it} + \varepsilon_{it} \\ r_{pt} &= \lambda_{0t} + \lambda_{1t}\beta_{1pt} + \varepsilon_{pt} \end{aligned}$$

Los resultados medios del contraste de significación individual de los estimadores para las distintas muestras utilizadas se muestran en las tablas 7 y 8. En las mencionadas tablas se recogen el valor medio de los estimadores, su error estándar, el estadístico t y su correspondiente p-valor.

Los resultados medios obtenidos al realizar el contraste del APT a la muestra de activos individuales, tal y como se muestra en la tabla 7, nos indican que la ordenada en el origen toma un valor positivo y es estadísticamente significativa al tomar un error alfa del 5%. Con respecto a las primas de riesgo correspondientes a los tres factores, hay que señalar que ninguna de ellas resulta ser significativa, presentando valores positivos la primera y la tercera mientras que la prima de riesgo del segundo factor es negativa.

Tabla 7: Contraste del APT para los activos

	$\lambda_k^{\bar{}}$	$\sigma_{\lambda_k}^{\bar{}}$	$t(\lambda_k^{\bar{}})$
λ_0	0,014531	0,007032	2,066516 (0,0388)
λ_1	0,020409	0,076442	0,266983 (0,7895)
λ_2	-0,102272	0,089503	-1,142670 (0,2532)
λ_3	0,034275	0,105113	0,326072 (0,7444)

Nota: P-valor entre paréntesis

Con respecto a los resultados obtenidos cuando se ordenan los activos por tamaño, tal y como se recoge en la tabla 8, se obtiene que la ordenada en el origen es positiva y no significativa, siendo la única prima por riesgo del modelo negativa y no relevante a la hora de explicar las variaciones de rentabilidad de las carteras.

Tabla 8: Contraste del APT para las carteras por tamaño

	$\lambda_k^{\bar{}}$	$\sigma_{\lambda_k}^{\bar{}}$	$t(\lambda_k^{\bar{}})$
λ_0	0,039128	0,024166	1,619122 (0,1054)
λ_1	-0,045351	0,192541	-0,235541 (0,8138)

Nota: P-valor entre paréntesis

Por tanto, los resultados obtenidos, tras utilizar el modelo factorial en la contrastación empírica de la aproximación estadística del APT en el mercado español, nos indican que ninguno de los factores de riesgo considerados puede explicar las variaciones de rentabilidades de sección cruzada de los distintos títulos y carteras, por lo que no se va llevar a cabo la interpretación económica de los mencionados factores comunes.

b) Mercado internacional

Para el contraste del modelo, la metodología que hemos utilizado es la de corte transversal con medias, siendo la variable dependiente la rentabilidad media de las carteras nacionales en un período concreto. Por tanto, hemos de estimar el siguiente modelo:

$$E_i = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_{1i}^{\bar{}} + \lambda_2 \beta_{2i}^{\bar{}} + \dots + \lambda_k \beta_{ki}^{\bar{}} \quad , \quad i = 1, 2, \dots, N$$

Esta regresión implica ajustar las rentabilidades medias de las carteras nacionales con los premios por riesgo sistemático, estimados con anterioridad. De esta regresión hemos de comprobar la significación estadística de los coeficientes λ_j , tanto de forma individual como de forma conjunta, así como la igualdad de λ_0 a su respectivo valor teórico⁹⁷. Para el contraste de forma individual, tomamos una distribución t de Student con N-2 grados de libertad, siendo la hipótesis nula la no significatividad de cada coeficiente. En cuanto a la contrastación de forma conjunta, el estadístico de contraste es una χ^2 , rechazándose la hipótesis nula cuando exista al menos un coeficiente λ_j no nulo⁹⁸.

La tabla 9 refleja los resultados obtenidos de la estimación individual de los cinco coeficientes λ_j incluidos en el modelo al tomar el dólar como moneda de valoración de las carteras nacionales.

Tabla 9.- Resultados significación individual IAPT

Hipótesis Nula	Coefficiente	t-estadístico	P-valor
$\lambda_0=0$	0,0020	0,5198	0,6076
$\lambda_1=0$	0,0393	0,4025	0,6906
$\lambda_2=0$	-0,1073	-3,9593	0,0005
$\lambda_3=0$	0,1137	3,1718	0,0039
$\lambda_4=0$	0,0927	1,7642	0,0895
$\lambda_5=0$	0,0439	1,0980	0,2823

De la citada tabla, podemos comprobar, en primer lugar, que de los cinco factores extraídos del análisis factorial, solamente el factor 2 y el factor 3 son estadísticamente distintos de cero para un nivel de significación del 5%. En cuanto al signo del coeficiente, el factor 2 presenta una relación negativa con respecto a la rentabilidad media de las carteras nacionales, por lo que un aumento unitario en este factor supondría un descenso en la rentabilidad media de las carteras nacionales de 0,10. Por otro lado, el coeficiente del tercer factor es positivo, por lo que un aumento de éste implica un aumento de la rentabilidad media. Cabe destacar, además que el coeficiente R² de esta regresión es del 67,34%.

Además, al igual que Ferson y Harvey (1993), hemos realizado el contraste de forma conjunta a través del test de Wald, obteniendo un valor del estadístico χ^2 de 53,610, por lo que los coeficientes de los 5 factores analizados no son nulos conjuntamente. Este resultado está en la línea de Harvey, Solnik y Zhou (1994), cuyos resultados sugieren que es necesario un modelo con más de un factor explicativo de los cambios en rentabilidades de los índices nacionales.

También es de destacar que el valor del estadístico t perteneciente a la constante es de 0,5198, por lo que no podemos rechazar la hipótesis nula de igualdad a 0 de la misma. No obstante, sí se verifica la hipótesis de

⁹⁷ Al igual que Gómez-Bezares y Larrinaga (1998) hemos tomado como activo libre de riesgo el correspondiente al país al que pertenece la moneda utilizada en el modelo

⁹⁸ También podemos contrastar de forma conjunta a través de una F de Snedecor.

igualdad al valor medio de la cartera de activos libres de riesgo perteneciente a Estados Unidos⁹⁹. El valor del coeficiente de la distribución χ^2 es de 0,7678, por lo que se acepta la hipótesis nula con una probabilidad asociada del 38,08%100.

En síntesis, tras comprobar la existencia de coeficientes λ_j distintos de cero y aceptar la hipótesis nula de igualdad al valor medio de la cartera de activos libres de riesgo, podemos aceptar el modelo de valoración IAPT bajo la metodología de corte transversal con medias utilizando el dólar como moneda de valoración de los precios de los activos que integran las distintas carteras nacionales¹⁰¹.

5.- IDENTIFICACIÓN DE LOS FACTORES

Una vez realizado el contraste del modelo IAPT y obtener, al menos, algún coeficiente significativo, es necesario interpretar cada uno de estos factores, relacionándolos con variables financieras observables.

Como sabemos, uno de los grandes inconvenientes que tiene el modelo IAPT es darle un significado financiero a cada uno de los premios por riesgo que explican las variaciones en la rentabilidad de las carteras nacionales de nuestra investigación. Al encontrarnos bajo un contexto internacional, Solnik (1983) cita dos problemas fundamentales de este proceso de identificación. El primero de ellos hace referencia a la obtención de los datos relativos a las variables observables que podamos asociar a estos premios por riesgo, lo cual no suele ser sencillo. El segundo problema se refiere a la técnica utilizada para obtener una identificación exacta. En este sentido, una de las formas que tenemos para realizar este proceso de identificación es a través del coeficiente de correlación entre cada factor y un conjunto de variables que los puedan interpretar.

Según Harvey, Solnik y Zhou (1994), la cartera de mercado mundial juega un papel fundamental como factor influyente en las distintas rentabilidades de las carteras nacionales. En el caso de existir solamente este factor, estaríamos ante el modelo internacional IAPM.

En cuanto al segundo posible factor, Alder y Dumas (1983) y Dumas y Solnik (1993) introducen las posibles desviaciones de la paridad de las distintas monedas que intervengan en el modelo. Estas desviaciones estarían recogidas en un premio por rentabilidad asociado a las variaciones en los tipos de cambio. Harvey, Solnik y Zhou (1994) recogen este segundo factor en una cartera en la que se incluyen 10 países.

En cuanto a los otros posibles factores que puedan aparecer, Chen, Roll y Ross (1986) consideran las siguientes variables macroeconómicas: movimientos no anticipados en la estructura temporal de los tipos de interés; los cambios no anticipados en las expectativas sobre el premio o prima por riesgo; la inflación no anticipada; los cambios no anticipados en el nivel de expectativas en la producción industrial; y los cambios en la tasa real. Estas variables macroeconómicas son utilizadas como referencia para Harvey, Solnik y Zhou (1994), los cuales

⁹⁹ El valor medio de la citada cartera es del 0,5427%.

¹⁰⁰ También aceptamos la citada hipótesis nula cuando utilizamos la cartera mundial de activos libres de riesgo con una probabilidad del 91,69%.

¹⁰¹ No obstante, según Solnik (1983) los resultados no deben diferir sustancialmente de los obtenidos con otras monedas

intentan identificar otro factor atendiendo a las variaciones en el precio del petróleo, cambios en la producción industrial de los países integrantes de la OCDE y los cambios en la inflación de dichas naciones. En este sentido, Ferson y Harvey (1993) incluyen además como posibles variables a explicar la rentabilidad de las carteras nacionales, las expectativas de inflación a largo plazo, la diferencia entre los tipos de interés y la tasa de inflación en los países integrantes del G-7; y el cambio en el diferencial entre el tipo de interés de los depósitos en euros y el tipo de interés de las letras a 90 días de Estados Unidos.

Por lo tanto, tomando como referencia los coeficientes reflejados en las matrices de pesos factoriales y en función de las variables observables enumeradas por la literatura financiera, hemos seleccionado primeramente el siguiente conjunto de variables:

- Rentabilidad de la cartera de mercado mundial. Esta cartera está formada por todas las carteras nacionales incluidas en la investigación. La valoración de la misma la realizaremos en dólares. Al igual que Harvey, Solnik y Zhou (1994) hemos calculado de forma ponderada esta cartera de mercado mundial.
- Rentabilidad de la cartera formada por los países del G-7. Hemos creído oportuno además introducir la rentabilidad de los 7 países más desarrollados del mundo¹⁰². Esta cartera ha sido proporcionada por MSCI y se ha calculado de forma ponderada.
- Rentabilidad de la cartera mundial de activos libres de riesgo. Esta cartera está formada por las rentabilidades de las carteras nacionales libres de riesgo de 20 países incluidos en la investigación¹⁰³.
- Variaciones en los tipos de cambio. En este caso, tendremos 31 variables representativas de las variaciones mensuales experimentadas por el tipo de cambio de cada moneda del estudio frente al dólar estadounidense.
- Tasa mensual de inflación. Esta variable la hemos calculado como la variación mensual en el índice armonizado de precios de consumo de la Unión Europea.
- Variación en el precio del petróleo. Recogemos con esta variable las variaciones en dólares registradas en el precio del barril de petróleo.

El procedimiento utilizado para relacionar el conjunto de variables observables con los factores relevantes del modelo IAPT es a través de las puntuaciones factoriales. Asociaremos cada factor con aquella variable con la que el coeficiente de correlación entre los valores de la misma y las puntuaciones factoriales sea mayor¹⁰⁴.

¹⁰² Estos países son: Alemania, Canadá, Estados Unidos, Francia, Italia, Japón y Reino Unido.

¹⁰³ Estos países son: Alemania, Australia, Austria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, España, Estados Unidos, Finlandia, Francia, Holanda, Irlanda, Italia, Japón, Noruega, Nueva Zelanda, Portugal, Reino Unido, Suecia y Suiza.

¹⁰⁴ Lógicamente, dicho coeficiente de correlación ha de ser significativo.

En la tabla 10 se recogen las correlaciones existentes entre los factores que han resultado significativos al utilizar el dólar como moneda de valoración¹⁰⁵ y las variables anteriormente descritas.

Tabla 10.- Coeficientes de correlación entre variables y factores significativos

	F 2	F 3	F 4		F 2	F 3	F 4
IPC UE	0,000	0,090	0,060	TC-N.Zelanda	-0,130	-0,115	-0,280
G-7	0,000	-0,208	0,112	TC-Noruega	0,108	-0,229	-0,100
Pr. Petróleo	0,116	-0,280	0,141	TC-Portugal	-0,043	-0,212	0,030
Mundial	0,162	-0,020	-0,021	TC-España	0,000	-0,210	0,020
Libre Riesgo	-0,100	0,102	0,024	TC-Suecia	0,259	-0,112	-0,210
TC-Alemania	0,020	-0,292	-0,008	TC-Suiza	0,219	-0,338	-0,210
TC-Australia	-0,200	0,054	-0,331	TC-R. Unido	0,180	-0,058	-0,110
TC-Austria	0,000	-0,220	0,030	TC-Hong-Kong	0,068	-0,093	-0,350
TC-Bélgica	0,000	-0,217	0,021	TC-Singapur	-0,360	-0,280	0,000
TC-Canadá	-0,190	0,150	0,147	TC-Indonesia	-0,410	-0,170	0,205
TC-Dinamarca	0,238	-0,348	-0,157	TC-Corea	-0,169	-0,025	-0,340
TC-Francia	0,000	-0,229	0,023	TC-Malasia	-0,480	-0,140	0,201
TC-Finlandia	0,000	-0,220	0,010	TC-Filipinas	-0,402	-0,216	-0,100
TC-Italia	0,000	-0,205	0,028	TC-Taiwán	-0,270	0,000	0,040
TC-Japón	-0,100	-0,159	-0,383	TC-Tailandia	-0,347	-0,207	0,090
TC-Holanda	0,000	-0,275	-0,003	TC-Chile	-0,058	0,071	0,109
TC-Grecia	-0,100	-0,200	0,020	TC-México	-0,100	0,159	0,090
TC-Irlanda	0,217	-0,110	-0,140	TC-Turquía	0,000	0,177	0,139

Según se desprende de la citada tabla, de los tres factores significativos al tomar como moneda base el dólar, podemos asociar el factor 2 a un conjunto de monedas, cuya relación radica en su proximidad geográfica. Además, los mayores coeficientes de correlación del factor 4 coinciden con los tres países asiáticos con mayor desarrollo. Una posible explicación a la importancia que en nuestro modelo se le atribuye a las monedas pertenecientes a estos países puede ser la denominada crisis financiera del Sudeste Asiático, la cual tiene como punto de partida la devaluación del bath tailandés el 2 de julio de 1997, extendiéndose posteriormente a los mercados financieros de Malasia e Indonesia, llegando a afectar de forma notable a las economías de Hong-Kong, Japón y Corea. Según Ontiveros (1998), una de las implicaciones de esta crisis financiera radica en la falta de estabilidad de los sistemas bancarios y mercados financieros de los países de la región. Esta inestabilidad se pone de manifiesto fundamentalmente con fuertes depreciaciones de las monedas de dichos países, así como en profundas caídas de sus índices bursátiles.

En cuanto a los factores que no han resultado significativos, es de destacar la alta correlación existente entre el factor 1 y la cartera de mercado mundial, superando el coeficiente de correlación lineal el 98%. Asimismo, la correlación entre este factor y la cartera compuesta por los países del G-7 es igualmente alta, lo cual implica la gran similitud existente entre estas dos variables observables, a pesar de que su cálculo es diferente.

¹⁰⁵ A pesar de existir solamente dos factores significativos al 5%, hemos creído oportuno incluir además el factor 4, el cual es significativo al 10%.

Finalmente, debido a la especial importancia que en nuestro modelo han cobrado los tipos de cambio frente al dólar de las monedas de los países emergentes asiáticos, hemos construido, al igual que Harvey, Solnik y Zhou (1994), dos variables que recojan las variaciones de estas monedas:

- TC-A\$: esta variable está formada por la media aritmética de las variaciones en los tipos de cambio frente al dólar de las monedas de Malasia, Indonesia, Filipinas, Singapur, Tailandia y Taiwán.

- TC-B\$: hemos calculado esta variable a través de la media aritmética de las rentabilidades de los tipos de cambio frente al dólar de las monedas de Japón, Corea y Hong-Kong.

En la tabla 11 se recogen los coeficientes de correlación de estas dos variables con respecto a los cinco factores del modelo. Hemos creído oportuno incluir además la variable que hace referencia a la cartera de mercado mundial:

Tabla 11.- Coeficientes de correlación entre factores y nuevas variables (moneda dólar)

	F 1	F 2	F 3	F 4	F 5
TC-A\$	-0,274	-0,477	-0,215	0,150	-0,192
TC-B\$	-0,275	-0,157	-0,097	-0,454	-0,159
Mundial	0,980	0,162	-0,020	-0,021	0,068

De la citada tabla es de destacar que la primera de las variables incorpora un coeficiente de correlación superior al 47%, lo cual viene a resaltar la importancia que de forma conjunta han tenido durante el período muestral las fluctuaciones de las monedas de estos países. Podemos comprobar también que, al agrupar las variaciones de las monedas de las tres economías asiáticas más fuertes, el coeficiente de correlación lineal con respecto al cuarto factor se incrementa hasta el 45%.

En cuanto al proceso de identificación de los factores, podemos comprobar que en los tres casos la Crisis Asiática, manifestada por las variaciones de las monedas de los países de la zona, es uno de los premios por riesgo que recoge el modelo IAPT, independientemente de la moneda utilizada en la valoración de las carteras nacionales. También influye en el modelo la variación de los tipos de cambio de Corea y Japón¹⁰⁶, los cuales podemos catalogarlos como los países asiáticos más industrializados, a pesar de que el factor que representa a esta variable es significativo al 5% solamente al tomar el dólar como moneda de valoración.

Otra de las variables que podemos ver que influye en las tres formas de valorar las carteras nacionales es la que hace referencia a la cartera de mercado mundial, bien calculada de forma equiponderada o con los países integrantes del G-7. En este sentido, esta variable presenta un coeficiente de correlación superior al 90%.

¹⁰⁶ Lógicamente, la variación del yen sólo aparece en los dos primeros casos, o sea, ante el dólar y la libra.

6.- CONCLUSIONES

El objetivo del presente trabajo de investigación ha sido contrastar el modelo de valoración de activos APT tanto para el mercado español como para una muestra internacional utilizando el dólar como moneda base.

En cuanto al mercado bursátil español, los resultados obtenidos nos indican que ninguno de los factores de riesgo considerados puede explicar las variaciones de rentabilidades de sección cruzada de los distintos títulos y carteras, por lo que no se ha llevado a cabo la interpretación económica de los mencionados factores comunes.

En cuanto al mercado internacional los resultados que nos permiten ser optimistas en cuanto a la existencia de factores de riesgo adicionales a la cartera de mercado mundial, pudiendo identificarlos con variaciones en los tipos de cambio de varias naciones frente a la moneda utilizada para valorar las carteras nacionales. En este sentido, los resultados mejoraron notablemente tras agrupar las variaciones de distintas monedas por áreas geográficas, quedando probada la influencia que tuvo la Crisis Asiática en el período de estudio analizado.

BIBLIOGRAFÍA

- Alder, M. y B. Dumas (1983), "International Portfolio Choice and Corporation Finance: a Synthesis", *The Journal of Finance*, vol. 38, pp. 925-984.
- Dumas, B. y B. Solnik (1995) "The World Price of Foreign Exchange Risk", *The Journal of Finance*, vol. 50, pp. 445-447.
- Ferson, W. y C. Harvey (1993) "The Risk and Predictability of International Equity Returns", *Review of Financial Studies*, nº 6, pp. 527-566.
- Gómez-Bezares, F y M. Larrinaga (1998), "Modelos Internacionales de Valoración de Activos: Contrastación Empírica", *VI Foro de Finanzas* (Jaén), pp. 439-456.
- Grauer, F., R. Litzberger, y R. Stehle (1976), "Sharing rules and equilibrium in an international capital market under uncertainty", *Journal of Financial Economics*, nº3, pp. 233-256.
- Harvey, C., B. Solnik, y G. Zhou (1994), "What Determines Expected International Asset Returns?", *Documento de trabajo nº 4660 de National Bureau of Economic Research*. Cambridge.
- Korajczyk, R. y C. Viallet (1989), "An Empirical Investigation of International Asset Pricing", *The Review of Financial Studies*, vol. 2, nº 4, pp. 553-585.
- Markowitz, H. (1952), "Portfolio Selection", *The Journal of Finance*, pp. 77-91.
- MSCI Enhanced Methodology (2001), MSCI Methodology Book.
- Ontiveros, E. (1998), "La Crisis Asiática: implicaciones y lecciones", *Análisis Financiero*, vol. diciembre-enero, pp. 3-37.
- Ross, S. (1976), "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", *Journal of Economic Theory*, vol. 13, pp. 341-360.
- Sharpe, W. (1963), "A Simplified Model of Portfolio Analysis", *Management Science*, vol. 9, nº 2, pp. 277-293.
- Solnik, B. (1983), "International Arbitrage Pricing Theory", *Journal of Finance*, vol. 38, pp. 449-457.