



Fac. CC. Económicas y Empresariales
Universidad de La Laguna



Fac. CC. Económicas y Empresariales
Univ. de Las Palmas de Gran Canaria

El efecto de la crisis asiática en los mercados internacionales bajo la óptica del modelo de valoración IAPT

O. Maroto Santana y J. García Boza *

DOCUMENTO DE TRABAJO 2004-08

* Universidad de Las Palmas de G.C. Departamento de Economía Financiera y Contabilidad.

EL EFECTO DE LA CRISIS ASIÁTICA EN LOS MERCADOS INTERNACIONALES BAJO LA ÓPTICA DEL MODELO DE VALORACIÓN IAPT

Octavio Maroto Santana (omaroto@defc.ulpg.es)

Juan García Boza (jgboza@defc.ulpgc.es)

Universidad de Las Palmas de Gran Canaria

Departamento de Economía Financiera y Contabilidad

Saulo Torón, 4, edificio departamental D, 35017

Las Palmas de Gran Canaria

EL EFECTO DE LA CRISIS ASIÁTICA EN LOS MERCADOS INTERNACIONALES BAJO LA ÓPTICA DEL MODELO DE VALORACIÓN IAPT

RESUMEN

Muchos investigadores del campo de las finanzas se han inclinado 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, siendo el IAPT uno de los modelos utilizados para ello. En este sentido, el objetivo principal de este trabajo es contrastar el modelo de valoración de carácter internacional IAPT para una muestra de 32 carteras nacionales durante el período temporal 1993-2002. Además, al encontrarse dentro del período temporal la Crisis Asiática de 1997, la cual afectó a prácticamente la totalidad de economías mundiales, supone un aspecto de especial interés, sobre todo por conocer si el modelo de valoración utilizado es capaz de recoger de forma diferenciada los efectos que sobre el comportamiento de los mercados financieros ha tenido el citado período de crisis. Hemos realizado este contraste utilizando tres monedas base con el propósito de verificar si se cumple la irrelevancia de la moneda utilizada en la valoración.

Palabras clave: IAPT, Crisis Asiática, moneda base.

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 financieros que se negocian en los mercados bursátiles. Así, desde un punto de vista internacional, el modelo IAPM (International Asset Pricing Model) propuesto por Solnik (1974a) se caracteriza por la valoración por parte de los inversores solamente del riesgo global de la economía o riesgo sistemático, medido éste a través de la cartera de mercado mundial. En otras palabras, la única medida relevante del riesgo individual de cada activo financiero o cartera de valores viene dada por el coeficiente beta o covarianza entre el rendimiento de dicho activo o cartera y el rendimiento de la cartera de mercado mundial, la cual según Solnik (1974b) o Harvey, Solnik y Zhou (1994), ha de estar cubierta del riesgo de cambio.

De todo lo anterior se desprende una de las críticas más extendidas a este modelo, la cual hace referencia precisamente a la existencia de un único factor de riesgo. En este sentido, 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) bajo un contexto nacional, el cual dará lugar posteriormente al modelo IAPT (International Arbitrage Pricing Theory) propuesto por Solnik (1983) bajo un contexto de múltiples naciones.

Bajo la base de este modelo, aplicado a un contexto de múltiples naciones, autores tales como Ikeda (1991), Korajczyk y Viallet (1992), Bansal, Hsieh y Viswanathan (1993), Harvey, Solnik y Zhou (1994) y Gómez-Bezares y Larrinaga¹ (1998) aplican un modelo factorial generador de los rendimientos cuyos factores no son identificables a priori. Estos autores llegan a la conclusión de que la cartera de mercado no es la única variable que explique los cambios en la rentabilidad de los activos financieros utilizados.

De acuerdo con lo expuesto y dada la importancia que tiene hoy en día dentro de la teoría financiera moderna la inversión en activos financieros pertenecientes a diferentes

¹ Este trabajo se encuentra actualmente publicado como capítulo de libro en Gómez-Bezares, Madariaga y Santibáñez (2004).

economías internacionales, el objetivo principal de este trabajo es contrastar el modelo de valoración de carácter internacional IAPT para una muestra de 32 carteras nacionales durante el período temporal 1993-2002. Según Solnik (1983), los resultados que se desprendan del modelo han de ser similares, independientemente de la moneda utilizada para valorar las distintas carteras nacionales incluidas en nuestra investigación. Por ello, hemos realizado este contraste utilizando como moneda base el dólar americano, la libra inglesa y el yen japonés, con el propósito de verificar si efectivamente se cumple la no relevancia de la moneda utilizada en la valoración.

El contenido de este trabajo se presenta de la forma siguiente. En primer lugar, hemos recogido un breve resumen del marco teórico en el que se enmarcan el modelo multifactorial de ámbito doméstico APT y su versión internacional IAPT. Posteriormente, hemos definido el conjunto de carteras nacionales consideradas en este trabajo. A continuación, nuestra investigación se ha centrado en contrastar el modelo IAPT, utilizando el dólar, la libra y el yen como monedas para valorar las distintas carteras nacionales utilizadas. Este contraste lo hemos dividido en tres partes. Por un lado, la realización de un análisis factorial con el propósito de obtener un número relativamente pequeño de factores, los cuales puedan ser utilizados para explicar la relación existente con la rentabilidad de nuestras carteras nacionales. En segundo lugar, hemos estimado el modelo IAPT propiamente dicho bajo la metodología de sección cruzada, la cual es empleada en la mayor parte de los trabajos que analizan este modelo en el ámbito supranacional. Posteriormente, la contrastación del modelo IAPT finaliza con el proceso de identificación de aquellos factores de riesgo que han resultado significativos en el modelo.

2.- MARCO TEÓRICO

El modelo Arbitrage Pricing Theory (APT), formulado inicialmente por Ross (1976), 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 mercado².

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. Para ello, vamos a suponer lo siguiente:

P_i : Precio del activo o cartera i expresado en la moneda x .

$S_{j,x}$: Tipo de cambio de la moneda j expresado en la moneda x .

$\frac{P_i}{S_{j,x}}$: Precio del activo o cartera i expresado en la moneda j .

Siguiendo a Solnik (1983), la rentabilidad del activo i podrá ser expresada para un período corto de tiempo a través del Lema de Ito como $r_i^j = r_i - s_j - r_i s_j + \sigma_j^2$, siendo σ_j^2 la varianza de s_j y $r_i s_j$ la covarianza entre r_j y s_j .

Si combinamos la expresión anterior de r_i^j con la correspondiente de r_i :

$$r_i = E_i + b_{i1}\delta_1 + b_{i2}\delta_2 + \dots + b_{im}\delta_m + \varepsilon_i \quad i = 1, 2, \dots, N$$

² 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

tenemos que la rentabilidad del activo i expresando su precio en unidades monetarias de j , tendrá la siguiente forma:

$$r_i^j = E_i + \sigma_j^2 - s_j + \sum_{k=1}^m b_{ik} (\delta_k - \delta_k s_j) + \varepsilon_i - \varepsilon_i s_j$$

Ahora bien, si en vez de referirnos a un activo, tomamos una cartera de activos financieros, la expresión anterior queda:

$$Xr^j = XE + X1[\sigma_j^2 - s_j] + \sum_{k=1}^m Xb_k (\delta_k - \delta_k s_j) + X\varepsilon - X\varepsilon s_j$$

Como $X1 = \sum x_i = 0$; $Xb_k = \sum x_i b_{ik} = 0$ y $X\varepsilon = \sum x_i \varepsilon_i \approx 0$, la rentabilidad de la cartera expresados los precios de sus activos en moneda j , queda de la siguiente forma:

$$Xr^j = XE - X\varepsilon s_j$$

Por tanto, la rentabilidad real de esta cartera difiere de la rentabilidad nominal de la misma, la cual queda expresada como $Xr = XE + \sum_{k=1}^m Xb_k \delta_k + X\varepsilon \approx XE$

En última instancia, esta cartera no estará bien diversificada debido a la correlación sistemática entre ε_i y las fluctuaciones de la moneda j . De todas formas, podemos suponer que todos los ε_i están incorrelacionados con otras rentabilidades de activos financieros, incluyendo al activo j , el cual es el activo libre de riesgo expresado su precio en la moneda j . En términos de la moneda x , el componente de la rentabilidad estocástica de este activo es igual a los movimientos aleatorios de cambio s_j , siendo por tanto cada ε_i independiente de s_j . Todo ello hace que la ecuación de la rentabilidad de la cartera, expresada en términos monetarios de j quede como $Xr^j = XE$.

A modo de resumen, podemos decir que la cartera de arbitraje no soporta riesgo alguno, tanto en términos reales como en términos nominales, por lo que si estamos en una situación de equilibrio, XE debe ser igual a 0 y la expresión $E = \lambda_0 + \lambda_1 b_1 + \dots + \lambda_m b_m$ debe ser la misma independientemente de la nacionalidad del inversor.

Otro factor importante a tener en cuenta, según Solnik (1983), es que la expresión de m factores que influyen en la rentabilidad de un determinado activo permanece invariante independientemente de la moneda utilizada para expresar el precio del mismo.

Para ello, sabemos que si expresamos el precio del activo libre de riesgo en la moneda x en vez de en la moneda j , su rentabilidad ha de ser análoga a la de r_i . De la misma, sabemos que su componente estocástico es igual a s_j cuando el precio es expresado en la moneda x . Esto implica que s_j siga también un modelo de m factores:

$$s_j = E(s_j) + \sum_{k=1}^m b_{ik} \delta_k + \varepsilon_j$$

Si en $r_i^j = r_i - s_j - r_i s_j + \sigma_j^2$ sustituimos s_j y r_i por sus respectivas expresiones, obtenemos lo siguiente:

$$r_i^j = E_i - E(s_j) - r_i s_j + \sigma_j^2 + \sum_{k=1}^m (b_{ik} - b_{jk}) \delta_k + \varepsilon_i - \varepsilon_j$$

Si ahora la ecuación $r_i^j = r_i - s_j - r_i s_j + \sigma_j^2$ la utilizamos para E_i y la denominamos E_i^j ,

la ecuación anterior queda como $r_i^j = E_i^j + \sum_{k=1}^m b_{ik}^j \delta_k + \mu_i$, siendo $b_{ik}^j = b_{ik} - b_{jk}$ y

$$\mu_i = \varepsilon_i - \varepsilon_j.$$

Podemos observar que de la anterior ecuación, el activo libre de riesgo ha sido reemplazado de la moneda x a la moneda j , el cual no es libre de riesgo al ser expresado en tal moneda. En otras palabras, la descomposición en m factores más un término perturbación es invariante respecto a la moneda elegida al introducir las distintas rentabilidades de los activos o carteras.

Esta característica hace que el modelo de valoración IAPT sea interesante y, además, sea operativo dentro de un contexto internacional. Por tanto, la expresión $E = \lambda_0 + \lambda_1 b_1 + \dots + \lambda_m b_m$ se puede expresar en otra moneda como $E^j = \lambda_0^j + \lambda_1^j b_1^j + \dots + \lambda_m^j b_m^j$, siendo λ_0^j el activo libre de riesgo expresado en la moneda j .

La metodología a utilizar para el contraste del modelo internacional IAPT no varía con respecto a la que se utiliza en el modelo de carácter doméstico. Las diferencias fundamentales entre el modelo internacional y el modelo doméstico se encuentran en el tipo de datos utilizados, así como en las conclusiones derivadas de los mismos, las cuales permitirán determinar con mayor certeza en qué medida dicho modelo de valoración de activos financieros se verifica dentro del contexto en el que se recogen los datos de la muestra.

3.- LA MUESTRA OBJETO DE INVESTIGACIÓN

Para la realización de la presente investigación, hemos seleccionado un conjunto de carteras representativas de los distintos mercados nacionales incluidos en el trabajo. 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).

La metodología seguida para la confección de los índices MSCI³ 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 permite asociar los índices publicados por MSCI a carteras de valores representativas de cada mercado nacional, cuyas rentabilidades serán utilizadas en el presente trabajo.

Numerosos autores han utilizado también distintas carteras nacionales para sus respectivos trabajos de investigación. Así, Stehle (1977) incorpora en su muestra índices nacionales de nueve países; Cambell y Hamao (1992) utilizan las rentabilidades del mercado estadounidense y japonés; Harvey (1991) incluye las rentabilidades de 17

³ Las normas de construcción de estos índices vienen recogidas en MSCI Enhanced Methodology (2001).

países; Bekaert y Hodrick (1992) y Chang, Pinegar y Ravichandran (1991) incorporan en su muestra la rentabilidad de los países que conforman el G-7; Harvey, Solnik y Zhou (1994) utilizan la rentabilidad de las carteras nacionales de 19 países; Gómez-Bezares y Larrinaga (1998) incluyen 18 naciones en su muestra; y Fama y French (1998) confeccionan una muestra formada por Estados Unidos más doce países integrantes de la EAFE (Europa, Australia y los países asiáticos más desarrollados).

Otro factor a tener en cuenta es la alta correlación existente entre los índices publicados por MSCI y las distintos índices nacionales representativos de los principales mercados de valores. Según Harvey (1991), la correlación existente entre el exceso de rentabilidad del índice MSCI representativo de Estados Unidos con respecto al activo libre de riesgo de dicho país y el índice correspondiente a New York Stock Exchange, calculado por el Center for Research in Security Prices (CRSP)⁴, es del 99,1%. De igual forma, la correlación entre la rentabilidad del índice MSCI perteneciente a Japón y la del índice Nikkei 225, es del 95%.

En definitiva, la muestra está compuesta por 16 países europeos (Alemania, Finlandia, Irlanda, Portugal, Austria, Francia, Italia, Reino Unido, Bélgica, Grecia, España, Suecia, Dinamarca, Holanda, Noruega y Suiza), 4 países americanos (Canadá, Chile, Estados Unidos y Méjico) y 12 países pertenecientes a Asia y Oceanía (Corea, Japón, Singapur, Taiwán, Filipinas, Hong-Kong, Tailandia, Turquía⁵, Indonesia, Malasia, Australia y Nueva Zelanda). Al ser mensual la periodicidad seleccionada, es necesario disponer de una serie histórica prolongada en el tiempo, por lo que el período temporal abarca desde diciembre de 1993 hasta marzo de 2004. Es decir, se disponen de 100 rentabilidades para cada uno de las carteras nacionales seleccionadas, por lo que el número de datos es de 3.200.

4.- CONTRASTACIÓN EMPÍRICA DEL MODELO IAPT

⁴ Una diferencia importante entre los índices calculados por MSCI y otros índices nacionales, como por ejemplo los calculados por CRSP, radica en la exclusión por parte de MSCI de las sociedades de inversión mobiliaria, fondos de inversión y activos derivados, así como las compañías domiciliadas en el extranjero.

⁵ Este país realmente está situado en dos continentes: Asia y Europa.

La contrastación del modelo de valoración de activos financieros IAPT la hemos realizado en tres fases:

- a) Obtención de un modelo factorial, con el objetivo de estimar los coeficientes beta.
- b) Realización del contraste IAPT propiamente dicho, utilizando para ello la metodología de corte transversal con medias.
- c) Identificación de los factores obtenidos, relacionándolos con variables económicas conocidas.

a) Obtención de un modelo factorial

Antes de realizar en el ámbito internacional el contraste del modelo IAPT, es necesario conocer si existen factores comunes a las 32 carteras nacionales que se incluyen en la muestra de valores. 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 explicar la relación existente entre un conjunto de variables, tratándose en nuestro caso de las rentabilidades de las distintas carteras nacionales incluidas 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 cada una de las monedas base incluidas en el estudio, obteniéndose resultados satisfactorios en todos los casos, los cuales se recogen en la tabla 1.

Tabla 1.- Estudio previo al análisis factorial

Medida	Moneda base: dólar	Moneda base: libra	Moneda base: yen
Coefficientes de correlación	Valores moderados	Valores moderados	Valores moderados
Det. matriz correlaciones	0	0	0
Test de Bartlett	2421,995	2564,973	2767,282
Índice KMO	0,905	0,917	0,925
Matrices anti-imagen	Valores próximos a 0	Valores próximos a 0	Valores próximos a 0
Coefficientes MSA	0,850<MSA<0,950	0,810<MSA<0,945	0,700<MSA<0,965

Una vez realizado el estudio previo al análisis factorial, el siguiente paso a realizar es extraer el conjunto de factores comunes que permiten explicar las variaciones de rentabilidades de las carteras nacionales del modelo. Para ello, al igual que Korajczyk y Viallet (1989) y Gómez-Bezares y Larrinaga (1998), hemos utilizado el método de componentes principales⁶. Hemos incluido aquéllos que tengan un valor propio superior a la unidad⁷. Los resultados obtenidos al valorar las carteras en las tres monedas base se recogen en la tabla 2:

Tabla 2.- Análisis Factorial: número de factores

Componente	Valor Propio	% Varianza	% Acumulado
Moneda dólar			
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
Moneda libra			
1	15,22	47,57	47,573
2	3,220	10,06	57,636
3	1,522	4,758	62,393
4	1,249	3,902	66,295
Moneda yen			
1	15,87	49,59	49,599
2	3,383	10,57	60,169
3	1,544	4,825	64,994
4	1,160	3,627	68,621

⁶ Una de las características más importantes de este método de extracción de factores es que no precisa que las variables del modelo se comporten según una distribución normal.

⁷ En el análisis factorial, la suma de los valores propios de todas las variables observadas ha de ser igual al número de éstas y, por tanto, tienen por valor medio la unidad.

En la citada tabla se refleja que el número de factores que poseen un valor propio superior a la unidad⁸ 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, al porcentaje explicado de la varianza total es muy similar para las tres monedas.

Una vez obtenidos los factores explicativos de nuestro modelo, procedemos a realizar una regresión lineal múltiple entre la rentabilidad de las distintas carteras nacionales y dichos factores:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_{i1}F_{1t} + \beta_{i2}F_{2t} + \dots + \beta_{ik}F_{kt}, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

donde r_{it} expresa la rentabilidad de la cartera del país i en el momento t , F_{kt} el factor explicativo k en el momento t ; y β_{ik} la sensibilidad de la cartera nacional i al factor k .

El propósito de esta regresión es obtener la matriz de sensibilidades o coeficientes beta de cada factor, los cuales serán utilizados en el contraste del modelo IAPT.

b) Contraste del modelo IAPT

Una vez estimados los coeficientes beta o premios por unidad de riesgo sistemático de los factores no observables, calculados a través del análisis factorial, hemos de realizar el contraste del modelo IAPT propiamente dicho. El objetivo fundamental de este contraste es verificar la relevancia de dichos factores.

La ecuación fundamental del modelo de valoración IAPT, al igual que ocurre con el modelo de ámbito doméstico APT, es la siguiente:

$$E_i = \lambda_0 + \lambda_1\hat{\beta}_{1i} + \lambda_2\hat{\beta}_{2i} + \dots + \lambda_k\hat{\beta}_{ki} + \varepsilon_i$$

⁸ Según Cea (2002), se excluyen los factores cuyo valor propio sea inferior a la unidad, ya que no llegan a explicar ni la varianza de una de las variables del modelo.

Esta ecuación nos indica que la rentabilidad esperada de un índice nacional ha de ser una combinación lineal de los coeficientes de riesgo sistemático de la cartera nacional i con respecto a los factores comunes β_{ki} , los cuales representan los premios por riesgo asociados con cada uno de los tipos de riesgo sistemático. Al no expresar la rentabilidad esperada de la cartera nacional en excesos de rentabilidad sobre la cartera nacional libre de riesgo, es de esperar que el coeficiente δ_0 sea igual a la misma.

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:

$$E_i = \lambda_0 + \lambda_1 \hat{\beta}_{1i} + \lambda_2 \hat{\beta}_{2i} + \dots + \lambda_k \hat{\beta}_{ki}, \quad i = 1, 2, \dots, N$$

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 δ_j , tanto de forma individual como de forma conjunta, así como la igualdad de δ_0 a su respectivo valor teórico⁹. 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 Π^2 , rechazándose la hipótesis nula cuando exista al menos un coeficiente δ_j no nulo¹⁰. De forma esquemática, la tabla 3 nos resume los contrastes a realizar según esta metodología de sección cruzada:

Tabla 3.- Corte Transversal con medias: Contrastes a realizar

⁹ 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

¹⁰ También podemos contrastar de forma conjunta a través de una F de Snedecor.

Contrastes de significación	Igualdad a los valores teóricos
$\left. \begin{array}{l} H_0: \lambda_j = 0 \\ H_1: \lambda_j \neq 0 \end{array} \right\} j = 1, 2, \dots, K$	$\left. \begin{array}{l} H_0: \lambda_0 = \bar{R}_f \\ H_1: \lambda_0 \neq \bar{R}_f \end{array} \right\}$
$\left. \begin{array}{l} H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_k = 0 \\ H_1: \exists \lambda_j \neq 0 \end{array} \right\}$	

Aceptaremos el modelo IAPT cuando exista al menos algún coeficiente δ_j significativamente distinto de cero y la ordenada en el origen coincida con la rentabilidad media de la cartera de activos libres de riesgo seleccionada.

La tabla 4 refleja los resultados obtenidos de la estimación individual de los cinco coeficientes δ_j incluidos en el modelo al tomar el dólar como moneda de valoración de las carteras nacionales.

Tabla 4.- Resultados significación individual IAPT (moneda dólar)

Hipótesis Nula	Coeficiente	t-estadístico	P-valor
$\delta_0=0$	0,0020	0,5198	0,6076
$\delta_1=0$	0,0393	0,4025	0,6906
$\delta_2=0$	-0,1073	-3,9593	0,0005
$\delta_3=0$	0,1137	3,1718	0,0039
$\delta_4=0$	0,0927	1,7642	0,0895
$\delta_5=0$	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 R^2 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 igualdad al valor medio de la cartera de activos libres de riesgo perteneciente a Estados Unidos¹¹. El valor del coeficiente de la distribución χ^2 es de 0,7678, por lo que se no se rechaza la hipótesis nula con una probabilidad asociada del 38,08%¹².

En síntesis, tras comprobar la existencia de coeficientes λ_j distintos de cero y no rechazar 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 nacionales. No obstante, según Solnik (1983) los resultados no deben diferir sustancialmente de los obtenidos con otras monedas. Para comprobarlo, en primer lugar realizamos el contraste de corte transversal con medias valorando las carteras nacionales en libras. La tabla 5 refleja los resultados obtenidos de la estimación individual de los cuatro coeficientes β_j incluidos en el modelo al tomar esta moneda:

¹¹ El valor medio de la citada cartera es del 0,5427%.

¹² Tampoco rechazamos la citada hipótesis nula cuando utilizamos la cartera mundial de activos libres de riesgo con una probabilidad del 91,69%.

Tabla 5.- Resultados significación individual IAPT (moneda libra)

Hipótesis Nula	Coefficiente	t-estadístico	P-valor
$\delta_0=0$	0,0022	0,6114	0,5461
$\delta_1=0$	0,0799	0,9795	0,3360
$\delta_2=0$	-0,1052	-3,9301	0,0005
$\delta_3=0$	0,1187	3,9836	0,0005
$\delta_4=0$	0,0459	1,2721	0,2142

De la misma, es de destacar que solamente los factores 2 y 3 son estadísticamente distintos de cero, no siendo significativa la constante. En principio, este dato era de esperar, ya que está en la línea del análisis efectuado con la moneda dólar. No obstante, si tomamos como nivel de significación el 10%, el número de coeficientes δ_j no coincidiría, ya que sería superior al tomar el dólar como moneda de valoración. En cuanto a la significación conjunta de los coeficientes δ_j , se rechaza la hipótesis nula de no significatividad de todos ellos, por lo que existirá al menos un coeficiente δ_j distinto de cero, siendo el valor del estadístico Π^2 igual a 53,175.

Una vez comprobada la existencia de coeficientes δ_j significativos, hemos utilizado el test de Wald con el propósito de verificar la hipótesis de igualdad de la constante a la rentabilidad de la cartera de activos libres de riesgo perteneciente al Reino Unido. El resultado obtenido nos indica el no rechazo de la hipótesis nula con un valor para el estadístico Π^2 de 1,0620, siendo la probabilidad asociada al mismo igual a 30,27%¹³. Por tanto, al igual que lo ocurrido con el dólar como moneda de valoración, podemos aceptar el modelo IAPT al utilizar el contraste de corte transversal con medias, al cumplirse las hipótesis que del mismo se derivan.

Finalmente, realizamos el contraste de corte transversal con medias tomando el yen como moneda de valoración. Los resultados se recogen en la tabla 6:

¹³ Tampoco rechazamos la hipótesis nula al utilizar la cartera mundial de activos libres de riesgo con una probabilidad del 53,51%.

Tabla 6.- Resultados significación individual APT (moneda yen)

Hipótesis Nula	Coefficiente	t-estadístico	P-valor
$\delta_0=0$	0,0005	0,1290	0,8983
$\delta_1=0$	0,1504	2,1450	0,0411
$\delta_2=0$	-0,1020	-3,4205	0,0020
$\delta_3=0$	0,1098	3,5404	0,0015
$\delta_4=0$	0,0765	1,9485	0,0618

De la citada tabla, podemos comprobar que los resultados que se reflejan en ella son muy distintos a los anteriores¹⁴, ya que son significativos al 5% los coeficientes δ_j pertenecientes a los tres primeros factores. Además, si aumentamos el nivel de significación al 10%, todos los factores serían estadísticamente significativos. En cuanto al contraste de forma conjunta, el valor del estadístico Π^2 es de 58,321, por lo que, igualmente que los casos anteriores, rechazamos la hipótesis nula de igualdad a cero de todos los coeficientes δ_j . Por último, se verifica la hipótesis nula de igualdad de la constante a la rentabilidad de la cartera de activos libres de riesgo perteneciente a Japón, siendo el valor del estadístico igual a 0,5081, con una probabilidad asociada del 47,59%¹⁵.

Por lo tanto, del contraste del modelo IAPT bajo la metodología de corte transversal con medias y utilizando el yen japonés como moneda base, podemos aceptar la verificación del mismo al cumplirse las hipótesis inherentes a la citada metodología: significación de al menos un coeficiente δ_j e igualdad de la constante a su respectivo valor teórico.

En resumen, el modelo IAPT se verifica independientemente de la moneda utilizada en la valoración de las distintas carteras nacionales. No obstante, si nos referimos al número de factores extraídos del análisis factorial, así como al número de ellos que resultan significativos, sí que encontramos diferencias al utilizar distintas monedas en la valoración de las carteras nacionales. Este resultado no está en la línea de Solnik (1983) donde argumenta que los premios por riesgo no han de cambiar sustancialmente en función de la moneda utilizada.

¹⁴ Exceptuando la constante.

¹⁵ Si realizamos el citado contraste con la cartera mundial libre de riesgo, se acepta igualmente la hipótesis nula, siendo la probabilidad asociada del 13,98%.

c) Identificación de los factores obtenidos

Una vez realizado el contraste del modelo IAPT y obtener, al menos, algún coeficiente β_j 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, Shanken (1992) argumenta que 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 analizado en el capítulo anterior.

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 incluyan 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 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 eurodólares 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 valoradas en las tres monedas de nuestro estudio 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 función de la moneda utilizada en el contraste del IAPT. Por tanto, esta cartera estará valorada en dólares, libras y yenes. 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 mundo¹⁶. Esta cartera ha sido proporcionada por MSCI y se ha calculado de forma ponderada.

¹⁶ Estos países son: Alemania, Canadá, Estados Unidos, Francia, Italia, Japón y Reino Unido.

- Rentabilidad de la cartera mundial de activos libres de riesgo. Para ello hemos utilizado un conjunto de activos libres de riesgo que podemos asociar a los índices de deuda pública Sovereign Debt, facilitados igualmente por MSCI. Esta cartera está formada por las rentabilidades de las carteras nacionales libres de riesgo de 20 países incluidos en la investigación¹⁷.
- 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 mayor¹⁸.

En la tabla 7 se recogen las correlaciones existentes entre los factores que han resultado significativos al utilizar el dólar como moneda de valoración¹⁹ y las variables anteriormente descritas.

¹⁷ 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.

¹⁸ Lógicamente, dicho coeficiente de correlación ha de ser significativo.

¹⁹ A pesar de existir solamente dos factores significativos al 5%, hemos creído oportuno incluir además el factor 4, el cual es significativo al 10%.

Tabla 7.- Coeficientes de correlación entre variables y factores significativos (moneda dólar)

	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-Méjico	-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.

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 8 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 8.- 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%.

La importancia que tienen las fluctuaciones de las monedas de los países asiáticos tendrá que ponerse de manifiesto igualmente cuando la moneda que utilizemos no sea el dólar americano, sino cualquier otra. Es por ello que en la tabla 9 se recogen las correlaciones existentes entre los factores que han resultado significativos al utilizar la libra esterlina como moneda de valoración y las variables observables seleccionadas.

Tabla 9.- Coeficientes de correlación entre variables y factores significativos (moneda libra)

	F 2	F 3		F 2	F 3
IPC UE	-0,060	-0,124	TC-N.Zelanda	0,229	0,260
G-7	0,372	0,518	TC-Noruega	0,122	0,354
Pr. Petróleo	0,041	0,221	TC-Portugal	0,016	0,136
Mundial	0,603	0,448	TC-España	0,289	0,477
Libre Riesgo	0,161	-0,186	TC-Suecia	0,216	0,688
TC-Alemania	0,223	0,446	TC-Suiza	0,256	0,345
TC-Australia	0,175	-0,045	TC-Reino Unido	-0,204	-0,091
TC-Austria	0,237	-0,101	TC-Hong-Kong	0,740	0,062
TC-Bélgica	0,070	-0,075	TC-Singapur	0,675	0,178
TC-Canadá	0,169	-0,050	TC-Indonesia	0,488	-0,006
TC-Dinamarca	0,176	-0,024	TC-Corea	0,412	0,085
TC-Francia	0,156	0,444	TC-Malasia	0,802	0,084
TC-Finlandia	0,014	0,676	TC-Filipinas	0,805	0,029
TC-Italia	-0,018	0,297	TC-Taiwán	0,017	0,086
TC-Japón	0,003	0,184	TC-Tailandia	0,598	0,148
TC-Holanda	0,220	0,296	TC-Chile	0,095	0,196
TC-Grecia	0,010	0,045	TC-Méjico	0,433	0,458
TC-Irlanda	-0,067	0,216	TC-Turquía	0,060	0,666

De la citada tabla se desprende, en primer lugar, la estrecha relación existente entre el factor 2 y las variaciones en los tipos de cambio frente a la libra esterlina de las monedas de Filipinas, Malasia, Hong-Kong, Singapur y Tailandia, superando en todos los casos el coeficiente de correlación lineal el 59%. Este comportamiento es similar al ofrecido cuando la moneda utilizada es el dólar, por lo que era de esperar obtener altos coeficientes de correlación.

En cuanto al otro factor significativo, podemos observar que guarda una relación importante con la cartera de mercado formada por los países integrantes del G-7 y con las variaciones en el tipo de cambio de las monedas de Suecia y Finlandia. Cabe destacar la relación con este factor de las carteras de mercado mundial incorporadas al modelo, ya que, a pesar de poseer unos coeficientes de correlación en torno al 50%,

esperábamos un valor notablemente superior.

En cuanto a los factores 1 y 4, los cuales no han resultado significativos, el primero de ellos está altamente correlacionado con las variaciones de las monedas de Bélgica, Austria, Holanda, Francia, Italia, Portugal, Alemania y España. Estos países tienen en común, además de ser miembros de la Unión Europea, el pertenecer a partir del 1 de enero de 1999 a la Unión Económica y Monetaria²⁰. Al igual que ocurre con el factor 3, existe una correlación moderada entre el factor 1 y la cartera de mercado mundial, aunque no con la importancia mostrada cuando la moneda utilizada en el dólar. Finalmente, el factor 4 presenta una relación bastante importante con las variaciones en el tipo de cambio frente a la libra de las monedas de Corea y Japón, aunque a diferencia del análisis efectuado con la moneda dólar, en este caso el correspondiente factor no resultó significativo en el contraste del IAPT.

Una vez analizadas las correlaciones entre las variables observables propuestas en la literatura financiera y los factores extraídos del análisis factorial, hemos procedido a construir un conjunto de variables que intenten resumir las relaciones más importantes detectadas en las dos tablas anteriores. Estas variables son las siguientes:

- TC-A£: esta variable está formada por la media aritmética de las variaciones en los tipos de cambio frente a la libra de las monedas de Filipinas, Malasia, Hong-Kong, Singapur y Tailandia.

- TC-B£: esta variable está formada por la media aritmética de las variaciones en las monedas de Suecia y Finlandia frente a la libra.

TC-C£: 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 Corea y Japón.

²⁰ En dicha fecha se constituye de forma efectiva la Unión Económica y Monetaria entre los Estados miembros que hayan conseguido alcanzar un alto grado de convergencia, fijándose de forma irrevocable los tipos de cambio entre el euro y las monedas de los países participantes.

TC-D£: la composición de esta variable es la media aritmética de las variaciones en los tipos de cambio frente a la libra de las monedas de Bélgica, Austria, Holanda, Francia, Italia, Portugal, Alemania y España.

En la tabla 10 se reflejan los coeficientes de correlación de estas cuatro nuevas variables con respecto a los cuatro factores obtenidos del análisis factorial. Al igual que cuando utilizamos el dólar como moneda para nuestro estudio, hemos incluido la rentabilidad de la cartera del mercado mundial.

Tabla 10.- Coeficientes de correlación entre factores y nuevas variables (moneda libra)

	F 1	F 2	F 3	F 4
TC-A£	0,158	0,892	0,120	0,198
TC-B£	0,341	0,113	0,766	0,213
TC-C£	0,082	0,331	0,140	0,757
TC-D£	0,820	0,190	0,323	0,107
Mundial	0,548	0,603	0,448	0,351

Los resultados obtenidos al resumir las distintas variables observables con los cuatro factores nos ofrecen un resultado bastante satisfactorio, ya que los coeficientes de correlación aumentan considerablemente, por lo que podemos identificar claramente cada uno de estos cuatro factores con las cuatro variables resumidas. Según la citada tabla, el factor 1 está estrechamente relacionado con las variaciones en los tipos de cambio de las principales monedas del Área Euro, siendo el coeficiente de correlación superior al 80%. En efecto, el hecho de que el Reino Unido forme parte de la Unión Europea desde 1973, sugiere que su moneda posea una fuerte relación con las monedas de los principales países de la misma, independientemente de que en 1999 renunciara a formar parte de la Unión Económica y Monetaria. El segundo de los factores está fuertemente vinculado a las variaciones en las monedas de los países emergentes del Sudeste Asiático, lo cual coincide con las conclusiones derivadas del análisis efectuado con la moneda dólar. Lógicamente, esta crisis tuvo una repercusión mundial, por lo que las fluctuaciones de las monedas de los países de la citada área han afectado a la rentabilidad de las distintas carteras nacionales. En cuanto al factor 3, éste posee un alto coeficiente de correlación con los dos países asiáticos más industrializados. Podemos

apreciar que este comportamiento diferenciador de las monedas de Japón y Corea coincide con el observado cuando la moneda utilizada es el dólar. Finalmente, el cuarto de los factores extraídos del análisis factorial muestra una relación importante con los dos países escandinavos pertenecientes a la Unión Europea, los cuales, a diferencia de los integrantes de la variable TC-D£²¹, se han incorporado a la misma a partir de 1995.

Finalmente, utilizando el yen japonés como moneda de valoración de las distintas carteras nacionales, la tabla 11 recoge las correlaciones existentes entre los factores que han resultado significativos al 5% y las variables observables seleccionadas.

Tabla 11.- Coeficientes de correlación entre variables y factores significativos al 5% (moneda yen)

	F 1	F 2	F 3		F 1	F 2	F 3
IPC UE	0,069	-0,027	-0,091	TC-N.Zelanda	-0,540	-0,291	-0,239
G-7	0,601	0,308	0,578	TC-Noruega	-0,556	-0,114	-0,131
Pr. Petróleo	-0,212	-0,026	0,230	TC-Portugal	-0,300	-0,150	0,134
Mundial	0,616	0,563	0,462	TC-España	-0,300	-0,149	0,133
Libre Riesgo	0,637	0,092	0,072	TC-Suecia	-0,621	-0,023	-0,198
TC-Alemania	-0,422	-0,128	0,123	TC-Suiza	-0,483	0,065	0,054
TC-Australia	-0,505	-0,276	-0,305	TC-R. Unido	-0,500	-0,020	-0,231
TC-Austria	-0,302	-0,147	0,139	TC-Hong-Kong	-0,529	-0,100	-0,247
TC-Bélgica	-0,295	-0,142	0,142	TC-Singapur	-0,493	-0,365	-0,215
TC-Canadá	-0,528	-0,224	-0,367	TC-Indonesia	0,026	-0,487	-0,031
TC-Dinamarca	-0,564	-0,005	-0,016	TC-Corea	-0,265	-0,159	0,004
TC-Francia	-0,319	-0,148	0,135	TC-Malasia	-0,307	-0,425	-0,192
TC-Finlandia	-0,334	-0,143	0,125	TC-Filipinas	-0,338	-0,404	-0,053
TC-Italia	-0,313	-0,158	0,126	TC-Taiwán	-0,499	-0,311	-0,318
TC-Japón	-0,527	-0,101	-0,250	TC-Tailandia	-0,291	-0,479	-0,086
TC-Holanda	-0,399	-0,134	0,124	TC-Chile	-0,501	-0,200	-0,364
TC-Grecia	-0,284	-0,160	0,126	TC-Méjico	-0,288	-0,181	-0,328
TC-Irlanda	-0,381	0,073	-0,132	TC-Turquía	-0,262	-0,105	-0,333

Podemos ver que en dicha tabla que el factor 1 está alta y positivamente correlacionado con las tres carteras de mercado mundial, siendo la formada por las carteras libres de riesgo la que mayor coeficiente de correlación lineal tiene. Además, este primer factor también está correlacionado, aunque en menor medida, con las variaciones frente al yen de las monedas de Dinamarca, Noruega, Nueva Zelanda, Hong-Hong, Estados Unidos y Australia y Reino Unido. La diferencia fundamental entre la relación del primer factor con las carteras de mercado mundial y los tipos de cambio, está en el signo de la misma.

²¹ Excepto Austria, la cual se incorpora con la misma fecha que estos dos países.

En este sentido, podemos apreciar que ante una variación en el tipo de cambio de alguna de estas monedas frente al yen, los distintos mercados nacionales reaccionarán a la baja.

En cuanto al segundo de los factores, éste puede asociarse igualmente a la cartera de mercado mundial con un coeficiente de correlación superior al 60%; y a las variaciones de las monedas de Indonesia, Tailandia, Malasia, Filipinas y Singapur, pero en menor medida que la cartera de mercado. Hemos de decir que, tal y como sucede en el primero de los factores, la relación entre estas variaciones de tipo de cambio y los mercados nacionales también es inversa.

Con respecto al tercer factor, éste presenta una relación importante con respecto a la rentabilidad de las carteras nacionales de los países integrantes del G-7, aunque el coeficiente de correlación lineal no supera el 60%. Con respecto al cuarto factor, a pesar de no ser significativo al 5%²², es de destacar su correlación con la variación del tipo de cambio frente al yen de la moneda de Corea. De forma análoga a los anteriores factores, esta variación en el tipo de cambio también afecta de forma inversa a las rentabilidades de los distintos mercados nacionales.

Tras el proceso de identificación de los factores con las carteras nacionales y con el propósito de poder asociar de manera más clara una variable observable a cada factor, hemos construido las siguientes variables:

- TC-A¥: esta variable está formada por la media aritmética de las variaciones en los tipos de cambio frente al yen de las monedas de Dinamarca, Noruega, Nueva Zelanda, Hong-Hong, Estados Unidos y Australia y Reino Unido.
- TC-B¥: esta variable está formada por la media aritmética de las variaciones en las monedas de Indonesia, Tailandia, Malasia, Filipinas y Singapur.

La tabla 12 muestra las correlaciones existentes entre estas dos variables resumidas y los cuatro factores del modelo IAPT. Hemos incluido también la correlación de dichos

factores con la variación en el tipo de cambio frente al yen de la moneda de Corea, la rentabilidad de la cartera de activos libres de riesgo, la rentabilidad de la cartera de mercado mundial y la correspondiente a las carteras nacionales de los países integrantes del G-7.

Tabla 12.- Coeficientes de correlación entre factores y nuevas variables (moneda yen)

	F 1	F 2	F 3	F 4
TC-A¥	-0,589	-0,148	-0,229	0,001
TC-B¥	-0,230	-0,541	-0,105	0,063
TC-Corea	-0,265	-0,159	0,004	-0,417
Libre Riesgo	0,637	0,092	0,072	-0,078
Mundial	0,616	0,563	0,462	0,283
G-7	0,601	0,308	0,578	0,257

De la citada tabla, al contrario de los resultados reflejados al utilizar dólares y libras esterlinas para valorar las carteras nacionales, podemos comprobar que los coeficientes de correlación lineal, obtenidos al agrupar las variaciones de tipos de cambio más significativos en una sola variable resumen, no mejoran excesivamente. En este sentido, de la tabla anterior podemos asociar claramente el factor 4 con las variaciones en el tipo de cambio entre el yen japonés y el won coreano. El resto de los factores tiene una interpretación más complicada. Así, el factor 1 posee un coeficiente de correlación muy parecido con las tres carteras de mercado mundial y con el conjunto de monedas internacionales, aunque éstas presentan una relación inversa. Similar comportamiento es el que podemos ver en el factor 2, ya que además de su notable relación con la cartera de mercado mundial, también intervienen las variaciones en los tipos de cambio de las monedas de los países del Sudeste Asiático. Finalmente, el tercer factor solamente posee un alto coeficiente de correlación con la cartera de mercado mundial formada por los países integrantes del G-7.

En síntesis, hemos realizado el contraste de corte transversal con medias para las carteras nacionales valoradas en dólares, libras y yenes. En principio, tal y como se desprende de Solnik (1983), esperábamos que los resultados fueran coincidentes con independencia de la moneda utilizada. No obstante, de forma similar a los resultados

²² Dicho factor es significativo al 10%.

ofrecidos por Cho, Eun y Senbet (1986), los cambios en la moneda base han tenido efecto en el modelo planteado, probablemente por razones asociadas al grado de integración de los distintos mercados financieros de nuestra investigación. A modo de resumen, la tabla 13 muestra las principales diferencias encontradas tras valorar las carteras nacionales con las tres monedas citadas:

Tabla 13.- Valoración del modelo IAPT con tres monedas

	Dólar	Libra	Yen
Nº de factores extraídos	5	4	4
Nº de factores significativos	3	2	3
Cartera de mercado mundial	SI	SI	SI
Monedas de países del Sudeste Asiático	SI	SI	SI
Monedas de los países más industrializados de Asia	SI	SI*	SI*
Monedas de los países escandinavos	NO	SI	NO
Monedas de países de la UEM	NO	SI*	NO
Monedas de distintos países	NO	NO	SI

* Factor no significativo.

Si analizamos los resultados del modelo IAPT bajo la metodología de corte transversal con medias, lo primero que se destaca es no encontrar un comportamiento similar al valorar las carteras nacionales con distintas monedas. En este sentido, encontramos diferencias tanto en el número de factores extraídos del análisis factorial como en los que son significativos tras la realización del contraste del IAPT propiamente dicho.

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 Japón²³, 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.

²³ Lógicamente, la variación del yen sólo aparece en los dos primeros casos, o sea, ante el dólar y la libra.

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. No obstante, el coeficiente de correlación presentado por esta variable varía notablemente dependiendo de la moneda utilizada. Así, solamente al utilizar el dólar, esta variable presenta un coeficiente de correlación superior al 90%.

También hemos de indicar que existen otras variables observables que podemos asociar con alguno de los factores extraídos en el modelo, pero dependiendo de la moneda utilizada. Estas variables las hemos resumido en las variaciones del tipo de cambio frente a la libra de la mayor parte de las naciones integrantes de la Unión Económica y Monetaria; y la variación frente a esta misma moneda de las correspondientes a Suecia y Finlandia. También es una variable a considerar las variaciones ante el yen japonés de un conjunto de monedas de distintos países.

7.- CONCLUSIONES

El objetivo del presente trabajo de investigación ha sido contrastar el modelo de valoración de carácter internacional IAPT, utilizando el dólar, la libra y el yen como monedas base para una muestra de 32 carteras nacionales durante el período temporal 1993-2002.

Hemos contrastado el modelo IAPT bajo la metodología de corte transversal con medias, obteniendo unos resultados que nos permiten ser optimistas en cuanto a la existencia de factores de riesgo adicionales a la cartera de mercado mundial, pudiendo identificar la mayor parte de ellos²⁴ con variaciones en los tipos de cambio de varias naciones frente a las tres monedas utilizadas para valorar las carteras nacionales. En este sentido, los resultados mejoraron notablemente tras agrupar las variaciones de distintas

²⁴ Solamente no se pudieron identificar 2 de los 13 factores extraídos en el análisis factorial para las tres monedas analizadas.

monedas por áreas geográficas, quedando probada la influencia que tuvo la Crisis Asiática en el período de estudio analizado.

En principio, tal y como se desprende de Solnik (1983), esperábamos que los resultados fueran coincidentes con independencia de la moneda utilizada. No obstante, si nos referimos al número de factores extraídos del análisis factorial así como a los que resultan significativos, sí encontramos diferencias al utilizar distintas monedas en la valoración de las carteras nacionales.

En cuanto al proceso de identificación de los factores, podemos comprobar la influencia que tuvo la Crisis Asiática en las economías de los países integrantes del modelo, manifestada por las variaciones de las monedas de los países de la zona, siendo uno de los premios por riesgo que recoge el modelo IAPT independientemente de la moneda base utilizada.

BIBLIOGRAFÍA

ALDER, M. y DUMAS B. (1983): "International Portfolio Choice and Corporation Finance: a Synthesis". *The Journal of Finance*, vol. 38, pp. 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.

BEKAERT, G. y HODRICK, R. (1992): "Characterizing predictable components in excess returns on equity and foreign exchange markets". *The Journal of Finance*, vol. 47, pp. 467-509.

CAMPBELL, J. y HAMAOKA, Y. (1992): "Predictable bond and stock returns in the United States and Japan: A study of long-term capital market integration". *The Journal of Finance*, vol. 44, pp. 231-262.

CEA, M. (2002): *Análisis Multivariable. Teoría y práctica en la investigación social*. Ed. Síntesis. Madrid.

CHANG, E., PINEGAR, M. y RAVICHANDRAN (1991): "Latent variables test of the integration of European Equity Markets". Documento de trabajo de la Universidad de Maryland.

- CHO, D., EUN, C. y SENBET, L. (1986): "International Arbitrage Pricing Theory: An Empirical Investigation". *The Journal of Finance*, vol. 41, pp. 313-329.
- DUMAS, B. y SOLNIK, B. (1995) "The World Price of Foreign Exchange Risk". *The Journal of Finance*, vol. 50, pp. 445-447.
- FAMA, E. y FRENCH, K. (1998): "Value versus Growth: The International Evidence". *The Journal of Finance*, vol. 53, nº 6, pp. 1975-2000.
- FERSON, W. y HARVEY, C. (1993): "The Risk and Predictability of International Equity Returns". *Review of Financial Studies*, nº 6, pp. 527-566.
- GÓMEZ-BEZARES, F y LARRINAGA M. (1998): "Modelos Internacionales de Valoración de Activos: Contratación Empírica". VI Foro de Finanzas (Jaén), pp. 439-456.
- GÓMEZ-BEZARES, F., J.A. MADARIAGA y J. SANTIBÁÑEZ (2004): *Lecturas sobre gestión de carteras*. Gómez-Bezares, F., J.A. Madariaga y J. Santibáñez editores.
- GRAUER, F., LITZENBERGER, R. y STEHLE, R. (1976): "Sharing rules and equilibrium in an international capital market under uncertainty". *Journal of Financial Economics*, nº3, pp. 233-256.
- HARVEY, C. (1991): "The World price of Covariance Risk". *The Journal of Finance*, vol. 46, nº 1, pp.111-157.
- HARVEY, C., SOLNIK, B. y ZHOU, G. (1994): "What Determines Expected International Asset Returns?". Documento de trabajo nº 4660 de National Bureau of Economic Research. Cambridge.
- IKEDA, S. (1991): "Arbitrage Asset Pricing under Exchange Risk", *Journal of Finance*, Marzo, vol. 46, págs. 447-455.
- KORAJCZYK, R. y VIALLET, C. (1989): "An Empirical Investigation of International Asset Pricing". *The Review of Financial Studies*, vol. 2, nº 4, pp. 553-585.
- KORAJCZYK, R. y C. VIALLET (1992): "Equity Risk Premia and the Pricing of Foreign Exchange Risk", *Journal of International Economics*, 33, págs. 199-219.
- 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. (1974a): "An Equilibrium Model of the International Capital Market", *Journal of Economic Theory*, vol. 8 pp. 500-524.

SOLNIK, B. (1974b): "An international Market model of security Price Behaviour", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, septiembre, pp. 537-554.

SOLNIK, B. (1983): "International Arbitrage Pricing Theory". *Journal of Finance*, vol. 38, pp. 449-457.

STEHLE, R. (1977): "An empirical test of the alternative hypotheses of national and international pricing of risk assets". *The Journal of Finance*, vol. 32, pp. 493-502.