

La cobertura óptima de una cartera de seguros en los mercados de valores de Iberoamérica

M^ª TERESA TAPIA FERNANDEZ-BACA
GUSTAVO GUARDIA YAMAMOTO

ESCUELA DE FINANZAS APLICADAS

Los cálculos actuariales de las reservas y provisiones de las aseguradoras tienen en consideración un componente común en los principales mercados de valores de Iberoamérica, empleando una aproximación de análisis factorial. Los mercados de valores considerados son Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y Venezuela durante el período comprendido entre enero 1993 y diciembre 2002.

La existencia de este componente común implicaría una mayor integración entre los mercados de valores de la región y facilitaría la elaboración de carteras de inversión. En este sentido, intentaremos cubrir óptimamente una supuesta posición en estos mercados de valores.

INTRODUCCION

En los últimos años los mercados de valores de Iberoamérica se han convertido en uno de los principales destinos de los flujos de capitales hacia los denominados mercados emergentes. Efectivamente, los procesos de apertura y liberalización experimentados en la mayoría de las economías de América Latina a inicios de los años noventa favorecieron una mayor eficiencia de los mercados de valores así como una mayor integración regional y un mayor flujo de capitales a la región.

De esta manera, resulta muy importante determinar la existencia de un componente común en la evolución de los principales mercados de valores de América Latina. La existencia de un componente común entre los mercados de valores de la región no sólo estaría mostrando una mayor integración a nivel regional sino que además facilitaría la elaboración de carteras de inversión.

Por lo tanto, en el presente trabajo intentaremos determinar la existencia de ese componente

común, empleando un análisis factorial. Los mercados de valores considerados son Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y Venezuela durante el período comprendido entre enero de 1993 y diciembre del 2002.

De manera muy general podemos mencionar que un análisis factorial intenta identificar variables subyacentes, o factores, que expliquen la configuración de correlaciones entre un conjunto de variables observadas. Por lo tanto, una vez determinada la existencia de un componente común entre los principales mercados de valores de Iberoamérica trataremos de cubrir una supuesta posición óptima en estos mercados.

ALGUNOS HECHOS ESTILIZADOS

En el siguiente cuadro podemos observar que la inversión directa representa la principal fuente de capitales privados hacia los denominados mer-

cados emergentes. Sin embargo, a partir del año 2001 se está produciendo una desaceleración de estos flujos debido en gran medida a la culminación de los principales procesos de privatizaciones en América Latina y la disminución de las denominadas actividades de fusiones y adquisiciones en Asia. Por otra parte, el flujo negativo de otros flujos privados (principalmente préstamos bancarios) es consecuencia de la falta de liquidez internacional originada a partir de la crisis asiática a mediados de 1997.

a mínimos en 2002. Aunque la inversión en cartera ha tenido una contribución moderada, especialmente a partir de la crisis rusa, se espera que conforme la credibilidad de los inversionistas internacionales se recupere la entrada de este tipo de flujos aumenté en los próximos años. Este retorno de los capitales hacia los mercados de valores ya se ha venido produciendo desde comienzos de 2003, lo que se ha visto reflejado en fuertes revalorizaciones de los índices bursátiles y una relajación significativa de los diferenciales de deuda.

FLUJOS DE CAPITALES A MERCADOS EMERGENTES (MILES MILLONES USD)*

	1998	1999	2000	2001	2002	2003**	2004**
Total flujos capitales, netos.....	135,4	94,2	34,3	63,8	87,3	123,2	77,8
Flujos oficiales, netos.....	57,6	7,6	-12,8	21,1	7,1	10,1	-16,0
Flujos privados, netos.....	77,8	86,7	47,1	42,7	80,3	113,1	93,8
Inversión directa, neta.....	156,0	175,4	165,7	180,9	142,9	144,0	145,2
Inversión en portafolio privados, neta.....	11,0	19,5	-3,8	-51,2	-52,9	-22,9	-16,8
Otros flujos privados, netos.....	-89,2	-108,2	-114,9	-87,1	-9,7	-8,0	-34,6

* Excluyendo Hong Kong ** Previsiones

Fuente: FMI.

Con respecto a la inversión en carteras, éstos flujos constituyeron la principal fuente de capitales privados durante la primera mitad de los años noventa. Así, entre 1991 y 1994 la inversión en carteras superaba el 45% de los flujos totales promedio. Sin embargo, los repetidos episodios de crisis financieras (crisis mexicana en 1995, crisis asiática en 1997 y crisis rusa en 1998) ahuyentaron paulatinamente a los inversionistas de los mercados emergentes. Los flujos negativos de los últimos años se deben en gran medida a la tendencia decreciente en los mercados de valores, así como a la internacionalización de las principales empresas de los mercados emergentes.

Enfatizando el flujo de capitales hacia América Latina, en 1998 se registra el mayor flujo de capitales netos para después disminuir

Al respecto, García Herrero, Santillán, Gallego, Cuadro y Egea (2002) mencionan que una de las primeras dificultades al tratar de identificar componentes regionales es la heterogeneidad entre las economías de una misma región a pesar de la proximidad geográfica. Por este motivo, estos autores realizan un análisis cluster de las economías de América Latina con una muestra de economías industrializadas y otras economías emergentes. Los resultados obtenidos muestran que las economías de América Latina tienen sistemas financieros pequeños en comparación con las economías de Asia y Europa del Este. Entre los aspectos a destacar podemos mencionar que los sistemas bancarios tienen una mayor importancia en las economías de América Latina que en Asia; aunque el mercado de capitales es aproximadamente cuatro veces mayor en Asia. La mayor dife-

FLUJOS DE CAPITALES A IBEROAMERICANA (MILES MILLONES USD)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003*	2004*
Total flujos capitales, netos.....	84,55	50,59	45,07	53,22	21,38	40,96	28,87
Flujos oficiales, netos.....	10,19	-2,79	-10,23	23,37	13,59	12,69	-12,98
Flujos privados, netos.....	74,36	53,38	55,30	29,85	7,79	28,27	41,85
Inversión directa, neta.....	60,98	76,34	68,14	68,96	39,59	29,09	36,28
Inversión en portafolio privados, net.....	25,34	2,53	8,70	-3,77	-7,86	3,69	6,96
Otros flujos privados, netos.....	-11,96	-25,49	-21,54	-35,35	-23,95	-4,51	-1,39

* Previsiones

Fuente: FMI.

rencia se presenta entre los mercados de valores no existiendo mayores diferencias entre los mercados domésticos de bonos. Por otra parte, el nivel de bancarización es muy similar entre las economías de América Latina y Europa del Este teniendo los mercados de valores de estas últimas economías un tamaño ligeramente superior. Las variables empleadas en el análisis cluster son el ingreso per capita y "la profundidad financiera" (financial depth) definida como la suma de las obligaciones líquidas del sistema bancario, la capitalización de los mercados de valores y bonos pendientes de pago con respecto al producto.

En el caso de nuestro interés, Chile es la única economía que pertenecería al grupo de economías relativamente más desarrolladas y con mayor "profundidad financiera". Argentina, Brasil y México formarían parte del grupo de economías con una menor "profundidad financiera" y un ingreso per cápita relativamente alto. Finalmente, Colombia, Perú y Venezuela formarían parte del grupo de economías con ingreso per capita medio y una "profundidad financiera" baja. En el siguiente cuadro mostramos la capitalización bursátil de los principales mercados de valores de América Latina.

CAPITALIZACIÓN BURSÁTIL (MILES DE MILLONES USD, A FIN DE PERÍODO)

	1997		1998		1999		2000		2001		2002*	
	USD	%	USD	%	USD	%	USD	%	USD	%	USD	%
Argentina.....	59,2	10,0%	45,3	11,7%	83,9	14,7%	165,8	27,6%	192,5	32,2%	128,4	23,2%
Brasil.....	252,8	42,7%	162,1	42,0%	228,5	40,1%	225,5	37,5%	185,4	31,0%	193,0	34,9%
Chile.....	71,9	12,2%	51,9	13,5%	68,5	12,0%	52,8	8,8%	56,7	9,5%	55,9	10,1%
Colombia.....	16,2	2,7%	11,2	2,9%	9,6	1,7%	7,0	1,2%	13,1	2,2%	11,9	2,1%
Costa Rica.....	0,8	0,1%	1,3	0,3%	2,3	0,4%	2,9	0,5%	3,0	0,5%	3,0	0,6%
Ecuador.....	2,0	0,3%	1,6	0,4%	0,5	0,1%	0,7	0,1%	1,4	0,2%	1,5	0,3%
El Salvador.....	0,5	0,1%	1,4	0,4%	2,1	0,4%	1,7	0,3%	1,5	0,3%	1,4	0,3%
México.....	156,2	26,4%	92,0	23,9%	153,5	26,9%	125,7	20,9%	126,6	21,2%	140,6	25,4%
Perú.....	17,4	2,9%	11,0	2,9%	13,4	2,4%	10,5	1,7%	10,9	1,8%	11,9	2,2%
Uruguay.....	0,2	0,0%	0,2	0,1%	0,2	0,0%	0,2	0,0%	0,2	0,0%	0,1	0,0%
Venezuela.....	14,6	2,5%	7,6	2,0%	7,5	1,3%	8,1	1,4%	6,2	1,0%	4,6	0,8%
Total.....	591,8	100,0%	385,5	100,0%	570,0	100,0%	601,0	100,0%	597,6	100,0%	552,4	100,0%

* Datos a fines de marzo.

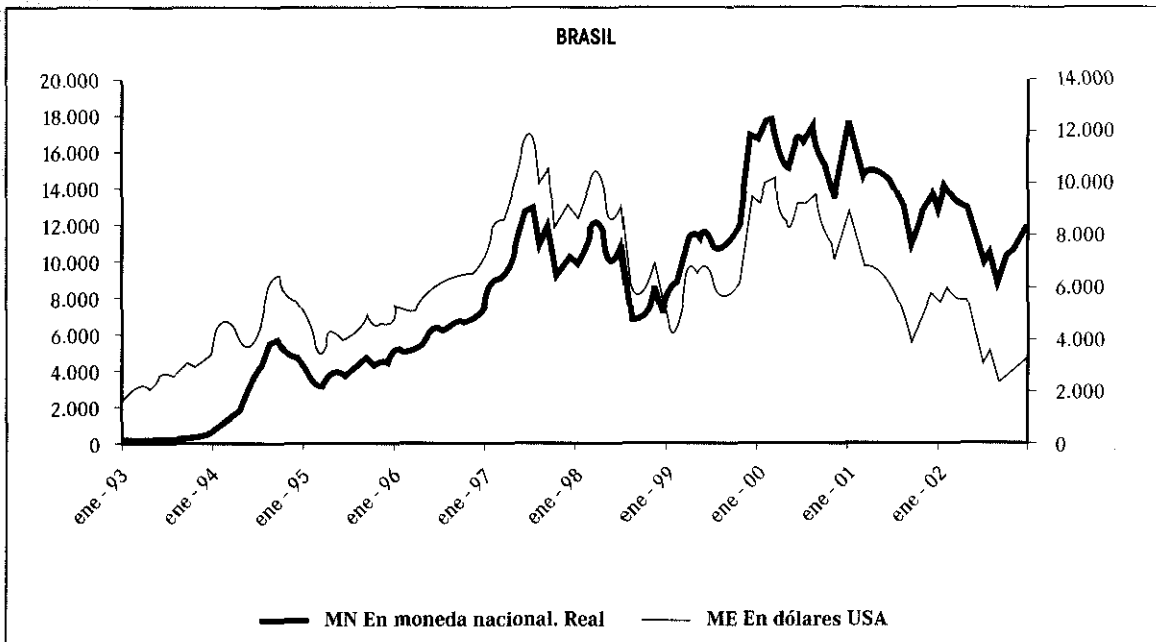
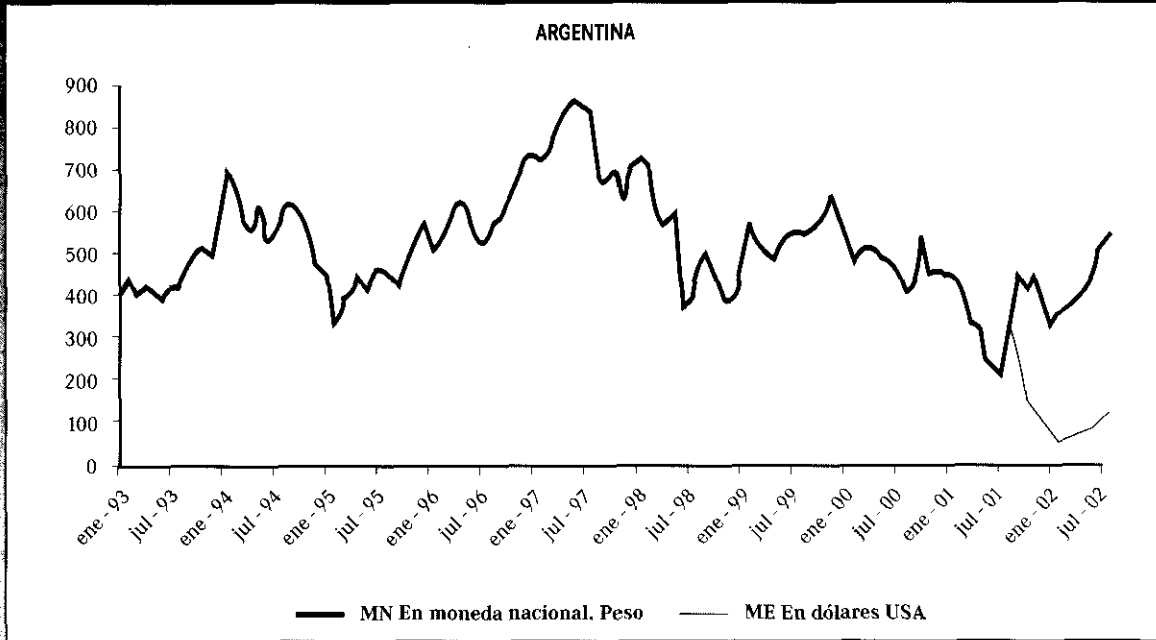
Fuente: Federación Iberoamericana de Bolsas (FIBV).

ESTUDIO

A continuación mostramos la evolución de los mercados de valores de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y

Venezuela; debido a que representan aproximadamente el total de la capitalización bursátil de Iberoamérica.

EVOLUCIÓN DE LOS ÍNDICES SELECCIONADOS DE LAS BOLSAS DE VALORES DE IBEROAMÉRICA (1993-2002)

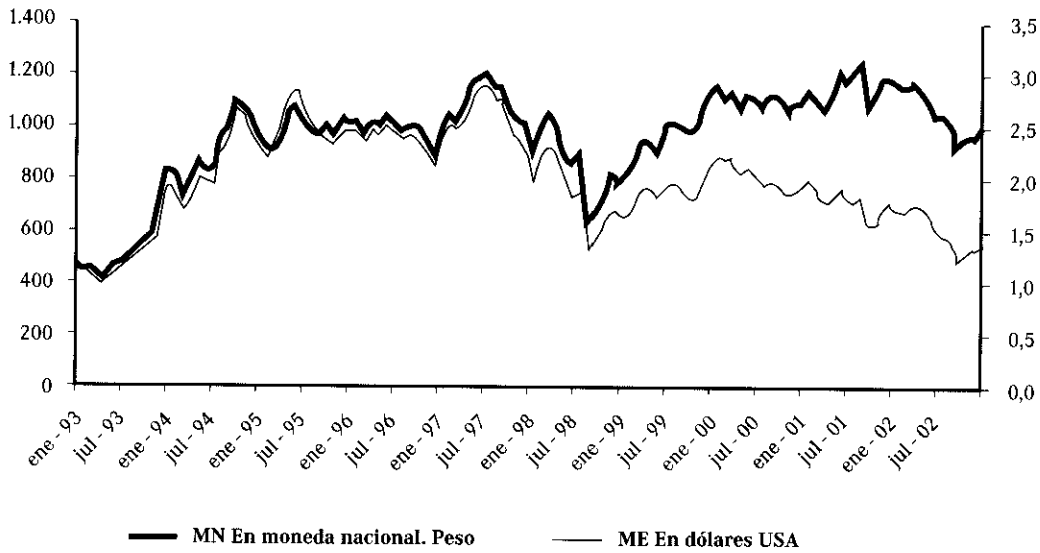


Fuente: Económica.

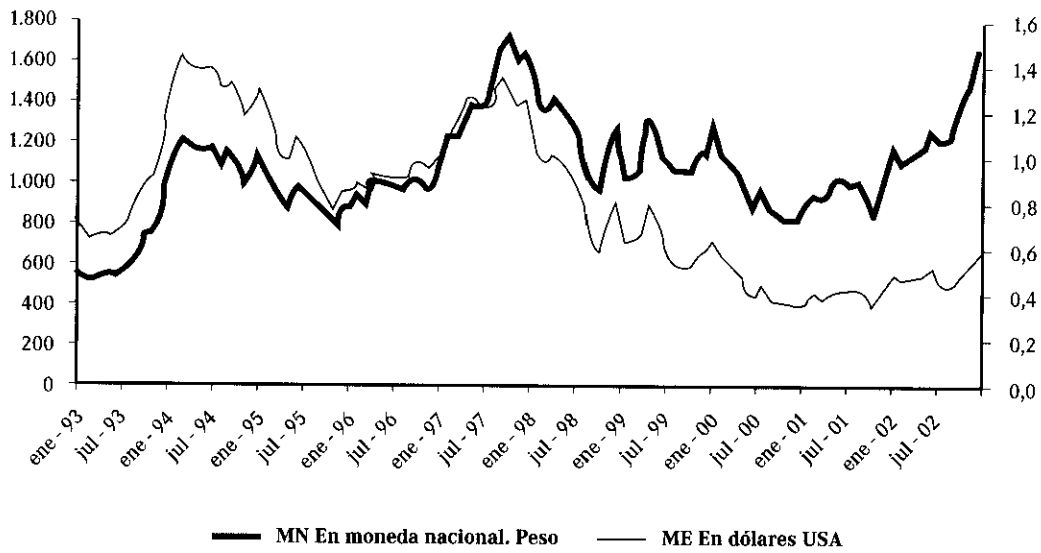
ESTUDIO

EVOLUCIÓN DE LOS ÍNDICES SELECCIONADOS DE LAS BOLSAS DE VALORES DE IBEROAMÉRICA (1993-2002)

CHILE



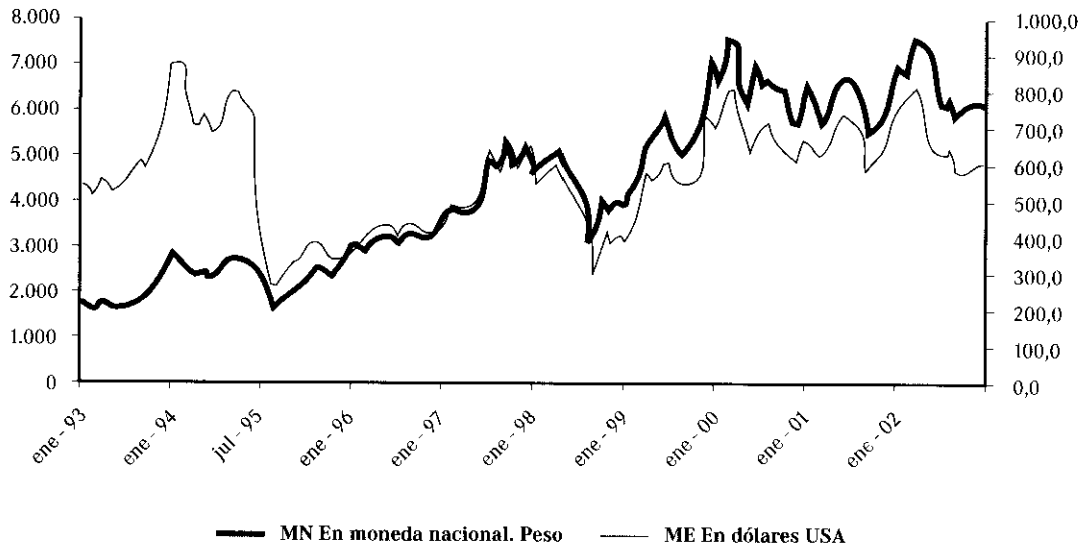
COLOMBIA



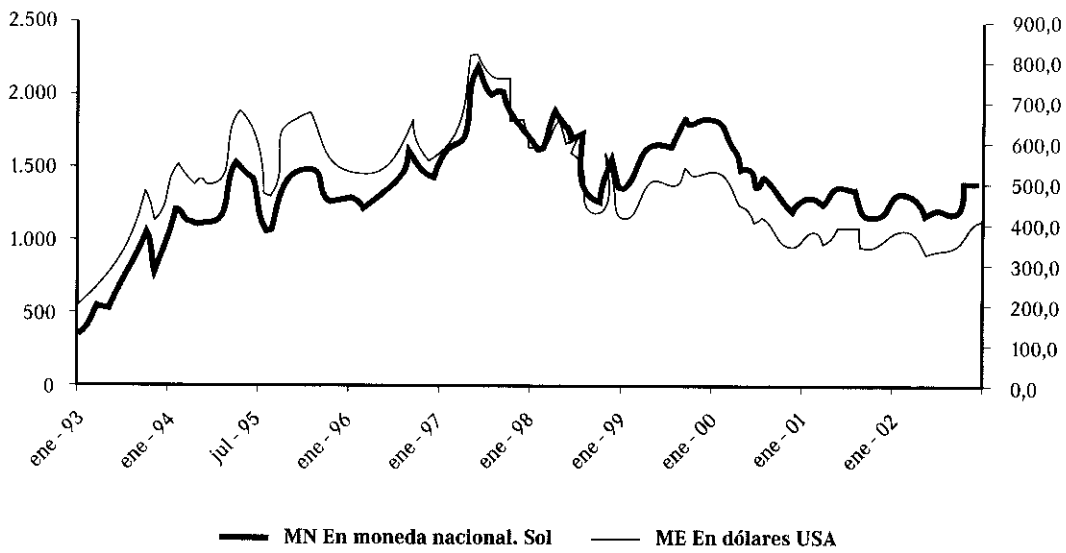
Fuente: Económica.

EVOLUCIÓN DE LOS ÍNDICES SELECCIONADOS DE LAS BOLSAS DE VALORES DE IBEROAMÉRICA (1993-2002)

MÉXICO

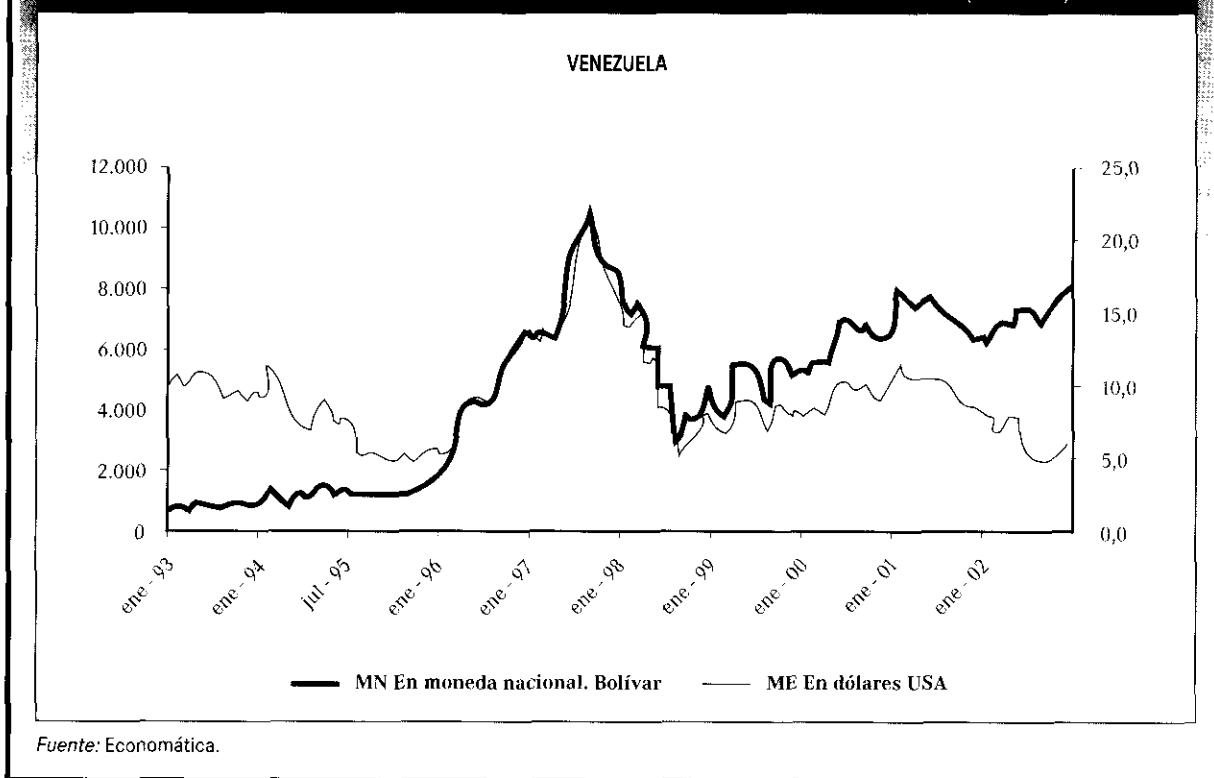


PERÚ



Fuente: Economática.

EVOLUCIÓN DE LOS ÍNDICES SELECCIONADOS DE LAS BOLSAS DE VALORES DE IBEROAMÉRICA (1993-2002)



Los índices se encuentran expresados en sus respectivas monedas nacionales (MN) así como en USD (ME). Obsérvese que los índices - en ambas monedas - muestran una tendencia inicial creciente hasta el inicio de la crisis asiática a mediados de 1997. A partir de esta fecha los índices disminuyen especialmente en USD como consecuencia de las devaluaciones de las monedas iberoamericanas. Efectivamente, a partir de mediados de 1997, los índices Argentina, Chile, Colombia y Perú muestran una tendencia decreciente. Por su parte, el índice de Brasil se recupera momentáneamente tras la crisis asiática para luego disminuir bruscamente como consecuencia de la depreciación del real en enero de 1999. Mención aparte merecen los casos de México y Venezuela. El índice de México disminuye bruscamente a principios de 1995 a raíz del denominado "efecto tequila" y se

recupera momentáneamente hasta el inicio de la crisis asiática. Finalmente, el índice de Venezuela parece mostrar una evolución al margen del resto de las economías de Latinoamérica caracterizada por la presencia de una burbuja especulativa que estalló con el inicio mismo de la crisis asiática.

ESTADO DE LA CUESTION

Todas aquellas aproximaciones que intenten determinar un componente común de los mercados de valores en una región o un conjunto de países permiten, en primer lugar, contrastar el grado de integración entre estas economías. En segundo lugar, este tipo de estudios fomentan la di-

versificación de carteras y la disminución del riesgo de las inversiones a nivel mundial.

Según Ayuso y Blanco (1999) la aproximación más utilizada para medir el grado de integración entre mercados de valores es el cálculo de la correlación entre las rentabilidades de dichos mercados. Sin embargo, estos mismos autores señalan que la mayoría de estas aproximaciones únicamente evalúan la existencia de vínculos financieros. De esta manera, los mayores vínculos entre los mercados de valores observados en los últimos años pueden ser consecuencia de una mayor integración financiera o una mayor globalización de los medios tecnológicos en términos generales.

Con respecto a la integración de los mercados de valores en América Latina Heaney, Hooper y Jaugietis (2002) contrastan la integración de estos mercados a nivel regional y mundial durante el periodo enero 1985 y abril 2001. Este periodo fue seleccionado para capturar los efectos de la liberalización de los mercados financieros experimentados a inicios de la década de los noventa. Los índices empleados corresponden a los mercados de valores de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Venezuela y el S&P 500 como proxy de un índice a nivel mundial.

En este caso, las correlaciones son obtenidas a partir de rendimientos a 24 meses¹. La correlación regional es calculada a partir de los rendimientos de cada mercado y un índice regional construido en cada caso. Por otra parte, la correlación mundial es calculada entre los rendimientos de cada mercado y la variable proxy del índice mundial². A continuación se generaron series de correlaciones promedio para observar la evolución de las mismas a lo largo del tiempo. Es así que se puede determinar que las correlaciones promedio regiona-

les exceden a las correlaciones promedio mundiales a partir de 1992, salvo durante el periodo correspondiente a la crisis asiática. Este hecho estaría mostrando una mayor integración regional más aún cuando las correlaciones promedio regionales aumentan considerablemente a partir de 1989.

Según Heaney, Hooper y Jaugietis (2002) las correlaciones promedio mundiales excedieron a las regionales durante la crisis asiática debido a que los mercados muestran mayores correlaciones en periodos de mayor volatilidad (sobre este punto volveremos más adelante). Este hecho no se produjo a finales de 1987 porque para esa fecha los mercados de América Latina se encontraban segmentados como consecuencia del alto grado de endeudamiento externo.

Uno de los aspectos a tener en cuenta al momento de estimar la correlación entre mercados de valores es que durante periodos de mayor volatilidad en un mercado; la correlación entre los rendimientos de este mercado en particular y otros mercados aumenta.

Efectivamente, Forbes y Rigobon (1999) señalan que la estimación de la correlación entre mercados está sesgada hacia arriba por lo que en la mayoría de las crisis financieras de los últimos años se encuentra evidencia de "contagio"³. En este sentido, se define "contagio" como un incremento significativo de la correlación entre mercados durante un periodo de crisis. Sin embargo, es necesario aclarar que existen mercados moderadamente correlacionados (por ejemplo, Alemania e Italia) así como mercados altamente correlacionados (por ejemplo, EEUU y Canadá) en donde un shock externo no aumenta significativamente la correlación entre dichos mercados. De esta manera, es necesario diferenciar "contagio" e interdependencia entre mercados⁴.

¹ Estos rendimientos fueron obtenidos a partir de tasas ajustadas por dividendos y capitalización bursátil.

² Heaney, Hooper y Jaugietis (2002) elaboran índices regionales específicos a cada país para evitar la posibilidad de correlaciones espúreas. Por ejemplo, para elaborar el índice de Argentina en el instante de tiempo t , promedian las rentabilidades en el instante t de los otros países de la muestra.

³ Las crisis consideradas son la crisis asiática a mediados de 1997, la crisis mexicana de principios de 1995 y el crash del mercado de valores en EEUU durante 1987.

⁴ Forbes y Rigobon (1999) denominan interdependencia a cualquier nivel de co-movimientos entre mercados que sugieran la existencia de fuertes vínculos reales entre las economías.

Otro tipo de aproximaciones al grado de integración entre mercados de valores corresponde a los estudios en el campo de las series temporales y cointegración. En este sentido, Fernández - Serrano y Sosvilla - Rivero (2002) señalan que existen escasos estudios acerca de los vínculos entre los mercados de valores de los EEUU y las economías emergentes de América Latina a pesar de la creciente importancia de estas economías entre las emergentes.

Los resultados obtenidos por Fernández - Serrano y Sosvilla - Rivero (2002) muestran la existencia de relaciones a largo plazo entre los mercados de valores de Estados Unidos y América Latina considerando además la presencia de cambios estructurales en vez de las especificaciones convencionales de cointegración. Al respecto, podemos señalar que las crisis de 1997 y 1998 tuvieron un importante impacto en las relaciones de largo plazo entre estos mercados de valores. Los resultados fueron obtenidos empleando las cotizaciones diarias entre el 2 de enero de 1995 y el 14 de febrero del 2002.

En este sentido, la evidencia de cointegración entre los mercados de valores de Estados Unidos y América Latina indica la presencia de factores comunes por lo que variaciones independientes entre estos mercados son menos posibles. Por lo tanto, aunque aún es posible una diversificación de carteras a corto plazo, las ganancias derivadas de una diversificación internacional a largo plazo se ven reducidas considerablemente.

En esta misma línea, Pérez de Gracia y Cuñado (2000) analizan el grado de integración financiera en algunos países de América Latina a partir de los índices bursátiles durante el periodo comprendido entre agosto de 1991 y marzo de 1999. Adicionalmente, intentan identificar economías

"líderes" a través de contrastes de causalidad en el sentido de Granger.

Por otra parte, Fratzscher (2001) analiza el proceso de integración de los mercados de valores de los países pertenecientes a la Unión Europea. Los resultados obtenidos muestran, en primer lugar, una mayor integración entre los mercados europeos a partir de 1996. En segundo lugar, se encuentra evidencia que el área euro esta adquiriendo un mayor protagonismo en comparación a los Estados Unidos.

Fratzscher (2001) considera una versión de la condición de paridad de intereses descubierta para contrastar la integración de 16 países de la OECD⁵. Por este motivo, se implementa una aproximación GARCH con coeficientes variantes en el tiempo (GARCH with time - varying coefficients) para analizar y comparar la importancia de tres pilares de la unión monetaria europea: la estabilidad del tipo de cambio, la convergencia real y la convergencia de la política monetaria.

Este último tipo de aproximaciones resaltan la volatilidad inherente a los mercados de valores. Las especificaciones que más frecuentemente se han empleado en el estudio de la volatilidad o heterocedasticidad de la rentabilidad de los mercados de valores son los modelos del tipo GARCH desarrollados por Engle (1982) y Bollerslev (1986)⁶.

ANÁLISIS FACTORIAL

Para obtener un componente común de los principales mercados de valores de América Latina emplearemos el análisis factorial. De ma-

⁵ Según Fratzscher (2001) los estudios en macroeconomía internacional y finanzas internacionales han desarrollado metodologías muy relacionadas para contrastar la integración entre mercados. En el campo de la macroeconomía internacional la mayoría de los estudios consideran la condición de paridad de intereses. Por otra parte, en el campo de las finanzas internacionales la mayoría de los estudios emplean versiones del modelo CAPM (Capital Asset Pricing Model).

⁶ En los años sesenta Mandelbrot (1963) y Fama (1965) señalaron que las rentabilidades de los mercados de valores presentan por lo general una distribución no normal.

nera muy general podemos mencionar que las diferentes metodologías asociadas al análisis factorial intentan identificar variables subyacentes, o factores, que expliquen la configuración de correlaciones entre un conjunto de variables observadas. Este tipo de aproximaciones se utiliza con frecuencia en la reducción de datos, identificando un pequeño número de factores que explique la mayoría de la varianza en un número mayor de variables observadas.

Según Jobson (1992) un modelo de análisis factorial esta compuesto de:

1. Un conjunto de p variables observables X_1, X_2, \dots, X_p con matriz de varianzas-covarianzas $\Sigma_{p \times p}$
2. Un conjunto de m variables no observables denominadas factores comunes F_1, F_2, \dots, F_m , con $m \leq p$
3. Un conjunto de p factores únicos no observables U_1, U_2, \dots, U_p .

Matricialmente este tipo de modelos se pueden representar de la forma:

$$Z = \Delta F + DU \quad (1)$$

donde:

- Z es un vector de orden $p \times 1$ que contiene los elementos $Z_i = (X_i - \mu_i) / \sigma_{X_i}$, $i = 1, 2, \dots, p$. Es decir, Z es un vector de variables reducidas o estandarizadas.
- F es un vector de orden $m \times 1$ que contiene los factores comunes linealmente independientes, F_j con $j = 1, 2, \dots, m$;
- Δ es una matriz de orden $p \times m$ que contiene las saturaciones (*loadings*) no observables, a_{ij} , de la variable X_i sobre el factor F_j con $i = 1, 2, \dots, p$; $j = 1, 2, \dots, m$;
- D es una matriz diagonal de orden $p \times p$ cuyos elementos d_i , $i = 1, 2, \dots, p$; son los coeficientes de los factores únicos U_i .
- U es el vector de orden $p \times 1$ que contiene los factores únicos U_i , $i = 1, 2, \dots, p$.

Una sencilla demostración matemática nos lleva a expresar la matriz de varianzas-covarianzas de la forma:

$$\Sigma = \rho = \Delta \Delta' + DD' \quad (2)$$

Por lo tanto, las saturaciones (*loadings*) a1 deben cumplir esta condición⁷. Sin embargo, existen una infinidad de matrices Δ que cumplen esta condición. Entre los métodos más empleados para obtener la matriz Δ se encuentran las aproximaciones de Máxima Verosimilitud y Componentes Principales.

Según García, Gil y Rodríguez (2000) la mayoría de las especificaciones de análisis factorial no contemplan la diferencia entre un factor de error propiamente dicho y un factor específico. Por lo tanto, la varianza unitaria de las variables estandarizadas Z_i se pueden expresar de la siguiente manera:

$$\text{Varianza } (Z_i) = 1 = \text{Comunalidad} + \text{Varianza Específica} + \text{Varianza de Error}$$

En donde la comunalidad representa la contribución de todos los factores comunes a la variabilidad total de la variable Z_i . Para Hair, Anderson, Tatham y Black (1999) el método de Máxima Verosimilitud resulta más recomendable cuando se desconoce precisamente la estructura de las varianzas unitarias.

EVIDENCIA EMPÍRICA

Para determinar un componente común de los mercados de valores de América Latina seleccionamos aquellos índices con mayor capitalización bursátil a nivel regional. En este sentido, los índices seleccionados son el índice Merval de la Bolsa de Valores de Buenos Aires, el índice BOVESPA de la Bolsa de Valores de Sao Paulo, el

⁷ Como las variables Z_i son variables estandarizadas la matriz de varianzas - covarianzas Σ es equivalente a la matriz de correlaciones ρ .

índice General de la Bolsa de Valores de Santiago de Chile (IPSA), el índice General de la Bolsa de Valores de Colombia (IGBC), el índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa de Valores de México (IPyC), el índice General de la Bolsa de Valores de Lima (IGBVL) y el índice General de la Bolsa de Valores de Caracas. Los índices se encuentran denominados en USD de manera que evitamos aquellas distorsiones asociadas a las variaciones de los precios domésticos. El periodo de estudio abarca los meses comprendidos entre enero de 1993 y diciembre del 2002. Iniciamos el estudio en enero de 1993 porque consideramos que a partir de esta fecha ya se habrían disipado las principales distorsiones originadas a partir de los programas de reformas estructurales implementados en las economías de América Latina a fines de los años ochenta y principios de los noventa.

Una primera aproximación del grado de integración entre mercados de valores se puede obtener analizando los coeficientes de correlación entre rentabilidades. Por lo tanto, en el siguiente cuadro mostramos los coeficientes de correlación de los índices seleccionados. Adicionalmente incluimos las rentabilidades del

índice Dow Jones y Standard & Poor's 500 para considerar la rentabilidad de índices líderes a nivel mundial.

Los resultados obtenidos muestran fuertes vínculos entre Argentina y Chile, Argentina y México, Brasil y Chile, Brasil y México, Brasil y Perú, Chile y México, Chile y Perú así como moderadamente fuertes entre Argentina y Brasil, Argentina y Perú, Argentina y Venezuela y México con Perú. Obsérvese, además, que únicamente Brasil, Chile y México muestran fuertes vínculos con los mercados norteamericanos.

Por lo expuesto anteriormente es de esperar que la correlación entre las rentabilidades de los mercados de valores aumente durante periodos de crisis. Por este motivo, calculamos los coeficientes de correlación excluyendo los meses correspondientes a las crisis financieras experimentadas en los últimos años. De esta manera excluimos los meses de diciembre de 1994 y enero de 1995 (crisis mexicana), los meses comprendidos entre septiembre y noviembre de 1997 (crisis asiática), agosto y septiembre de 1998 (crisis en la Federación Rusa) y finalmente enero y febrero de 1999 (crisis brasileña)⁸.

MATRIZ DE CORRELACIONES: 1993:01 - 2002:12 (1)

	Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México	Perú	Venezuela	Dow Jones	S&P 500
Argentina.....	1,0000	0,4548	0,5058	0,3243	0,5695	0,4503	0,4440	0,3715	0,3732
Brasil.....		1,0000	0,5805	0,2863	0,5758	0,5041	0,3093	0,5818	0,5571
Chile.....			1,0000	0,3071	0,5821	0,5629	0,3490	0,5661	0,5287
Colombia.....				1,0000	0,1659	0,3568	0,2781	0,1547	0,0997
México.....					1,0000	0,4891	0,3296	0,4936	0,4915
Perú.....						1,0000	0,3236	0,3061	0,2412
Venezuela.....							1,0000	0,2044	0,2442
Dow Jones.....								1,0000	0,9249
S&P(500).....									1,0000

⁸ La exclusión de estos meses puede resultar en cierta medida arbitraria. Por lo tanto, se consideraron otros periodos de crisis no obteniéndose mayores diferencias en los resultados obtenidos.

ESTUDIO

MATRIZ DE CORRELACIONES: 1993:01 - 2002:12 EXCLUYENDO PERIODOS DE CRISIS (2)

	Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México	Perú	Venezuela	Dow Jones	S&P(500)
Argentina.....	1,0000	0,3486	0,3987	0,2679	0,5346	0,3630	0,3543	0,2799	0,3005
Brasil.....		1,0000	0,5083	0,1881	0,5560	0,4134	0,1783	0,5367	0,5393
Chile.....			1,0000	0,2584	0,5119	0,4687	0,1852	0,4976	0,4663
Colombia.....				1,0000	0,1802	0,3126	0,2223	0,1069	0,0652
México.....					1,0000	0,3945	0,2431	0,5027	0,5215
Perú.....						1,0000	0,2122	0,2171	0,1723
Venezuela.....							1,0000	0,0512	0,1031
Dow Jones.....								1,0000	0,9198
S&P(500).....									1,0000

En este caso, los mayores vínculos se observan entre Argentina y México, Brasil y Chile, Brasil y México, Chile y México y Chile con Perú. Por otra parte, se observan vínculos moderados entre los mercados de Argentina y Chile, Brasil y Perú y México con Perú. En la mayoría de los casos observamos que los coeficientes de correlación aumentan durante los periodos de crisis salvo en los casos de México y Colombia así como México y los mercados norteamericanos.

Obtención de un componente común de los índices bursátiles iberoamericanos

El criterio más utilizado para determinar el número de factores es considerar al menos tantos factores como autovalores de la matriz de correlaciones sean mayores a 1°. Los autovalores obtenidos nos llevarían a considerar un único factor que explica el 50,89% de la varianza total.

Una vez conocidos los autovalores obtenemos sus respectivos autovectores¹⁰. Piénsese en cada autovector como los ejes de un sistema n dimen-

AUTOVALORES DE LA MATRIZ DE CORRELACIONES

N.º Factores	Autovalores	% Varianza	% Acumulado
1	3,5623	50,89	50,89
2	0,9081	12,97	63,86
3	0,7643	10,92	74,78
4	0,5309	7,58	82,36
5	0,4857	6,94	89,30
6	0,3995	5,71	95,01
7	0,3494	4,99	100,00

sional (en nuestro caso, 7 dimensiones). Así, el primer autovector se puede interpretar como la evolución temporal promedio de las bolsas de valores. Obsérvese que los valores calculados giran en torno a 0.40 a excepción de Colombia y Venezuela. Por otra parte, el segundo autovector mostraría las desviaciones respecto a ese promedio. En este caso, las bolsas de Brasil, Chile y México presentarían variaciones en el mismo sentido que la evolución promedio; a diferencia de Colombia y Venezuela que variarían en sentido opuesto.

⁹ En una matriz de correlaciones la media de los autovalores es 1 y como la varianza de cada uno de las variables observables también es 1; este criterio sugiere considerar aquellos factores que expliquen al menos tanto como una variable individual.

¹⁰ Como los autovalores están ordenados de mayor a menor; el primer autovector corresponde al mayor autovalor, el segundo autovector corresponde al segundo autovalor y así sucesivamente.

ESTUDIO

AUTOVECTORES DE LA MATRIZ DE CORRELACIONES

	1	2	3	4	5	6	7
Argentina	0,4039	-0,0285	-0,2997	-0,6474	-0,3000	-0,0862	-0,4792
Brasil.....	0,4054	0,2336	0,2153	0,1250	0,6777	-0,3887	-0,3300
Chile.....	0,4258	0,1715	0,1613	0,1657	0,0208	0,8458	-0,1412
Colombia.....	0,2629	-0,7813	0,4185	-0,2496	0,1589	0,0310	0,2384
México	0,4103	0,4063	-0,0915	-0,2735	0,0106	-0,0916	0,7582
Perú	0,3982	-0,0055	0,3094	0,4729	-0,6357	-0,3415	-0,0370
Venezuela	0,3085	-0,3737	-0,7474	0,4209	0,1445	-0,0076	0,0920

Las saturaciones (*loadings*), varianzas específicas y comunalidades estimadas mediante Máxima Verosimilitud considerando un único factor común son las siguientes:

obtienen elevando al cuadrado cada una de las saturaciones. Asimismo, la suma de las saturaciones al cuadrado es 3,040 equivalente al 43,34% (3,040/7) de la varianza total¹².

SATURACIONES (LOADINGS), VARIANZA ESPECÍFICA Y COMUNALIDADES

	Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México	Perú	Venezuela
Loadings	0,694	0,726	0,777	0,397	0,748	0,691	0,484
SpecificVar.....	0,519	0,473	0,397	0,842	0,440	0,522	0,766
Comunalidades	0,481	0,527	0,603	0,158	0,560	0,478	0,234

Según Jobson (1992) podemos interpretar la matriz de saturaciones como las coordenadas de un punto en un espacio m-dimensional (en nuestro caso, una dimensión) en donde cada eje de coordenadas representa a un factor. Los resultados obtenidos muestran que únicamente Colombia y Venezuela se encontrarían relativamente más alejadas del único factor común. Efectivamente, las varianzas específicas o indistintamente las comunalidades obtenidas muestran que Colombia y Venezuela presentan los valores más próximos a la unidad¹¹. Obsérvese que las comunalidades se

Finalmente, la probabilidad asociada al estadístico de Máxima Verosimilitud nos lleva a no rechazar la hipótesis nula de un único factor común.

PRUEBA DE LA BONDAD DE AJUSTE

Chi-cuadrado	gl	Sig.
18,503	14	0,185

En el siguiente cuadro contrastamos la capacidad explicativa del factor común. Por este motivo

¹¹ Una varianza específica igual a 1 ó una comunalidad igual a 0 indica la no existencia factores comunes para dicha variable mientras que una varianza específica igual a 0 ó una comunalidad igual a 1 indica que dicha variable se encuentra determinada totalmente por factores comunes.

¹² La varianza explicada por el primer factor es menor a la varianza explicada por el primer autovalor (50,89%) porque el método de Máxima Verosimilitud considera una estructura de la varianza más compleja.

obtenemos, en primer lugar, el coeficiente de determinación de considerar como variable dependiente a cada una de las rentabilidades y como variables independientes a todas las demás rentabilidades [R2 (1)]. En segundo lugar calculamos el coeficiente de determinación de considerar como variable dependiente a cada una de las rentabilidades y como única variable independiente las puntuaciones factoriales (factor scores) asociadas al factor común obtenido [R2 (2)]. Las puntuaciones factoriales fueron obtenidas siguiendo el método de Barlett.

de América Latina trataremos de cubrir una sujeta posición en estos mercados. Según Hull (2003) una posición corta (PC) de este tipo tiene la siguiente forma:

$$PC = \Delta C - h\Delta I \quad (3)$$

en donde:

ΔC : cambio en la cartera compuesta por los principales mercados de América Latina

ΔI : cambio en un índice de precios de los principales mercados de América Latina

h: ratio de cobertura

CAPACIDAD EXPLICATIVA DEL FACTOR COMÚN

	Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México	Perú	Venezuela
R ² (1).....	0,4490	0,4540	0,5045	0,2033	0,5116	0,4182	0,2381
R ² (2).....	0,5581	0,6110	0,7001	0,1830	0,6495	0,5543	0,2715
[(2) - (1)]/(1).....	24,30%	34,58%	38,78%	-9,99%	26,96%	32,54%	14,03%

En todos los casos se encuentran coeficientes de determinación mayores cuando se emplea como variable independiente las puntuaciones factoriales asociadas al único factor común a excepción de Colombia. Al respecto, coeficientes de determinación en torno a 0,6 indicarían ajustes aceptables teniendo en cuenta que nuestras variables son rentabilidades de mercado. En este sentido, obsérvese el pequeño ajuste obtenido para los casos de Colombia y Venezuela. Adicionalmente realizamos pruebas excluyendo los nes (loadings) varianza específica y comunalidades períodos de crisis así como los casos de Colombia y Venezuela no encontrándose mayores diferencias.

Por definición la varianza de la posición corta es:

$$\text{Var}(PC) = \text{Var}(\Delta C) + h^2\text{Var}(\Delta I) - 2h\text{Cov}(\Delta C, \Delta I)$$

De manera que al optimizar la expresión anterior respecto al ratio de cobertura obtenemos:

$$h^* = \frac{\sigma_c}{\sigma_i} \rho \quad (4)$$

donde:

σ_c : desviación estándar de ΔC

σ_i : desviación estándar de ΔI

ρ : coeficiente de correlación entre ΔC y ΔI

En otras palabras, el ratio de cobertura óptimo, h^* , es la pendiente de la recta que mejor se ajusta a la regresión de ΔC con respecto a ΔI . A partir de este resultado, consideremos p_2 como la proporción de la varianza que es eliminada mediante cobertura. De esta manera, definimos la efectividad de cobertura (*hedge effectiveness*) como:

$$HE = h^{*2} \frac{\sigma_i}{\sigma_c} \quad (5)$$

EL RATIO DE COBERTURA OPTIMO

Una vez determinada la existencia de un factor común entre los principales mercados de valores

La efectividad de cobertura en una cartera de mercados de Iberoamérica

Una vez determinada la existencia de un factor común entre los principales mercados de valores de América Latina trataremos de cubrir una su- puesta posición en estos mercados.

De esta manera, construimos carteras ficticias compuestas por los principales mercados de valores de América Latina. Al respecto, consideramos dos posibles índices de precios. El primer índice de precios es obtenido a partir de las rentabilidades ponderadas por capitalización de mercado¹³. El segundo índice de precios es el factor común obtenido mediante análisis factorial.

En el siguiente cuadro mostramos la efectividad de cobertura (*hedge effectiveness*) obtenidas a partir de distintas carteras ficticias. En las primeras siete carteras incluimos consecutivamente los mercados de valores con mayor capitalización promedio durante el período de estudio¹⁴. En todos estos casos, asignamos la misma ponderación a cada mercado. Por otra parte, en la Cartera 8 las ponderaciones empleadas en la cartera ficticia son equivalentes a la capitalizaciones promedio.

de valores (Brasil, México y Argentina). Obsérvese que al incluir más mercados en las carteras, el factor común obtenido mediante análisis factorial permite obtener una mayor efectividad de cobertura. Sin embargo, la cartera compuesta por los siete mercados de valores (Cartera 8) tiene una mayor efectividad de cobertura cuando se emplea un índice de precios ponderado por la capitalización de mercado.

Por lo tanto, un inversionista cualquiera reduciría el riesgo asociado a una cartera en los mercados de valores de América Latina simplemente invirtiendo en los mercados con mayor capitalización de mercado (Brasil, México y Argentina). Efectivamente, en las siguientes carteras la mayor efectividad de cobertura se obtiene cuando se considera un índice de precios ponderado por capitalización de mercado.

EFFECTIVIDAD DE COBERTURA

	Cartera 9	Cartera 10
Índice ponderado capitalización	0,9761	0,9691
Factor Común	0,8588	0,8651

EFFECTIVIDAD DE COBERTURA

	Cartera 1	Cartera 2	Cartera 3	Cartera 4	Cartera 5	Cartera 6	Cartera 7	Cartera 8
Índice ponderado capitalización	0,8558	0,9641	0,9111	0,9351	0,9218	0,8949	0,8389	0,9884
Factor Común	0,6562	0,8104	0,8824	0,9410	0,9751	0,9733	0,9644	0,9110

Los resultados obtenidos muestran una mayor efectividad de cobertura cuando el índice de precios se encuentra ponderado por la capitalización de mercado en el caso de los tres mayores mercados

En este caso, las carteras 9 y 10 están compuestas únicamente por Argentina, Brasil y México. En la Cartera 9 asignamos un 50% de los recursos a Brasil, 30% a México y 20% a Argentina. Por

¹³ La información correspondiente a la capitalización de mercado fue obtenida de Datastream.

¹⁴ Es decir, la Cartera 1 esta compuesta únicamente por Brasil; la Cartera 2 esta compuesta por Brasil y México; la Cartera 3 esta compuesta por Brasil, México y Argentina; la Cartera 4 esta compuesta por Brasil, México, Argentina y Chile; la Cartera 5 esta compuesta por Brasil, México, Argentina, Chile y Colombia; la Cartera 6 esta compuesta por Brasil, México, Argentina, Chile, Colombia y Perú; y la Cartera 7 esta compuesta por Brasil, México, Argentina, Chile, Colombia, Perú y Venezuela.

otra parte, en la Cartera 10 las ponderaciones empleadas son equivalentes a las capitalizaciones promedio de estos tres mercados de valores.

CONCLUSIONES Y CONSIDERACIONES FINALES

Los resultados obtenidos muestran la presencia de un componente común entre los principales mercados de valores de América Latina. En este sentido, existiría un factor común entre los mercados de valores de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y Venezuela aunque un análisis más riguroso nos llevaría a considerar un único factor común entre los mercados de valores de Argentina, Brasil, Chile, México y Perú.

En todo caso, este tipo de resultados indicaría un mayor grado de integración entre los mercados de valores a nivel regional. Por lo tanto, todas aquellas estrategias que impliquen una diversificación de carteras a nivel regional únicamente obtendrían ganancias en el corto plazo.

Una de las limitaciones del componente común obtenido a través de un análisis factorial es que este tipo de aproximaciones emplean ponderaciones independientes del tamaño o liquidez de mercado. Es decir, este tipo de resultados tienen ciertas limitaciones al momento, por ejemplo, de cubrir una supuesta cartera latinoamericana. En otras palabras, los inversionistas internacionales reducirían el riesgo de una supuesta posición en los mercados latinoamericanos invirtiendo una mayor proporción de sus recursos en aquellos mercados con mayor capitalización bursátil. En este sentido, los resultados obtenidos muestran que para cubrir una supuesta posición en los mercados latinoamericanos únicamente sería necesario invertir en Brasil, México y Argentina.

Entre los aspectos pendientes de estudio podemos mencionar la existencia de un hipotéti-

co componente común entre los mercados de valores de los mercados emergentes. De esta manera no sólo estaríamos contrastando la integración de los mercados de valores sino también lo que Forbes y Rigobon (1999) denominaron "interdependencia" de los mercados emergentes.

Otra de las limitaciones del factor común obtenido a través de un análisis factorial es que no tiene en cuenta variables explicativas adicionales como los tipos de cambio, las tasas de interés, la volatilidad inherente a los mercados de valores y variables ficticias asociadas a las crisis internacionales de los últimos años.

Por otra parte, aún es necesario contrastar la efectividad de cobertura (*hedge effectiveness*) de una supuesta cartera latinoamericana cuando varía la participación de los mercados a lo largo del tiempo. Por ejemplo, el valor de mercado del Merval disminuyó considerablemente a fines del 2001 como consecuencia de una crisis política y económica que originó entre otras cosas el fin de la paridad dólar-peso argentino.

BIBLIOGRAFÍA

- AYUSO JUAN y BLANCO ROBERTO. Has financial market integration increased during the nineties?. Documento de Trabajo N.º 9923. Banco de España. Diciembre 1999.
- CUADRAS, C.M. Métodos de análisis multivariante. Estadística y análisis de datos, PPU. 1991
- JOBSON, J.D. Applied multivariate data analysis. Volume II: categorical and multivariate methods. Springer-Verlag. 1992.
- FERNANDEZ-SERRANO JOSÉ LUIS y SOSVILLA-RIVERO SIMÓN. Modelling the linkages between US and Latin American stocks markets. Documento de Trabajo 2002-14. Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA). Junio 2002.
- FEDERACION IBEROAMERICANA DE BOLSAS. Anuario Estadístico (varios números).

ESTUDIO

- FORBES KRISTIN y RIGOBON ROBERTO. No Contagion, only interdependence: Measuring Stock Markets Co - Movements. NIBER Working Paper 7267. Julio 1999.
- FRAITZSCHER MARCEL. Financial market integration in Europe: on the effects of EMU on stocks markets. Working Paper N.º 48. European Central Bank. Marzo 2001.
- GARCIA JIMÉNEZ EDUARDO, GIL FLORES JAVIER y RODRIGUEZ GOMEZ GREGORIO. Análisis Factorial. Cuadernos de Estadística N.º 7. Editorial Hespérides, Madrid. 2000.
- GARCIA HERRERO ALICIA, SANTILLAN JAVIER, GALLEGO SONSOLES, CUADRO LUCIA y EGEA CARLOS. Latin American financial development in perspective. Documento de Trabajo N.º 0216. Banco de España. Julio 2002.
- HAIR JOSEPH, ANDERSON ROLPH, TATHAM RONALD y BLACK WILLIAM. Análisis multivariante. Quinta edición. Prentice Hall. 1999.
- HEANEY RICHARD, HOOPER VINCE y JAUGIETIS MARTIN. Regional integration of stock markets in Latin America. Journal of Economic Integration. 2002.
- HULL JOHN C. OPTIONS, Futures and Other Derivatives. International Edition. Prentice Hall. Quinta Edición. 2003.
- INTERNATIONAL MONETARY FOUND. International capital markets developments, prospects, and key policy issues (varios números).
- PÉREZ DE GRACIA FERNANDO y CUÑADO JUNCAL. Integración bursátil en América Latina (versión preliminar). Mayo 2000.
- SILVERMAN B.W. Density estimation for statistics and data analysis. En: Monographs on Statistics and Applied Probability, London: Chapman and Hall, 1986.