

SBS Documentos de Trabajo

Copyright SBS 1999

Este documento expresa el punto de vista de los autores y no necesariamente la opinión de la Superintendencia de Banca y Seguros.

DT/02/1999

SUPERINTENDENCIA DE BANCA Y SEGUROS

INTEGRACIÓN Y FORMACIÓN DE PRECIOS EN LOS MERCADOS ACCIONARIOS LATINOAMERICANOS*

Alejandro Arrieta H.
Gerencia de Estudios Económicos
Superintendencia de Banca y Seguros

Carlos Otero B.
Consultor Internacional

Primera versión, agosto de 1998
Segunda versión, junio de 1999
Última versión, diciembre de 1999

Resumen

Este trabajo cuestiona la afirmación de integración de los mercados accionarios latinoamericanos y da una explicación a la formación de sus precios. Por medio de un modelo basado en la Teoría de Portafolios que incorpora el comportamiento de los inversionistas extranjeros, se muestra que la integración tiene un origen externo, y que por lo tanto la formación de precios en las bolsas latinoamericanas no depende de los fundamentos de cada mercado, sino de factores externos a la región. Para probar la hipótesis, se utiliza el modelo de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR) y evidencias basadas en la teoría de portafolios y modelos de equilibrio de activos de capital.

CLASIFICACION JEL: G15, G11, C32

CLAVE: Mercado de Valores, Integración regional, Teoría de portafolio

E-Mail de los autores: aarrieta@sbs.gob.pe

coterob@amauta.rcp.net.pe

* Trabajo presentado para la XVI Reunión Latinoamericana de la Sociedad Econométrica, llevada a cabo en Lima, en Agosto de 1998. Los autores agradecen los valiosos comentarios de los participantes al Seminario de Investigación SBS de mayo de 1999.

INDICE

I.	Introducción	2
II.	¿Integración de los mercados de valores en América Latina?	3
III.	Un modelo de integración de origen externo	8
IV.	Principales resultados econométricos y estadísticos	11
V.	Conclusiones	16
VI.	Anexos	17
VII.	Bibliografía	19

I. Introducción

Desde hace una década, los mercados accionarios latinoamericanos han empezado a sufrir un cambio significativo en sus estructuras de comportamiento. Este proceso se inicia en la década de los años ochenta, cuando los mercados de valores de países en desarrollo empezaron a ser el punto de atención de capitales extranjeros. Algunos autores distinguen a los factores que generaron esta llegada masiva de capitales, en dos categorías: factores de atracción (pull) y factores de presión (push)¹, dentro de los primeros se encuentra la reducción de controles cambiarios y de capitales en los principales países de la región, mientras que entre los factores de presión se puede mencionar a la caída en las tasas de interés internacionales y el exceso de liquidez de los países desarrollados².

Junto a estos factores, se generaron características intrínsecas en los llamados mercados emergentes, como las altas rentabilidades, el acelerado crecimiento de los volúmenes negociados y la fuerte volatilidad. Estos cambios fueron también comunes a las bolsas de valores latinoamericanas, produciéndose de este modo aparentes relaciones de causalidad e integración en la región. Desde ese entonces, para muchos es claro que las principales bolsas latinoamericanas pasaron de ser segmentadas a ser cada vez más “integradas”, hasta llegar al punto en el que los efectos tequila, tango o zamba, resultaron cada vez más frecuentes. Por ello, se ha hecho habitual e incluso rutinario en el análisis diario del mercado local, ver qué pasa en las bolsas vecinas antes de salir a operar.

Sin embargo, en este trabajo intentamos demostrar que la “integración” de los mercados de valores latinoamericanos, es en realidad aparente, que tiene su origen en factores ajenos a la región y en fallas de la estructura de nuestros mercados.

Intentamos demostrar también que esta mal llamada integración genera riesgos inherentes a la nueva estructura de los mercados, ocasionando primero que las ventajas de la diversificación internacional tiendan a desaparecer, y segundo, que las posibilidades de crisis que afectan a toda la región sean cada vez más sensibles a efectos de contagio regional y mundial.

En la primera parte del trabajo discutimos en torno al concepto de integración y su forma de medirla, se presenta además las principales características de los mercados de valores latinoamericanos. En la segunda sección se presenta un modelo basado en la teoría del portafolio y en las características de los mercados de la región, presentados en la primera parte. En la tercera sección, se muestra evidencia estadística y econométrica que refuerza la hipótesis propuesta. Finalmente se presentan las conclusiones a la luz de nuestro modelo.

1 Ul Haque y otros (1997), Claessens (1995) entre otros.

2 Gavin, Hausmann y Leiderman, 1996

II. ¿Integración de los mercados de valores en América Latina?

Teóricamente, la integración esta asociada con “la igualación de precios de productos y factores a través de mercados relevantes, de manera que la ley de un solo precio se mantiene”³. De esta manera, un mercado estará completamente integrado al mundo si la formación de los precios de sus activos se genera a través de algún riesgo sistemático mundial, independiente del riesgo del mercado al que pertenece; es decir que los precios se forman en función a la exposición frente a algún factor mundial común⁴. Por el contrario, si un mercado está completamente segmentado, el precio de sus activos no guardaría relación con factores mundiales, sino únicamente con el riesgo del propio mercado. El hecho es que en realidad, no se puede hablar de mercados integrados o segmentados completamente, sino de grados de integración que se espera, deberían ir variando en el tiempo⁵.

Existen diversos métodos para medir el grado de integración en la región⁶, sin embargo la más sencilla e intuitiva forma de hacerlo, es a través de correlaciones entre mercados. En el Cuadro 1 se presentan los coeficientes de correlación (ρ) entre los mercados de valores de Brasil, Argentina, México, Chile, Perú y Venezuela, para los periodos 1991 a 1993, 1994 a 1995 y 1996 a 1998⁷. Como puede apreciarse, la correlación es altamente positiva entre los mercados de Argentina, Brasil, Chile y México, seguidos por Perú, Venezuela y Colombia. En el periodo 1991 a 1993, se observa que las correlaciones no son significativas para ningún mercado de valores. Por otro lado es importante notar que las correlaciones se han vuelto más altas y significativas en los últimos cuatro años, sobre todo después del efecto tequila. Podríamos mostrar otros tests más rigurosos y sofisticados⁸, pero todos nos indicarían lo mismo, es decir, que existe integración entre los mercados de valores latinoamericanos y que ésta es cada vez mas fuerte y persistente, además que son los mercados de mayor capitalización los que están más “integrados”.

3 Akdogan, 1995

4 Bekaert y Harvey, 1995.

5 Bekaert y Harvey (1995), han mostrado que en muchos mercados emergentes el grado de integración varía en el tiempo, aunque señalan también que la hipótesis de mercados mundiales cada vez mas integrados no siempre puede ser aceptada.

6 Claessens (1995) y Akdogan (1995) discuten diferentes formas de testear y medir la segmentación de mercados de valores. Por otro lado, Bekaert y Harvey (1995) presentan una forma de medir la integración en diferentes momentos del tiempo.

7 Las correlaciones son estimadas sobre las rentabilidades diarias de los índices representativos de las bolsas de Sao Paulo (IBOVESPA, Brasil), Buenos Aires (MERVAL, Argentina), México (IPC, México), Santiago (IPSA, Chile), Lima (IGBVL, Perú) y Caracas (IBC, Venezuela).

8 Además de los coeficientes de correlación, se aplicaron dos pruebas que arrojaron los mismos resultados. El primero se basó en el International Capital Asset Pricing Model (ICAPM) y el segundo en un test de Vectores Autorregresivos.

CUADRO 1: COEFICIENTES DE CORRELACIÓN DE LAS PRINCIPALES BOLSAS LATINOAMERICANAS

PERIODO 1991 - 1993		PERIODO 1994 - 1995		PERIODO 1996 - 1998 ^{1/}	
BOLSAS	RHO	BOLSAS	RHO	BOLSAS	RHO
MEX - PER	0.10	ARG - BRA	0.56 *	ARG - BRA	0.68 *
BRA - MEX	0.09	ARG - CHI	0.52 *	ARG - MEX	0.60 *
ARG - BRA	0.08	BRA - CHI	0.48 *	BRA - MEX	0.50 *
BRA - COL	0.08	ARG - MEX	0.46 *	BRA - PER	0.41 *
ARG - CHI	0.08	CHI - PER	0.38 *	ARG - PER	0.39 *
CHI - MEX	0.07	BRA - MEX	0.36 *	CHI - MEX	0.39 *
COL - VEN	0.07	CHI - MEX	0.34 *	CHI - PER	0.39 *
ARG - MEX	0.06	BRA - PER	0.34 *	MEX - PER	0.38 *
MEX - VEN	0.06	MEX - PER	0.30 *	BRA - CHI	0.38 *
BRA - CHI	0.04	ARG - PER	0.28 *	ARG - CHI	0.38 *
BRA - VEN	0.04	ARG - VEN	0.15 *	ARG - VEN	0.36 *
ARG - PER	0.03	CHI - VEN	0.13	BRA - VEN	0.30 *
BRA - PER	0.02	PER - VEN	0.12	MEX - VEN	0.30 *
ARG - VEN	0.02	MEX - VEN	0.11	PER - VEN	0.28 *
CHI - VEN	0.01	BRA - VEN	0.04	CHI - VEN	0.25 *
COL - MEX	0.00	COL - PER	0.03	CHI - COL	0.21 *
COL - PER	0.00	COL - VEN	0.00	COL - PER	0.17 *
PER - VEN	0.00	BRA - COL	-0.02	COL - VEN	0.11
CHI - PER	-0.01	COL - MEX	-0.04	BRA - COL	0.10
ARG - COL	-0.01	ARG - COL	-0.06	COL - MEX	0.09
CHI - COL	-0.05	CHI - COL	-0.11	ARG - COL	0.03

^{1/} A fines de enero de 1998

* Correlación significativa al 99% de confianza

Fuente: BVL, Económica.

Sin embargo, creemos que en este caso las pruebas estadísticas y econométricas pueden llevarnos a afirmar erróneamente que existe integración en América Latina, sobre todo considerando que las altas correlaciones no implican necesariamente relaciones de causalidad. Consideramos que esta integración es aparente, pues no se está tomando en cuenta la nueva estructura en la que se desarrollan los mercados de valores de la región. Creemos que así como el uso mecánico de test estadísticos para afirmar la existencia de integración sería erróneo desde un punto de vista teórico, una definición de integración que se base únicamente en la consecuencia que ésta origina sobre los precios, sería metodológicamente equivocada.

Esta definición no toma en consideración el hecho de que no se dé realmente una integración de los flujos entre los países de la misma región. En los mercados de valores desarrollados, esta aclaración no resulta relevante, pues en todos ellos son sus propios capitales los que entrelazados, participan en el proceso de integración. En ese sentido, cabe replantear el concepto y preguntarnos si realmente existe integración en América Latina cuando la mayor parte de los flujos a nuestros mercados son en primer lugar capitales provenientes de países desarrollados y en segundo lugar capitales del propio país, sólo un monto insignificante es el que pertenece al resto de países de la región. Aunque no se dispone de información de otros países, la situación del Perú es reveladora, como se muestra en el Cuadro 2, a julio de 1997, del total de 6,769 millones

de dólares que constituía la capitalización de la Bolsa de Valores de Lima, más del 50% provenía de capitales de países desarrollados, cerca del 43% tenía un origen doméstico y tan solo el 1% provenía del resto de países latinoamericanos.

CUADRO 2: CAPITALIZACIÓN EN LA BOLSA DE VALORES DE LIMA (Julio de 1997)

	LATINOAMERICA /1.	PAÍSES DESARROLLADOS /2.	OTROS	TOTAL EXTRANJEROS	TOTAL DOMESTICO	CAPITALIZ. TOTAL BVL
Millns US\$	69	3,434	341	3,844	2,925	6,769
% Capital.	1.02%	50.73%	5.04%	56.79%	43.21%	100.00%

/1. Incluye los principales países: Chile, Ecuador, Venezuela, Argentina y México

/2. Estados Unidos, Inglaterra, Canadá, Suiza, Italia, Francia, Australia y Holanda

Fuente: CAVALI

Un segundo punto es que a diferencia de otras regiones, en América Latina no existe una integración institucional que permita la negociación simultánea de títulos en diferentes mercados de valores, de esta manera se eliminan las posibilidades de arbitraje y con ello, uno de los mecanismos básicos de la ley de un solo precio. Sin embargo, existen mecanismos de igualación de precios entre los mercados de la región que no son explicados por la existencia de arbitraje, sino por factores ajenos y aparentemente diferentes a aquellos que generan integración entre los mercados desarrollados. Estos mecanismos son llamados por algunos autores efectos de contagio⁹ que obedecen, según muchos, a hechos puramente especulativos.

Un tercer factor que no considera la definición previa de integración, es el efecto de los mercados poco profundos e ineficientes. En el Cuadro 3 se presentan el promedio del volumen negociado diario en dólares de los principales mercados de valores latinoamericanos en el año 1997, y además, se presenta el porcentaje de capitalización respecto al total de la región¹⁰ al año 1997. Se puede observar que los mercados más grandes se encuentran en Brasil y México, seguidos por Chile y Argentina, pues Perú, Venezuela y Colombia son aun mercado reducidos. Sin embargo, los niveles de profundidad y eficiencia de todos los países de la región, son aun reducidos, tal como se señala en trabajos como los de Levine (1997), Buckberg (1995), Claessens, Dasgupta y Glen (1995) y Harvey (1995).

CUADRO 3: VOLUMEN NEGOCIADO Y CAPITALIZACIÓN REGIONAL

MERCADO	VOL. NEG. 1997 (millones US\$)		CAPITALIZACIÓN 1997 (millones US\$)	
BRASIL	601.3	66.6%	249,399.1	45.6%
MEXICO	207.4	23.0%	135,504.5	24.8%
CHILE	29.9	3.3%	66,517.6	12.2%
ARGENTINA	26.7	3.0%	58,446.6	10.7%
PERU	16.4	1.8%	15,490.0	2.8%
VENEZUELA	16.0	1.8%	10,044.6	1.8%
COLOMBIA	5.6	0.6%	12,036.1	2.2%

Fuente: Economática, FBV, Bolsa de valores de Caracas, Bolsa de valores de Bogotá.

⁹ El efecto de contagio o efecto de arrastre se refiere a cómo las noticias negativas sobre la solvencia de un país afectan las percepciones de los inversionistas internacionales acerca de la solvencia de otros (Gavin, Hausmann y Leiderman, 1996)

¹⁰ De aquí en adelante, nos referiremos como total de la región, al conjunto de los mercados de valores de Brasil (Sao Paulo), México, Chile (Santiago), Argentina (Buenos Aires), Perú (Lima), Venezuela (Caracas) y Colombia (Bogotá), ya que éstos son las principales y más representativas plazas de América Latina.

Definitivamente, no se puede hablar de integración cuando estamos en mercados donde la participación de capitales latinoamericanos es mínima, donde no existen mecanismos de negociación simultánea de valores que permitan el arbitraje regional, donde el grueso de la inversión proviene de países desarrollados y donde la poca profundidad y eficiencia de los mercados regionales no permite una formación de precios que refleje el valor fundamental de los títulos.

Por ello planteamos la existencia de dos niveles de integración, una de origen interno y otra de origen externo. La primera se daría cuando son los flujos de capital intra-regionales los que, a través de procesos de arbitraje y decisiones de portafolio basadas en los fundamentos de cada mercado, generan una igualación de los precios de los activos de la región, este es el caso de los mercados Europeos, de Estados Unidos y Canadá. Por otro lado, la integración de origen externo, se daría cuando los flujos de capital son mayoritariamente externos a la región, de manera que los precios se mueven en función de las entradas o salidas de capital en tanto los mercados resultan poco profundos e ineficientes, de esta manera la igualación de precios se da como consecuencia de las fallas del mercado y de las decisiones de los inversionistas externos a la región; éste es el caso de los mercados de América Latina, África y en cierta medida, Asia.

Este tipo de integración de origen externo es en realidad aparente, pues existe en la medida que exista un enorme flujo de capitales externos a la región. Sin embargo, no solo son los factores mencionados los que recrean esta “integración” en América Latina, sino que es la misma política de inversión de los grandes inversionistas foráneos la que la profundiza.

Como se sabe, los grandes flujos de dinero que ingresan a los mercados de valores de la región, pertenecen a Fondos de Pensiones y Fondos Mutuos de Estados Unidos y Europa principalmente. Estos poseen políticas de diversificación internacional y destinan un mínimo porcentaje de sus fondos a mercados emergentes entre los que se encuentra América Latina. La decisión de invertir en la región, es sin duda una decisión de portafolio basada en los riesgos y rentabilidades esperadas. Para este tipo de análisis, los grandes inversionistas extranjeros cuentan con economistas y analistas especializados en distintas regiones¹¹.

Una vez decidido el monto que será destinado a la región, la decisión de repartirlo entre los mercados que la conforman se basa principalmente en el nivel de capitalización relativa que cada plaza tiene respecto al total de Latinoamérica. Tal como se aprecia en el Cuadro 4, los principales Bancos de Inversión ponderan sus portafolios para América Latina de acuerdo a la capitalización registrada, así, en promedio, los 11 Bancos aquí mostrados sugieren una ponderación similar a la capitalización relativa que cada país tiene en la capitalización total de América Latina. Otro punto importante a resaltar, es que para la mayor parte de inversionistas, el conjunto de los mercados de valores latinoamericanos está conformado por sólo siete países: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y Venezuela.

¹¹ Por ejemplo, el Banco de Inversión Morgan Stanley cuenta con 2 economistas, nueve analistas y un estratega destinado a sus inversiones en toda Latinoamérica (tomada de la página de internet de Morgan Stanley Dean Witter).

CUADRO 4: PONDERACIONES DE BANCOS DE INVERSIÓN PARA ACCIONES LATINOAMERICANAS, FEBRERO DE 1998. (%)

%	Brasil	México	Argentina	Chile	Perú	Colombia	Venezuela
Goldman, Sachs & Co.	34.7	28.8	13.4	15.2	3.3	1.8	2.8
Salomon Smith Barney	34.0	31.0	11.0	13.0	3.0	4.0	4.0
Banco Bilbao Viscaya	36.2	33.7	12.6	10.5	3.1	1.4	2.5
Swiss Bank Corporation	31.0	34.0	11.6	16.5	3.2	3.2	0.5
Merril Lynch	42.9	34.8	11.7	4.8	2.9	1.0	1.9
Morgan Stanley	45.5	34.5	6.7	2.9	2.9	3.2	4.3
Fleming	34.5	33.0	14.1	9.9	3.0	4.2	1.3
Santander	43.5	32.5	11.0	4.0	4.5	1.5	3.0
IFCI	32.8	32.1	12.6	14.4	2.8	2.8	2.5
MSCI	41.6	29.5	11.7	8.9	2.9	2.2	3.2
Sinwi	43.0	27.0	11.0	7.5	4.0	4.5	3.0
PROMEDIO Bcos. Inv.	38.2%	31.9%	11.6%	9.8%	3.2%	2.7%	2.6%
CAPITALIZACIÓN	45.6%	24.8%	10.7%	12.2%	2.8%	2.2%	1.8%

Fuente: Bloomberg

Esta política de inversión no es arbitraria y simplista, de hecho es una respuesta racional a la poca profundidad de los mercados de la región. Por un manejo de riesgo de liquidez, no se puede invertir más de lo que el mercado soporta, de lo contrario se pondría en riesgo la estabilidad de dicho mercado y se incrementarían los costos en caso de una liquidación de posiciones. De esta manera, los Bancos de Inversión deciden invertir igual (posición neutral o valor de mercado), más (sobre-valorado) o menos (sub-valorado) que la capitalización relativa registrada, de acuerdo a si el país mantiene su “performance”, lo mejora o lo empeora. Este desempeño económico, financiero y político lleva implícito el riesgo país, sin embargo, este riesgo no es el factor fundamental en las decisiones de inversión, sino que pareciera tener una influencia discontinua o a través de umbrales¹².

Esta política de inversión de los grandes inversionistas extranjeros es la que profundiza la mal llamada integración, pues cada vez que se decide retirar o inyectar dinero a América Latina, se afectan los montos invertidos en cada país de manera que se mantenga la participación acorde con la capitalización relativa a la región. Todo esto ligado a la poca profundidad de los mercados, origina que los precios se comporten de manera similar en cada bolsa.

Si bien es cierto que los fundamentos económicos pueden afectar al mismo mercado, la presencia importante de grandes inversionistas extranjeros hace que los precios de los activos dependa más de la política de inversión de estos inversionistas que de los fundamentos del propio mercado. De esta manera, si se decide invertir menos, el retiro de dinero de todos los países de la región en forma casi proporcional a la capitalización bursátil, hará que todas las bolsas caigan, independientemente de si la economía marcha

¹² Con ello nos referimos a que el riesgo país es tomado en cuenta sólo cuando ocurren eventos significativos, es decir, cuando las variables fundamentales de una economía sobrepasan ciertos umbrales a partir de los cuales recién empiezan a tener influencia sobre las decisiones de inversión.

bien o mal. Esta política de inversión podría ser entonces el origen del efecto contagio o arrastre, y no la especulación per se.

Tomando en cuenta todos estos hechos, en la siguiente sección del documento presentamos un modelo sencillo que logra explicar la integración de origen externo.

III. Un modelo de integración de origen externo

El modelo se basa en la Teoría de Portafolios¹³. Considera que los grandes inversionistas extranjeros tienen dos posibilidades, invertir en mercados emergentes (mercados de valores Latinoamericanos por ejemplo) o invertir en el resto del mundo (países desarrollados). Esta decisión la hacen sobre sus niveles de rentabilidad y riesgo esperados, de acuerdo a la siguiente función de utilidad¹⁴:

$$U(E[R_p], VAR[R_p]) = E[R_p] - \lambda VAR[R_p] \quad (1)$$

$$= \omega_t E[R_L] + (1 - \omega_t) E[R_M] - \lambda (\omega_t^2 VAR[R_L] + (1 - \omega_t)^2 VAR[R_M] + 2\omega_t(1 - \omega_t) COV[R_L, R_M])$$

Donde:

R_p es la rentabilidad del Portafolio Internacional P compuesto por inversiones en Latinoamérica y en el resto del mundo.

R_L representa la rentabilidad del conjunto de Latinoamérica

R_M representa la rentabilidad del resto del mundo

ω_t es el porcentaje de fondos que se destinarán a Latinoamérica en un periodo de tiempo dado

λ es un parámetro que mide el grado de aversión al riesgo del inversionista

$E[.]$ es la esperanza estadística.

$VAR[.]$ es la varianza entendida como medida de riesgo

$COV[.]$ es la covarianza

Al maximizar la función de utilidad (1), se obtiene ω_t para cada periodo del tiempo, el cuál está en función de los niveles de rentabilidad y riesgo esperados para Latinoamérica y el resto del mundo, y del grado de aversión al riesgo λ :

¹³ Al respecto se puede revisar los trabajos de Huang y Litzenberger (1988), Sharpe (1970) y Haugen (1993).

¹⁴ Sobre las propiedades de esta función de utilidad, revisar Sharpe (1970) y Pitts (1997)

$$\omega_t = \frac{\left(\frac{E[R_L] - E[R_M]}{2\lambda} \right) + VAR[R_M] - COV[R_L, R_M]}{VAR[R_L] + VAR[R_M] + 2COV[R_L, R_M]} \quad (2)$$

$$\omega_t = \omega(E[\bar{R}_L^+], E[\bar{R}_M^-]; VAR[\bar{R}_L^-], VAR[\bar{R}_M^?], COV[\bar{R}_L^?, \bar{R}_M^-]; \bar{\lambda})$$

Como puede apreciarse, el flujo de capitales destinados a los mercados de valores latinoamericanos, depende positivamente de la rentabilidad esperada de la región, y negativamente de su riesgo, de la rentabilidad esperada del resto del mundo y del grado de aversión al riesgo de los inversionistas. Los efectos del riesgo mundial y de la correlación entre ambas regiones son ambiguos.

Una vez determinado el porcentaje de fondos que se destinará a América Latina, debe precisarse el monto que será dirigido a cada país. Como mencionamos en la sección anterior, la política de inversión de los inversionistas institucionales y bancos de inversión extranjeros, sugiere que la distribución del capital dentro de la región se basa principalmente en los niveles de capitalización relativa del periodo pasado, es decir:

$$\omega_{i,t} = \omega_t k_{i,t-1} + \xi_{i,t} (F_{1,i}, \dots, F_{p,i}) \quad (3)$$

Donde:

- $\omega_{i,t}$ es el porcentaje de los fondos de inversión extranjeros destinado al país i
- $k_{i,t-1}$ es la capitalización relativa a la región del país i en el periodo anterior :
- $K_{i,t}$ Capitalización del país i

$$k_{i,t} = \frac{K_{i,t}}{K_{L,t}}$$

$K_{L,t}$ Capitalización total de la región (sumatoria de las capitalizaciones de cada país que integra la región)

$\xi_{i,t}$ es el porcentaje que hace que la participación de los inversionistas en el país i, sea neutral ($\xi_{i,t}=0$), sobrevalorada ($\xi_{i,t}>0$) o subvalorada ($\xi_{i,t}<0$). Se cumple que la sumatoria de todos los $\xi_{i,t}$ es igual a cero. Por otro lado, $\xi_{i,t}$ está en función de las variables fundamentales F_{ij} del país i ($j=1, \dots, p$).

$F_{j,i}$ son variables fundamentales del mercado de valores i-ésimo.

De esta manera, si el total de los fondos mundiales es S, un porcentaje $\omega_{i,t}$ será destinado al país i de América Latina. El efecto que este flujo de dinero (S_i) tendrá sobre la rentabilidad del mercado de valores es importante, dada la magnitud de estos flujos y

dada la poca profundidad del mercado. Si por el contrario, el efecto fuera nulo, la rentabilidad del mercado sería explicada por las variables fundamentales de cada país, similar a un Modelo de Factores Múltiples¹⁵. Esto puede representarse en la siguiente ecuación:

$$R_{i,t} = \theta_i dS_{i,t} + \sum_{j=1}^p b_{j,i} F_{j,i,t} \quad (4)$$

Donde:

$dS_{i,t}$ es el diferencial del flujo de dinero destinado al país i en el periodo t ($S_{i,t}$, que equivale a $S\omega_{i,t}$).

θ_i es un parámetro que mide el grado de profundidad del mercado, a través del efecto que tiene una variación de los flujos de capital sobre la rentabilidad del país. Mientras mas grande sea θ_i , el mercado será menos profundo, por el contrario, si θ_i fuera cero, el mercado sería perfectamente profundo.

$b_{j,i}$ es el parámetro que mide la sensibilidad del mercado de valores i -ésimo respecto a la variable fundamental j .

Reemplazando la definición de $S_{i,t}$ y la ecuación (3) en (4), obtenemos:

$$R_{i,t} = \theta_i d(S\omega_t k_{i,t-1}) + \theta_i d(S\xi_{i,t}) + \sum_{j=1}^p b_{j,i} F_{j,i,t} \quad (5)$$

Como puede apreciarse en (5), la rentabilidad de cada mercado i depende de factores comunes al resto de mercado (S y ω_t) y de factores propios como θ_i , k_i , $\xi_{i,t}$, $b_{j,i}$ y $F_{j,i}$. Sin embargo, como se ha mostrado en la sección anterior, $\xi_{i,t}$ es muy cercano a cero en casi todos los países, θ_i es mayor a cero, y en mercados de valores donde la mayor parte de recursos invertidos proviene de afuera, los $b_{j,i}$ resultan poco significativos. Por ello los factores comunes serían los de mayor incidencia en la formación de precios de estos mercados.

Pero no solo las rentabilidades son similares sino también los riesgos (desviación estándar), lo que en conjunto explica la alta correlación entre mercados, sobre todo en aquellos que tienen un nivel de capitalización mayor, como es también corroborado con las estadísticas presentadas en la sección anterior.

De acuerdo al modelo presentado, un incremento en las tasas de interés internacionales (R_M) o una reducción en los fondos de capital de los países desarrollados (S), haría que los grandes inversionistas extranjeros ajusten sus decisiones de portafolio y reduzcan el porcentaje de los fondos destinados a Latinoamérica (ω_t). Esta decisión afectaría las rentabilidades de todos los mercados en mayor o menor proporción de acuerdo a su nivel de capitalización anterior ($k_{i,t-1}$) y a la profundidad del mercado (θ_i). A mayor capitalización y/o menor profundidad, el efecto será más marcado, mientras que a menor capitalización y/o mayor profundidad, el efecto es diminuto.

¹⁵ Sobre este tipo de modelos, se pueden revisar los trabajos de Sharpe(1970), Haugen (1993), entre otros.

Otra conclusión que se puede obtener del modelo, es que las crisis en los países de mayor capitalización relativa tendrán un impacto más pronunciado sobre el resto de la región, que aquellos países con menor capitalización. Ello pues la rentabilidad de Latinoamérica (R_L) –la cual es un promedio de las rentabilidades de cada mercado ponderadas por su capitalización- cae, afectando α y consecuentemente a cada mercado. Así, el impacto que Venezuela pueda tener sobre la región será mucho menor que el que tenga Brasil o México. Debe quedar claro que México o Brasil no causan la caída de los otros mercados, sino que todas las bolsas sufren el efecto de un factor común: la política de inversión de los grandes inversionistas extranjeros.

El modelo presentado logra explicar la integración de origen externo que se produce en América Latina. Muestra cómo los precios de los títulos de los mercados de valores de la región no se forman en función a los fundamentos de cada mercado, sino a un factor común ajeno a la región. En la siguiente sección se muestran algunas evidencias coherentes con lo que el modelo predice.

IV. Principales resultados econométricos y estadísticos

El principal problema encontrado en esta parte del trabajo, fue la disponibilidad de información de las bolsas de valores de la región. Pese a ello, se presentan dos evidencias que refuerzan nuestra hipótesis. La primera es una estimación econométrica basada en el modelo propuesto, usando la técnica de regresión de un sistema de ecuaciones aparentemente no correlacionadas (SUR). La segunda evidencia, está más relacionada a la teoría de portafolios y modelos de equilibrio de activos de capital.

De acuerdo al modelo propuesto, las rentabilidades de las bolsas latinoamericanas dependen de factores internos o propios de cada mercado, y factores externos y comunes a cada bolsa. Una forma de probar esto, es estimar las ecuaciones de cada bolsa de valores como un sistema de regresiones, incluyendo solamente a los factores internos como variables explicativas, y analizando la matriz de covarianzas del sistema de regresiones, para probar la hipótesis de correlación entre los errores de cada mercado. Si existiese correlación (matriz de covarianzas no diagonal), entonces se podría afirmar que existen factores que no están en forma explícita en la regresión del sistema y que además son comunes a todas las ecuaciones, estos factores serían, de acuerdo a nuestro modelo teórico, aquellos de origen externo a la región.

Por falta de información, se trabajó tan solo con las Bolsas de Valores de Brasil, México, Argentina, Chile y Perú¹⁶. La información usada es mensual y corresponde al periodo enero de 1991 a enero de 1998. Como variable endógena, se tomó al diferencial del logaritmo del índice bursátil de la Bolsa de Valores respectiva. Como variables explicativas internas, se consideró al cambio de la participación relativa de cada bolsa dentro de la capitalización total de la región (el diferencial del logaritmo de $k_{i,t}$ del modelo teórico: VKi), a la devaluación real (VTCRi), a la variación de la tasa de interés activa real (VIRi) y a la variación del ratio M2/RIN (VM2Ri), para i =Brasil, Chile,

¹⁶ Si bien se disponía de los índices bursátiles de las Bolsas de Caracas y Bogotá, las series de capitalización y otras variables no eran completas.

México, Argentina y Perú. Todas las variables son estacionarias, de acuerdo al test de Dickey-Fuller aumentado, siendo en todos los casos robusto al número de rezagos.

Los resultados de la estimación se muestran en el Anexo B1. Para probar la hipótesis de existencia de correlación entre los errores de cada ecuación, se estimaron las ecuaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios y se tomaron las matrices de covarianzas y correlaciones (Anexos A.1 y A.2), construyéndose con éstas el Estadístico del Multiplicador de Lagrange propuesto por Breusch y Pagan (1980) y detallado en Greene (1990)¹⁷. Para nuestro caso, el estadístico LMS resultó 29.08 con 20 grados de libertad, superior al valor crítico de 1% del chi-cuadrado (23.21), por lo que se acepta la hipótesis de correlación entre los errores de las ecuaciones.

6

Ello estaría demostrando la existencia de factores comunes a las bolsas de la región. Respecto a la estimación, dada la existencia de correlación entre los errores y su consecuente implicancia sobre la eficiencia de los estimadores, se utilizó el modelo de regresiones aparentemente no relacionadas (Seemingly Unrelated Regression, SUR) propuesto por Zellner(1962)¹⁸. Los parámetros estimados y test de significancia se muestran en el anexo B.1. Es importante notar que las variables que resultaron significativas y con los signos esperados fueron las variaciones de la participación relativa dentro de la capitalización de la región¹⁹ (VKi) y las variaciones de las tasas de interés activas reales (VIRi). El resto de variables, son significativas para algunos países y muestran signos diferentes en cada caso.

Respecto a la significancia de cada ecuación, las variables internas seleccionadas no explicaron, en el mejor de los casos, mas del 30% de la rentabilidad del mercado de valores respectivo. Si bien pueden haber otras variables internas no tomadas en cuenta, este resultado y la prueba del test LMS de Breusch y Pagan, nos lleva a pensar que existe un factor externo común a todas las bolsas de valores, que explica una parte importante de la rentabilidad de los mercados.

De acuerdo al modelo teórico, este factor externo común es en realidad una gama de variables que afectan las decisiones de los inversionistas extranjeros a través de ω , y de los consecuentes flujos de capital que ingresan a cada mercado S_i . Lamentablemente, no fue posible obtener información mensual sobre los flujos de inversión bursátil a las bolsas latinoamericanas, ni información referente a muchas de las variables propuestas por nuestro modelo teórico. Sin embargo, si se dispuso de dos variables que podrían servir como proxys del esperado de la rentabilidad de América Latina ($E[R_L]$) y del esperado de la rentabilidad del resto del mundo ($E[R_M]$), estas son el rezago de las variaciones del total de la capitalización de la región (RLAT) y la variación de la tasa Prime de Estados Unidos (RMUNDO), respectivamente.

En el anexo B.2, siempre bajo el modelo SUR, se presentan los resultados de la estimación del sistema de regresiones después de haber incorporado las dos variables

17 El estadístico está definido como $LMS = T \times (\text{Sumatoria de todos los coeficientes de correlación al cuadrado})$, y se distribuye como Chi-Cuadrado con $M(M-1)/2$ grados de libertad, siendo M el número de ecuaciones.

18 Para una mayor explicación del SUR, se pueden revisar los libros de Greene (1990) y Johnston y DiNardo (1997).

19 Podría pensarse que la relación de esta variable con la rentabilidad de cada bolsa corresponde a una cuestión contable, sin embargo hay que tomar en cuenta que se utiliza la participación relativa dentro de la capitalización regional y no la capitalización misma. Por otro lado, se realizaron test de causalidad a lo Granger entre ambas variables, y es la variación en la participación relativa la que explica la rentabilidad y no viceversa.

externas mencionadas²⁰. En todos los casos, el rezago de la variación de la capitalización de la región resulta significativo y con signo coherente; respecto a la tasa prime, el signo es correcto en todos los casos excepto para Chile, pero es estadísticamente significativo sólo para Brasil y Perú. Lo que resulta claro, es que el nivel de significancia en todas las regresiones mejora considerablemente después de incorporar estos factores comunes.

Una posible explicación a la fuerte correlación de los errores de cada regresión es la presencia de cambios estructurales en los países. Para descartar esta posibilidad se estimó cada ecuación por MCO y se calcularon los coeficientes recursivos y los test de CUSUM y CUSUM cuadrado. En todos los casos, mediante el test de CUSUM se descartó la posibilidad de cambios estructurales en los mercados, sin embargo, analizando los resultados del CUSUM cuadrado y los coeficientes recursivos se observó que sólo en el caso de Argentina y Brasil se puede hablar de una ligera pero no significativa presencia de cambio estructural a finales del año 1994.

Queda pues por mostrar el efecto de otras variables propuestas en el modelo teórico. Si bien los resultados hallados son coherentes con la hipótesis propuesta, no se puede aceptar con mayor grado de certeza la validez del modelo si no se cuenta con acceso a información que permita un trabajo econométrico más conciso y profundo.

Una segunda evidencia empírica a favor de nuestra hipótesis puede venir por el lado de los modelos de portafolio y de equilibrio general. El modelo propuesto señala que como consecuencia de factores externos comunes a la región, los riesgos de mercado de las distintas bolsas latinoamericanas tenderían a ser similares. El riesgo de mercado o riesgo sistemático es el que determina los precios en el equilibrio, tal como lo plantean los principales modelos de equilibrio de precios de activos de capital (CAPM o APT), por lo tanto, si los riesgos de mercado son similares, la "integración" sería inmediata.

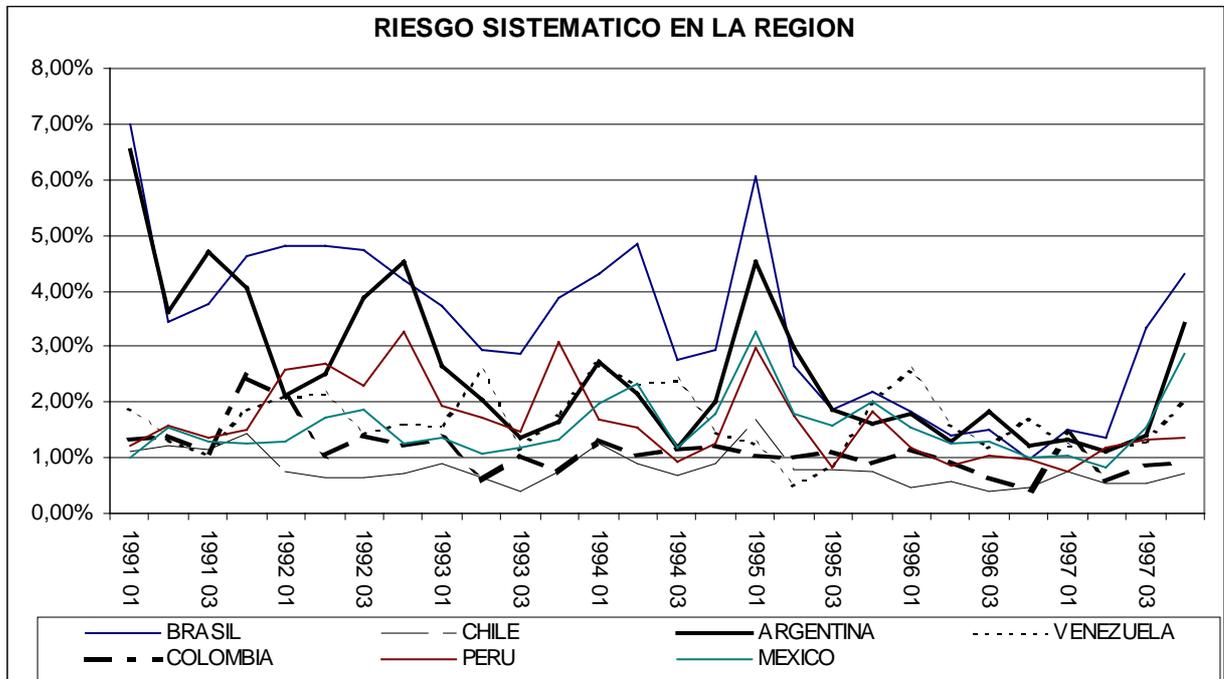
En el gráfico 1, se muestran los riesgos sistemáticos trimestrales para los mercados de Brasil, México, Argentina, Chile, Perú, Venezuela y Colombia. Como puede observarse, éstos han tendido a igualarse hasta el segundo trimestre de 1997, sin embargo después de la crisis asiática, el riesgo sistemático de las bolsas más importantes (Brasil, México y Argentina) se han movido conjuntamente hacia arriba, mientras que el de los mercados más pequeños lo han hecho muy levemente. Desde el punto de vista de nuestro modelo, la crisis asiática ha elevado la aversión al riesgo de los grandes inversionistas extranjeros (λ), lo que repercute negativamente sobre el porcentaje de recursos destinados a América Latina (ω) y finalmente sobre cada mercado dependiendo del grado de capitalización que tenga ($k_{i,t-1}$). Así podría explicarse el comportamiento común de Brasil, México y Argentina, frente al resto de bolsas.

Otro punto importante a resaltar, es que después del efecto Tequila la igualación de los riesgos sistemáticos ha sido mas pronunciada. Consecuentemente, los grados de correlación entre los mercados han sido más estrechos. Ello tiene graves implicancias,

20 Los errores de las regresiones son todos estacionarios, por lo que se descarta la posibilidad de relaciones espúreas. Por otro lado, de acuerdo al test de causalidad de Granger, hay una fuerte evidencia de causalidad de RLAT a la rentabilidad bursátil de cada país. Sólo en el caso de las variaciones de las tasas de interés real en Perú, México y Argentina, la causalidad con la rentabilidad de la bolsa es contraria a la esperada.

pues se incrementa la posibilidad de que se vuelvan a producir efectos “tequila” (o “tango” o “zamba”), pero esta vez de mayor profundidad y rapidez.

Gráfico 1: Riesgos Sistemáticos Trimestrales



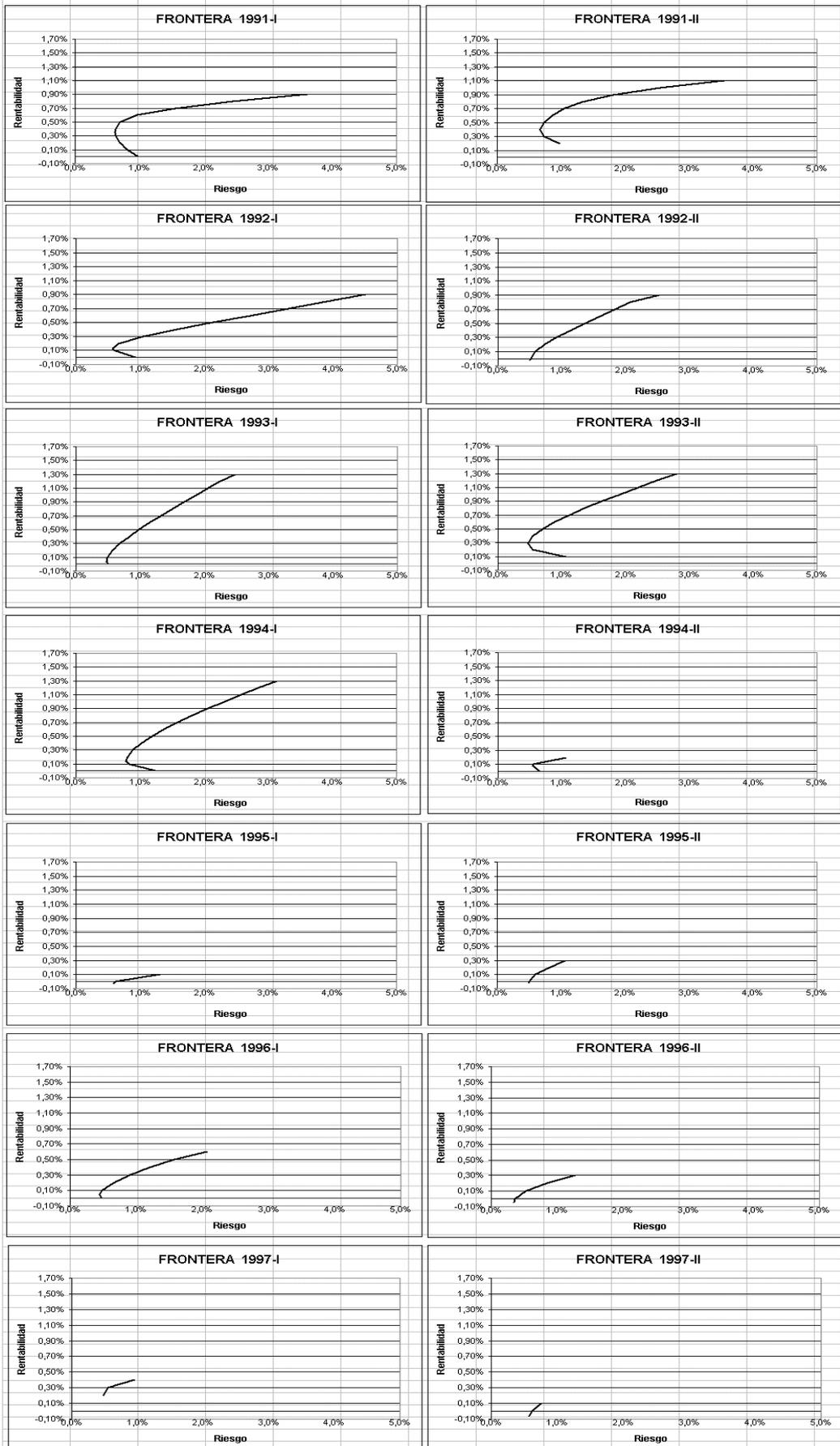
Por otro lado, junto a esta igualación de los riesgos sistemáticos queda claro que las ventajas de una diversificación intra-regional son cada vez más reducidas, pues la gama de portafolios eficientes²¹ que se pueden construir al invertir en la región se reduciría cada vez más. Ello puede observarse en el Gráfico 2, donde se muestran fronteras semestrales de portafolios regionales.

Puede observarse que hasta el primer semestre de 1994, el conjunto de portafolios eficientes era amplio. En la segunda mitad de 1994 el conjunto se reduce abruptamente, incluso antes de la crisis mexicana, pero es en pleno efecto tequila (primer semestre de 1995) que la frontera se reduce a una mínima expresión. De allí en adelante, es notorio que no sólo se reduce la posibilidad de construir portafolios eficientes, sino que además éstos producen rentabilidades más bajas.

Ambos gráficos y sus respectivos análisis son coherentes con el modelo propuesto, además de poner en evidencia la ineficiencia que genera una integración de origen externo.

²¹ El conjunto de portafolios eficientes está formado por aquellas combinaciones de activos que ofrecen una mayor rentabilidad para un riesgo dado y un menor riesgo para una rentabilidad dada (Huang y Litzenberger 1988, Sharpe 1970 y Haugen 1993).

Gráfico 2: Fronteras semestrales de Portafolios Eficientes



V. Conclusiones

El artículo discute el concepto tradicional de integración de los mercados de valores cuando se trata de mercados emergentes. No se puede hablar de integración en mercados donde la participación de capitales latinoamericanos es mínima, donde no existen mecanismos de negociación simultánea de valores que permitan el arbitraje regional, donde el grueso de la inversión proviene de países desarrollados y donde la poca profundidad y eficiencia de los mercados regionales no permite una formación de precios que refleje el valor fundamental de los títulos. En ese sentido, se presenta una nueva lectura de lo que tradicionalmente se conoce como integración, diferenciando entre aquella que tiene un origen interno y aquella que tiene un origen externo a la región.

Para analizar este nuevo punto de vista, nos apoyamos en un modelo basado en la teoría de portafolios, que además incorpora la racionalidad de los inversionistas extranjeros al momento de tomar decisiones de inversión dentro de la región, y la estructura de los mercados latinoamericanos caracterizados por su poca profundidad.

El modelo explica las altas correlaciones entre mercados, los efectos contagio y la igualación de los riesgos sistemáticos. Esto último lleva a concluir que nuestros mercados, en tanto tienen una participación importante de inversionistas extranjeros, dependen cada vez menos de las variables fundamentales que rigen las economías que los envuelven, y cada vez más de factores externos a la región.

Los efectos de ésta integración de origen externo son desventajosos y peligrosos. En primer lugar se reducen las ventajas de cualquier diversificación intra-regional y en segundo lugar, se genera el medio para que toda crisis tenga repercusiones más rápidas y profundas sobre el resto de las bolsas Latinoamericanas.

VI. Anexos

A Estimación del sistema de ecuaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios

A.1 Matriz de Covarianzas

	RBRA	RMEX	RARG	RCHI	RPER	
RBRA	0.010308	0.002806	0.004571	0.002187	0.004561	
RMEX	0.002806	0.003644	0.002185	0.000883	0.001937	
RARG	0.004571	0.002185	0.009293	0.001623	0.003760	
RCHI	0.002187	0.000883	0.001623	0.002493	0.000834	
RPER	0.004561	0.001937	0.003760	0.000834	0.009700	

A.2 Matriz de Correlaciones

	RBRA	RMEX	RARG	RCHI	RPER	
RBRA	1.000000	0.457861	0.466988	0.431475	0.456131	
RMEX	0.457861	1.000000	0.375503	0.292817	0.325803	
RARG	0.466988	0.375503	1.000000	0.337177	0.395993	
RCHI	0.431475	0.292817	0.337177	1.000000	0.169658	
RPER	0.456131	0.325803	0.395993	0.169658	1.000000	

B Estimación por el modelo de Sistema de Ecuaciones Aparentemente no Relacionadas de Zellner (SUR), bajo el método de iteración de Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles (Iterated Feasible Generalized Least Squares).

B.1 Resultados de la estimación del modelo de variables internas

Método de estimación: SUR iterativo

Muestra: 1991:01 1998:01

Convergencia alcanzada después de 9 iteraciones

Coeficientes	BRASIL	MEXICO	ARGENTINA	CHILE	PERU
Intercepto	0,020* (1,75)	0,014* (1,88)	0,010 (0,82)	0,006 (1,08)	0,027** (2,38)
VK	0,720** (6,54)	0,484** (4,66)	0,539** (6,85)	0,279** (4,04)	0,202** (2,97)
VM2R	-0,219** (-2,12)	0,114** (3,07)	0,039 (0,42)	-0,045 (-0,29)	0,166 (1,09)
VIR	-0,024 (-1,51)	-0,141** (-2,62)	-0,086** (-2,54)	-0,039** (-3,44)	-0,136* (-1,76)
VTCR	-0,401* (-1,73)	0,143 (1,09)	1,116 (1,64)	-0,200 (-0,67)	0,897** (2,96)

R ²	0,326	0,243	0,279	0,111	0,105
R ² Ajustado	0,291	0,204	0,241	0,065	0,058
Durbin-Watson	1,513	1,410	1,451	1,291	1,103

** Significativo al 95%

* Significativo al 90%

En paréntesis se presentan los t-estadísticos

B.2 Resultados de la estimación del modelo de variables internas y externas

Método de estimación: SUR iterativo

Muestra: 1991:01 1997:12

Convergencia alcanzada después de 12 iteraciones

	BRASIL	MEXICO	ARGENTINA	CHILE	PERU
Intercepto	-0,001 (-0,19)	0,001 (0,16)	-0,010 (-1,04)	-0,003 (-0,61)	0,013 (1,22)
VK	0,683** (6,91)	0,485** (4,71)	0,589** (7,63)	0,212** (2,98)	0,223** (3,28)
VM2R	-0,038 (-0,40)	0,108** (2,90)	0,055 (0,58)	-0,137 (-0,84)	0,204 (1,36)
VIR	-0,030** (-2,12)	-0,087 (-1,38)	-0,087** (-2,59)	-0,041** (-3,73)	-0,144* (-1,91)
VTCR	-0,332 (-1,59)	0,098 (0,75)	1,220* (1,76)	-0,101 (-0,33)	0,872** (2,87)
RMUNDO	-0,699** (-2,20)	-0,312 (-1,33)	-0,125 (-0,35)	0,251 (1,24)	-0,805** (-2,01)
RLAT	0,957** (9,10)	0,546** (5,78)	0,864** (6,90)	0,427** (6,10)	0,592** (4,52)

R ²	0,696	0,535	0,574	0,420	0,343
R ² Ajustado	0,671	0,498	0,540	0,373	0,290
Durbin-Watson	1,852	1,985	1,862	2,036	1,424

** Significativo al 95%

* Significativo al 90%

En paréntesis se presentan los t-estadísticos

VII. Bibliografía

- AKDOGAN, Haluk (1995). The integration of international capital markets. Edward Elgar Publishing, Estados Unidos, 1995.
- BEKAERT, Geer y Campbell Harvey (1995). "Time-Varying World Market Integration" En The Journal of Finance, Junio, 1995.
- BREUSCH, T. y A. Pagan (1980). "The LM test and Its application to Model Specification in Econometrics" Review of Economic Studies, 47. Pp 239-254.
- BUCKBERG, Elaine (1995). "Emerging Stock Markets and International Asset Pricing" En The World Bank Economic Review, Vol 9, No1. January.
- CAVALI. Informe Mensual, Julio de 1997. Lima, Perú.
- CLAESSENS, Stijin, Dasgupta y Glen (1995). "Return behavior en Emerging Stock Markets" En The World Bank Economic Review, Vol 9, No1. January.
- GAVIN, Michael, Hausmann y Leiderman (1996). "Los aspectos macroeconómicos del flujo de capitales a América Latina: Experiencia y cuestiones de política" En La Volatilidad de los Flujos de Capital: Cómo controlar su impacto en América Latina. Ricardo Hausmann y Liliana Rojas-Suarez (Eds.) BID: Washington.
- GREENE, William (1990). Econometric Analysis. Segunda edición. Prentice-Hall. 791p.
- HARVEY, Campbell (1995). "Predictable risk and returns in Emerging Markets" En The Review of Financial Studies, Vol 8, No3, Otoño.
- HAUGEN, Robert (1993) Modern Investment Theory. Tercera edición. Prentice-Hall, New Jersey. 730p.
- HUANG; Chi-fu y Robert Litzenberger (1988). Foundations for financial economics. North-Holland.
- JOHNSTON, Jack y John DiNardo (1997). Econometric Methods. Cuarta edición. McGraw-Hill. 520p.
- LEVINE, Ross (1997). "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda" En Journal of Economic Literature, Vol XXXV, June.
- PITTS, Alan (1997) "Asset allocation and market opinions: the synthesis" En Economic and Financial Prospects, SBC september/october.
- ROJAS-SUAREZ, Liliana y Steven Weisbrod (1996). "El logro de la estabilidad en los mercados financieros latinoamericanos frente a la volatilidad de los flujos de

capital” En La Volatilidad de los Flujos de Capital: Cómo controlar su impacto en América Latina. Ricardo Hausmann y Liliana Rojas-Suarez (Eds.) BID: Washington.

SHARPE, William (1970) Portfolio Theory and Capital Markets. McGraw Hill, New York. 316p.

UL HAQUE, Nadeem; Donald Mathieson y Sunil Sharma (1997). “Causa de la afluencia de capital y medidas de política pertinentes” En Finanzas y Desarrollo, FMI y BM, Marzo.

ZELLNER, A. (1962). “An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests of Aggregation bias” Journal of the American Statistical Association, 57, pp 500-509.