

MODELOS DE CORRECCION DE ERROR NO LINEAL ENTRE MERCADOS ACCIONARIOS LATINOAMERICANOS Y EL MERCADO ACCIONARIO DE ESTADOS UNIDOS

ARTURO LORENZO VALDES*

Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey
Campus Ciudad de México

Abstract

The intention of the present work is to evaluate long-run relations in the stock markets of six Latin American countries (Argentina, Brazil, Chile, Colombia, Mexico and Peru) and the United States stock market, by means of a model in which a cointegration relation exists between the principals prices stock indexes but allowing that the movements towards the long-run equilibrium only happen in some periods. For the previous thing threshold autoregressive models are considered. The idea is that the movements towards the long-run equilibrium need not occur every period but in a specific regime. We find that the specification is better in nonlinear than linear models and the cointegration relation only appears in four of the six analyzed Latin American countries.

Keywords: *Cointegration, Asset Returns, Dynamic Nonlinear, SETAR Models.*

JEL Classification: *C22, G12, G15.*

* Profesor del Departamento de Contabilidad y Finanzas del Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey, México D.F., México. E-mail: arvaldes@itesm.mx. Se agradecen los comentarios recibidos por un árbitro anónimo.

I. Introducción

Los inversionistas en el mundo construyen portafolios que incluyen participaciones de firmas de otros países tratando de reducir el riesgo sistemático. Sin embargo, si todos los inversionistas tienen la misma información, el resultado es una integración creciente de los mercados de acciones y con ello producen un decrecimiento en las ventajas de la diversificación.

Durante la última década, los inversionistas estadounidenses han mostrado creciente interés en las economías latinoamericanas emergentes y la evidencia de ello se encuentra en el número de fondos nuevos que se han creado. Dado que estos países presentan lazos económicos fuertes de flujos financieros y comerciales con Estados Unidos y a que los avances en sistemas tecnológicos y de comunicación han mejorado la transferencia de información, es necesario examinar las interdependencias entre los mercados de Estados Unidos y latinoamericanos.

La hipótesis general es que las interdependencias entre diferentes economías provocan que los mercados se comporten de manera similar a la llegada de nueva información. Por lo tanto, el grado de diversificación alcanzado por un portafolio hecho de acciones de esos países es consecuentemente reducido. Si, por otro lado, no se encuentran interdependencias entre los países en estudio y el de Estados Unidos, podemos argumentar que no existe relación en el largo plazo y consecuentemente los inversionistas americanos pueden beneficiarse de la diversificación al comprar en estos mercados.

El concepto de cointegración se utiliza para capturar la relación de equilibrio entre las variables no estacionarias y la tendencia a moverse juntas en el largo plazo. Los sistemas en que las variables están cointegradas pueden caracterizarse por un modelo de corrección de error (MCE). Este MCE describe cómo responden las variables a desviaciones del equilibrio. Se puede pensar al MCE como el proceso de ajuste por medio del cual se mantiene el equilibrio de largo plazo.

El supuesto implícito en la discusión de la cointegración y el correspondiente MCE es que la tendencia a moverse hacia el equilibrio de largo plazo se presenta en cada período de tiempo. Sin embargo, es posible que movimientos hacia el equilibrio de largo plazo no necesariamente ocurran en cada período (Balke y Fomby, 1997).

El propósito de este trabajo es investigar las relaciones de largo plazo entre cada uno de los siguientes países latinoamericanos (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú) y Estados Unidos, mediante un modelo en el cual existe una relación de cointegración pero permitiendo que los movimientos hacia el equilibrio de largo plazo sólo ocurran en algunos períodos. Para lo anterior consideramos modelos autorregresivos de cambio de régimen. Entre los antecedentes de estudios de relación de largo plazo en mercados accionarios latinoamericanos podemos mencionar a Chen *et al.* (2002) que encuentran un vector de cointegración entre seis países latinoamericanos con datos de 1995 a 2000, Defusco *et al.* (1996) que analizan la relación de cointegración entre Estados Unidos y trece mercados emergentes incluidos países latinoamericanos, Galindo y Guerrero (1999)

que utilizan la metodología de Johansen para establecer una relación de cointegración entre el índice mexicano y el Dow Jones de Nueva York, y Arellano (1993) con otro estudio para México.

En este trabajo se considera un modelo no lineal autorregresivo de cambio de régimen (SETAR) con dos regímenes, el primero describe el comportamiento de los rendimientos cercanos al equilibrio y el segundo régimen describe la relación de largo plazo que define la corrección en el MCE.

El resto del documento está organizado de la siguiente manera. La sección II presenta la metodología utilizada para encontrar el modelo SETAR, la sección III describe los datos utilizados y los resultados obtenidos para finalizar con la sección de conclusiones.

II. Metodología

Para evaluar la interdependencia dinámica entre los mercados accionarios latinoamericanos y el de Estados Unidos se sigue a Balke y Fomby (1997). Estos autores sugieren realizar el análisis de cointegración en dos pasos. Primero, un examen del comportamiento global de las series de tiempo, es decir, la prueba de cointegración contra no cointegración. Segundo, un examen del comportamiento local de las series de tiempo, a través de la prueba de linealidad contra la alternativa de cambio de régimen (modelo no lineal). Este método nos lleva a la hipótesis nula de no cointegración y linealidad contra la hipótesis alternativa de cointegración y no linealidad.

Para determinar el comportamiento global se considera que, como la relación de cointegración es lineal, el análisis de cointegración estándar es válido para el caso de modelos de cambio de régimen (Balke y Fomby, 1997). Por lo anterior, se empleará la metodología de Engle y Granger (1987).

Una alternativa a la prueba de Engle-Granger (EG) es la de Johansen (1991). El problema del método de Johansen es que está basado en vectores autorregresivos lineales y gaussianos, por lo que el enfoque en este caso presenta errores de especificación bajo la alternativa no lineal de cambio de régimen. Las estimaciones del VAR lineal reflejarían el promedio de los diferentes regímenes. No obstante, aún puede producir el promedio correcto del rango de la matriz de largo plazo de Johansen y, por lo tanto, detectar la cointegración por umbrales. Balke y Fomby (1997) muestran que la potencia de la prueba de Johansen es mayor al método EG que utiliza una prueba Dickey-Fuller Aumentada (DFA), pero presenta menor potencia que EG con prueba de raíces unitarias de Phillips Perron (PP) debido a su naturaleza no paramétrica.

De acuerdo a la metodología EG, el prerequisite para probar cointegración es que las variables sean integradas de orden uno y la diferencia sea integrada de orden cero. Se toman las variables de los precios en logaritmos de cada uno de los mercados latinoamericanos (p_n) y los correspondientes del mercado estadounidense (p_{us}) y se realizan las pruebas de DFA y PP. Se hace lo mismo a las diferencias (rendimientos continuos). El siguiente paso es correr la siguiente regresión

$$p_{nt} = \beta_0 + \beta_1 p_{ust} + u_t$$

donde p_{nt} y p_{ust} son los precios en logaritmos del mercado latinoamericano y del mercado estadounidense, respectivamente. Los residuales u_t tienen que ser estacionarios (integrados de orden cero), por lo que se les aplican las pruebas DFA y PP. En caso de no serlo se considera que no existe relación de cointegración. Por último se utilizan los residuales del paso anterior como variable del modelo.

Para nuestro estudio se considera un modelo con dos regímenes uno de los cuales contiene la corrección al ajuste de largo plazo entre los dos mercados, por lo que alguno de los coeficientes π_1 y π_2 debe ser cero en el modelo siguiente (ambos coeficientes son cero si no existe relación de cointegración).

$$r_{nt} = \begin{cases} \mu_1 + \pi_1 \hat{u}_{t-1} + \theta_{10} r_{ust} + \sum_{i=1}^p \phi_{1i} r_{nt-i} + \sum_{i=1}^p \phi_{1i} r_{ust-i} + \varepsilon_t & \text{si } r_{nt-d} \leq c \\ \mu_2 + \pi_2 \hat{u}_{t-1} + \theta_{20} r_{ust} + \sum_{i=1}^p \phi_{2i} r_{nt-i} + \sum_{i=1}^p \phi_{2i} r_{ust-i} + \varepsilon_t & \text{si } r_{nt-d} > c \end{cases} \quad (1)$$

donde r_{nt} y r_{ust} son los rendimientos continuos (diferencia de los precios en logaritmos) del país latinoamericano y de Estados Unidos en el tiempo t , respectivamente. El valor d es el retraso de la variable que indica el régimen en que se encuentra el activo, c es el umbral que determina cada régimen y p es el orden autorregresivo.

El término de perturbación, ε_t , se distribuye normal con media cero y varianza constante. Para el examen de comportamiento local, se realizan las pruebas estadísticas de linealidad contra la alternativa de SETAR. El procedimiento seguido para lo anterior es:

- (i) determinar el orden autorregresivo p mediante la estimación de vectores autorregresivos de distinto orden eligiendo el que tenga menor criterio de Akaike,
- (ii) probar la hipótesis nula de linealidad contra la alternativa de SETAR utilizando un estadístico de razón de verosimilitud (Franses y van Dijk, 2000)

$$F(c, d) = T \left(\frac{SSR_0 - SSR}{SSR} \right)^a \sim \chi_{p+1}^2 \quad (2)$$

donde T es el número de observaciones, SSR_0 es la suma de los residuales al cuadrado en el modelo lineal y SSR el equivalente en el modelo no lineal. Hay que hacer notar que el estadístico se construye para cualquier valor de c y retraso de la variable d . Al tomar los óptimos se debe considerar el supremo de la ecuación (2) sobre c y d que no tiene una distribución estándar, por lo que se emplean métodos de simulación (Hansen, 2000).

Posteriormente, se estiman los parámetros del modelo seleccionado. Estos modelos, en general, se estiman por mínimos cuadrados condicionales secuenciales. Este método consiste en encontrar los estimadores por mínimos cuadrados no lineales condicionados a (c, d) , seguido de la minimización del error estándar menor con respecto a los umbrales. En la práctica se forma una cuadrícula con los distintos valores posibles de los umbrales y para cada caso se encuentran los estimadores por mínimos cuadrados no lineales y de todos los modelos estimados se elige el que tenga la suma de los errores al cuadrado menor.

III. Datos y Resultados

Los datos de nuestro estudio empírico consisten en precios de cierre diarios de los principales índices accionarios de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú así como del Dow Jones y S&P 500 de Estados Unidos del 2 de enero de 1991 al 10 de agosto de 2005.

Todos los índices que aquí se utilizan están expresados en dólares de Estados Unidos. La relevancia de considerar rendimientos dolarizados radica en evitar la exposición a fenómenos cambiarios que podrían alterar el análisis de portafolio. A partir de los años 90, la flexibilización de los tipos de cambio en los mercados emergentes, como los latinoamericanos, añade un factor de riesgo en el análisis de las inversiones internacionales, las ganancias en los mercados accionarios de estos países podrían verse alteradas por la volatilidad en el tipo de cambio.

Debido a lo anterior, en el presente trabajo se asume el punto de vista de un inversionista estadounidense que utiliza el dólar americano como divisa numérica, tal como se establece en Eun y Resnick (1988). Este supuesto permite disminuir el riesgo de las inversiones internacionales, ya que como concluyen Hau y Rey (2002), existe una correlación negativa entre los rendimientos de activos en mercados extranjeros (denominados en moneda local) y el correspondiente rendimiento del tipo de cambio.

De la base de datos original se construyó el logaritmo de los precios. En las Figuras 1 y 2 se presentan los gráficos de los precios en logaritmos estandarizados para cada país analizado comparados contra los equivalentes en Estados Unidos Dow Jones (Figura 1) y S&P 500 (Figura 2).

A las series de los precios en logaritmos se les aplicaron las pruebas DFA y PP resultando ser no estacionarias. De la misma forma a las seis series de rendimientos continuos de los índices (diferencia de precios en logaritmos) se les aplican las mismas pruebas resultando ser estacionarias. Estos resultados nos permiten concluir que las series de los precios en logaritmos son $I(1)$. Lo anterior se presenta en el Cuadro 1 donde Δ denota diferencia y el rezago para la prueba DFA se elige mediante el criterio de información de Akaike (CIA), aunque hay que hacer notar que con otros criterios conocidos la conclusión final es la misma. En todos los casos el logaritmo de los precios es integrada de orden uno.

FIGURA 1

GRAFICOS COMPARATIVOS DE LOS PRECIOS EN
LOGARITMO ESTANDARIZADOS DE LOS PAISES LATINOAMERICANOS
CON EL DOW JONES

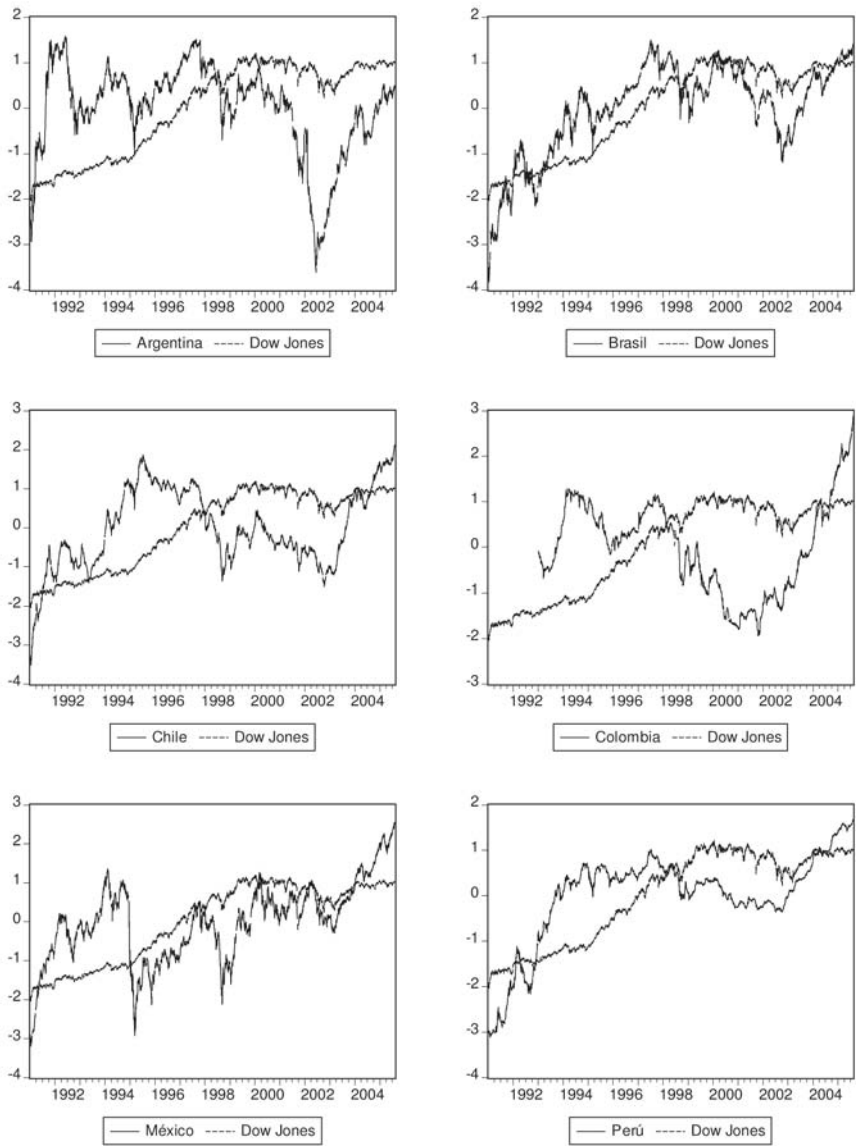
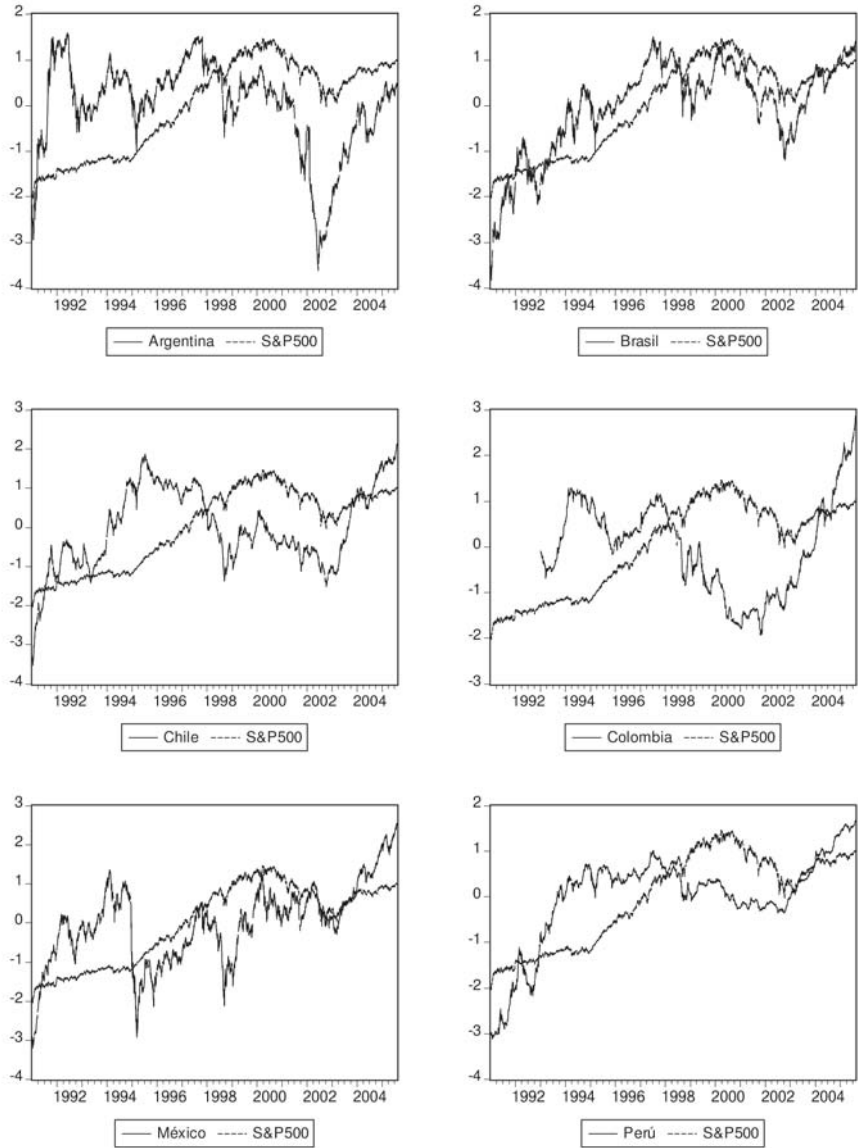


FIGURA 2

GRAFICOS COMPARATIVOS DE LOS PRECIOS EN
LOGARITMO ESTANDARIZADOS DE LOS PAISES LATINOAMERICANOS
CON EL S&P 500



CUADRO 1

PRUEBAS DE RAICES UNITARIAS PARA EL LOGARITMO DE PRECIOS
Y LOS RENDIMIENTOS CONTINUOS (Δ)

	DFA			PP	
	Est.	Prob.	Rez.	Est.	Prob.
Argentina	0,5077	0,8252	17	0,4755	0,8176
Brasil	1,4211	0,9618	10	1,4529	0,9642
Chile	1,1433	0,9352	17	1,4032	0,9604
Colombia	-0,1722	0,6242	10	-0,1059	0,6472
México	1,0417	0,9225	22	1,1961	0,9411
Perú	1,9605	0,9885	14	2,4349	0,9967
Dow Jones	2,1953	0,9937	0	2,3478	0,9958
S&P 500	2,2222	0,9941	13	2,2776	0,9950
Δ Argentina	-13,7864	0,0000	16	-57,0466	0,0001
Δ Brasil	-14,0327	0,0000	16	-58,3555	0,0001
Δ Chile	-12,0848	0,0000	16	-50,4861	0,0001
Δ Colombia	-14,8512	0,0000	9	-44,2091	0,0001
Δ México	-11,6314	0,0000	21	-58,9101	0,0001
Δ Perú	-13,5230	0,0000	13	-45,6543	0,0001
Δ Dow Jones	-61,9725	0,0001	0	-62,0673	0,0001
Δ S&P 500	-16,9173	0,0000	12	-62,8110	0,0001

Como paso siguiente se estima la regresión entre los precios en logaritmo de los países latinoamericanos con cada uno de los dos índices estadounidenses (Dow Jones y S&P 500).

$$p_{nt} = \beta_0 + \beta_1 p_{ust} + u_t$$

En el Cuadro 2 se presentan los resultados de las pruebas de raíces unitarias sobre los residuales. En el caso de Colombia se encuentra que las series de residuales son no estacionarias para ambos índices norteamericanos, lo cual indica que no existe relación de cointegración entre el mercado colombiano y el mercado estadounidense. En el caso chileno se rechaza la relación de cointegración a un nivel de significancia del 1% pero no se rechaza al 5%. Lo mismo sucede para el caso mexicano pero sólo con la prueba PP. Para el caso peruano no se puede rechazar la relación de cointegración a un nivel de significancia del 10%.

La prueba de no linealidad se presenta en el Cuadro 3. Para cada caso se encuentra el orden autorregresivo óptimo (p) elegido mediante los criterios multi-variados de Akaike, Shwarz y Hannan-Quin.

Para elegir el orden de rezago (d) de la variable de transición (r_{nt-d}) se estiman los modelos con rezago hasta orden cuatro y se toma el que tenga menor suma de residuales al cuadrado. En todos los casos con el Dow Jones, d=1 excepto en Perú (con d = 2). Para los modelos con S&P 500 resultan rezagos muy

CUADRO 2

PRUEBAS DE RAICES UNITARIAS PARA LOS RESIDUALES $\hat{u}_t$

Dow Jones	DFA			PP	
	Est.	Prob.	Rez.	Est.	Prob.
Argentina	-3,3535	0,0008	17	-2,7542	0,0057
Brasil	-3,1732	0,0015	17	-3,5341	0,0004
Chile	-2,2310	0,0248	17	-2,3829	0,0166
Colombia	0,3990	0,7987	10	0,5760	0,8407
México	-2,6250	0,0084	22	-2,2475	0,0238
Perú	-1,9586	0,0480	14	-1,8426	0,0623
S&P 500	ADF			PP	
	Est.	Prob.	Rez.	Est.	Prob.
Argentina	-3,2360	0,0012	17	-2,6567	0,0077
Brasil	-3,1914	0,0014	17	-3,5288	0,0004
Chile	-2,2551	0,0233	17	-2,4058	0,0156
Colombia	0,4401	0,8090	10	0,6255	0,8514
México	-2,6002	0,0090	22	-2,2095	0,0262
Perú	-1,8561	0,0605	10	-1,8325	0,0637

CUADRO 3

PRUEBA DE NO LINEALIDAD. EN NEGRITA LA ELECCION OPTIMA DE d

Dow Jones	p	SSR0	SSR	SSR	SSR	SSR	F	Prob.
			d 1	2	3	4		
Argentina	2	2,9577	2,7610	2,7870	2,7641	2,7894	271,2650	0,0000
Brasil	1	3,6524	3,2766	3,2823	3,2852	3,2781	436,8476	0,0000
Chile	2	0,2959	0,2730	0,2737	0,2732	0,2739	319,1943	0,0000
Colombia	3	0,4340	0,4246	0,4305	0,4304	0,4299	73,0455	0,0000
México	3	1,2987	1,0650	1,0709	1,0709	1,0654	835,5442	0,0000
Perú	3	0,8006	0,7718	0,7716	0,7733	0,7778	143,2180	0,0000
S&P 500	p	SSR0	SSR	SSR	SSR	SSR	F	Prob.
			d 1	2	3	4		
Argentina	2	2,9586	2,7647	2,7817	2,7632	2,7843	269,3385	0,0000
Brasil	1	3,6544	3,2507	3,2559	3,2549	3,2507	472,9993	0,0000
Chile	2	0,2954	0,2723	0,2728	0,2720	0,2725	327,6704	0,0000
Colombia	3	0,4344	0,4249	0,4310	0,4310	0,4298	73,5755	0,0000
México	3	1,2972	1,0352	1,0336	1,0405	1,0325	975,8507	0,0000
Perú	3	0,8002	0,7706	0,7695	0,7723	0,7755	152,0941	0,0000

CUADRO 4
RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES DE LOS PAISES LATINOAMERICANOS
Y EL DOW JONES

Dow Jones Reg. 1	Argentina		Brasil		Chile		Colombia		México		Perú	
μ	-0.0060*	(0.0016)	-0.0088*	(0.0022)	-0.0017*	(0.0004)	-0.0049*	(0.0008)	-0.0064*	(0.0009)	-0.0039*	(0.0008)
π	0.0006	(0.0020)	-0.0062**	(0.0025)	-0.0003	(0.0008)	-0.0017	(0.0011)	-0.0002	(0.0020)	0.0007	(0.0009)
θ_0	1.0269*	(0.0916)	1.1376*	(0.0908)	0.251*	(0.0217)	0.1256*	(0.0382)	0.9027*	(0.0501)	0.3747*	(0.0514)
ϕ_1	-0.0755**	(0.0363)	-0.1328*	(0.0479)	0.0612	(0.0396)	-0.0340	(0.0469)	-0.1429*	(0.0352)	0.2368*	(0.0309)
θ_1	-0.0259	(0.0909)	0.2500**	(0.0989)	0.0777*	(0.0230)	0.1291*	(0.0385)	-0.0100	(0.0535)	0.1331*	(0.0499)
ϕ_2	-0.0942*	(0.0274)			-0.0564**	(0.0276)	0.0400	(0.0384)	-0.0089	(0.0329)	-0.2410*	(0.0347)
θ_2	-0.1281	(0.0963)			0.0176	(0.0232)	0.1169*	(0.0383)	0.0210	(0.0604)	-0.0080	(0.0494)
ϕ_3							0.0722**	(0.0366)	0.0183	(0.0283)	-0.0854*	(0.0306)
θ_3							0.0785**	(0.0392)	0.0656	(0.0611)	0.1007***	(0.0522)
Reg. 2												
μ	-0.0001	(0.0005)	0.0015**	(0.0006)	0.0002	(0.0002)	0.0002	(0.0002)	0.0005	(0.0004)	0.0004	(0.0003)
π	-0.0034*	(0.0011)	-0.0034*	(0.0013)	-0.0012**	(0.0006)	0.0006	(0.0005)	-0.0014	(0.0011)	-0.0009**	(0.0005)
θ_0	0.5089*	(0.0505)	0.8974*	(0.0570)	0.2170*	(0.0182)	0.0243	(0.0228)	0.6845*	(0.0330)	0.1603*	(0.0263)
ϕ_1	0.1103*	(0.0252)	0.0077	(0.0239)	0.2778*	(0.0271)	0.3214*	(0.0250)	0.0484***	(0.0256)	0.2979*	(0.0191)
θ_1	0.1061**	(0.0536)	0.1449**	(0.0590)	0.0666*	(0.0186)	0.0670*	(0.0227)	0.1040*	(0.0368)	0.0804*	(0.0269)
ϕ_2	-0.0202	(0.0199)			0.0306	(0.0196)	0.0702*	(0.0203)	0.1080*	(0.0184)	-0.0121	(0.0252)
θ_2	0.0566	(0.0519)			-0.0126	(0.0184)	0.0265	(0.0229)	-0.0070	(0.0347)	-0.0339	(0.0271)
ϕ_3							-0.0004	(0.0197)	0.0346***	(0.0200)	0.0400**	(0.0189)
θ_3							-0.0121	(0.0227)	0.0352	(0.0348)	0.0014	(0.0267)
c	-0.0153		-0.0185		-0.0023		-0.0063		-0.0090		-0.0071	
	(-0.0159, -0.0101)		(-0.0190, 0.0215)		(-0.0061, -0.0008)		(-0.0065, -0.0048)		(-0.0104, -0.0077)		(-0.0071, -0.0054)	

Entre paréntesis el error estándar. * Parámetros significativos al 1%. ** Parámetros significativos al 5%. *** Parámetros significativos al 10%. Para el umbral c se presenta un intervalo de confianza al 95%.

CUADRO 5
RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES DE LOS PAISES LATINOAMERICANOS
Y EL S&P 500

S&P 500 Reg. 1	Argentina		Brasil		Chile		Colombia		México		Perú	
	μ	π	θ_0	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	θ_5	θ_6	θ_7	θ_8	θ_9
Reg. 2	0.0007	0.0008	0.0008	0.0003	0.0005	0.0000	0.0002	0.0008	0.0008	0.0005	0.0005	0.0008
	-0.0064*	(0.0016)	-0.0056**	-0.0032**	(0.0013)	-0.0008	(0.0005)	-0.0022**	(0.0011)	0.0011	-0.0008***	0.0008
	0.5378*	(0.0818)	1.2110**	0.9438*	(0.0525)	0.2381*	(0.0151)	0.1321*	(0.0382)	0.8418*	0.3804*	0.3804*
	0.1062*	(0.0291)	0.0816**	0.0154	(0.0187)	0.2734*	(0.0188)	-0.0242	(0.0468)	-0.1063*	0.2425*	0.2425*
	0.0761	(0.0830)	0.3765*	0.1223**	(0.0553)	0.0775*	(0.0158)	0.1451*	(0.0380)	0.2426*	0.1469*	0.1469*
	0.0667**	(0.0282)				0.0101	(0.0191)	0.0407	(0.0384)	0.1710*	-0.2448*	-0.2448*
	-0.1438***	(0.0807)				-0.0037	(0.0159)	0.1026*	(0.0388)	-0.1376*	0.0049	0.0049
								0.0711***	(0.0365)	-0.0393	-0.0840*	-0.0840*
								0.0764**	(0.0382)	0.1235**	0.0994***	0.0994***
	μ	π	θ_0	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	θ_5	θ_6	θ_7	θ_8	θ_9
	0.0007	0.0008	0.0008	0.0003	0.0010	0.0014*	0.0003	0.0002	0.0002	0.0005	0.0005	0.0003
	-0.0064*	(0.0016)	-0.0056**	-0.0024**	(0.0023)	-0.0024**	(0.0009)	0.0005	(0.0005)	-0.0021***	-0.0009***	0.0004
	0.5378*	(0.0818)	1.2110**	0.2067*	(0.1078)	0.2067*	(0.0321)	0.0154	(0.0222)	0.7621*	0.1649*	0.0259
	0.1062*	(0.0291)	0.0816**	0.1755*	(0.0318)	0.1755*	(0.0317)	0.3218*	(0.0251)	0.1117*	0.2982*	0.0191
	0.0761	(0.0830)	0.3765*	0.0568***	(0.1156)	0.0568***	(0.0321)	0.0589*	(0.0223)	0.0656***	0.0827*	0.0266
	0.0667**	(0.0282)		-0.0438		-0.0438	(0.0320)	0.0702*	(0.0203)	0.0132	-0.0116	0.0252
	-0.1438***	(0.0807)		-0.0835*		-0.0835*	(0.0316)	0.0210	(0.0222)	0.0540	-0.0441***	0.0267
								0.0005	(0.0197)	0.0398***	0.0386**	0.0189
c	0.0078	0.0203	0.0060	0.0063	-0.0042	0.0385	0.0376	-0.0071	-0.0071	-0.0071	-0.0071	-0.0071
	(0.0000, 0.0123)	(-0.0190, 0.0215)	(0.0029, 0.0062)	(-0.0065, -0.0048)	(-0.0072, -0.0004)							

Entre paréntesis el error estándar. * Parámetros significativos al 1%. ** Parámetros significativos al 5%. *** Parámetros significativos al 10%. Para el umbral c se presenta un intervalo de confianza al 95%.

variados. La prueba de linealidad contra la alternativa del modelo SETAR en estudio es rechazada en todos los casos, por lo que el modelo de cambio de régimen de la ecuación (1) es una mejor alternativa que cualquier modelo lineal.

Por último, en los Cuadros 4 y 5 se presentan los resultados de las estimaciones para los distintos países de la ecuación (1).

Para Colombia el término de corrección de error (CE) π no es significativo en ninguno de los regímenes; como ya se había demostrado en la prueba de cointegración, y no incluye término de corrección de error en los regímenes¹. En el caso de Perú este coeficiente es significativo para el Dow Jones en un régimen al 5% y para S&P 500 en el mismo régimen al 10%.

Con respecto a los demás países, el término de corrección de error es significativo en, por lo menos, alguno de los dos regímenes.

En el caso donde el término de corrección de error (π) es significativo en los dos regímenes (Brasil), los movimientos hacia el equilibrio de largo plazo ocurren en cada período pero de manera distinta y la diversificación no tiene sentido.

En todos los demás países (Argentina, Chile y México), el término de corrección de error (π) sólo es significativo en un régimen y se verifica la hipótesis de que los movimientos hacia el equilibrio de largo plazo no ocurren en cada período y que la diversificación no se da cuando el mercado se encuentre en ese régimen. Hay que hacer notar que en general los umbrales son negativos y el régimen por debajo de estos umbrales es donde se lleva a cabo la mecánica del ajuste de largo plazo.

IV. Conclusiones

En este trabajo se proporciona evidencia de la relación entre seis mercados accionarios latinoamericanos y el estadounidense. Se muestra que todas las series de precios en logaritmos son integradas de orden uno. Nuestros resultados sugieren que, aplicando la metodología de Engle-Granger se encuentra relación de cointegración en Argentina, Brasil, Chile y México con ambos índices norteamericanos. Esta relación indica la presencia de factores comunes que reducen la independencia entre los mercados. Pero al mismo tiempo se puede determinar que esta dependencia se da sólo bajo ciertas circunstancias cuando los mercados se encuentran en una situación alejada del equilibrio de largo plazo. Es en esos momentos en que los mercados se vuelven más similares en su comportamiento y las ganancias de diversificación internacional de los inversionistas se limitan. Estos resultados implican que la diversificación es posible en el corto plazo en los regímenes en los que no existe CE y, por lo tanto, reducir el riesgo sistemático para los inversionistas de Estados Unidos. En el caso brasileño las ventajas de la diversificación no ocurren debido a que ambos regímenes presentan CE.

Para Colombia, y en cierta medida Perú, donde no existe relación de cointegración se podría estudiar su comportamiento con respecto al mercado estadounidense con otros enfoques que consideran efectos de segundo orden como la aplicación de modelos de la clase GARCH multivariado y asimétricos.

Queda para futuros trabajos el análisis de los rendimientos en estos mercados considerando los efectos de tipo de cambio.

Nota

- ¹ Existen varias explicaciones para la no cointegración. El análisis de éstas va más allá de los objetivos de este trabajo.

Referencias

- ARELLANO, R. (1993). "Relación de Largo Plazo del Mercado Bursátil Mexicano con el Estadounidense: Un Análisis de Cointegración", *El Trimestre Económico*, 60 (237), pp. 91-112.
- BALKE, N. S. y T. FOMBY (1997). "Threshold Cointegration", *International Economic Review*, 38 (3), pp. 627-643.
- CHEN, G. M., M. FIRTH y O. MENG RUI (2002). "Stock Market Linkages: Evidence from Latin America", *Journal of Banking & Finance*, 26 (6), pp. 1113-1141.
- DEFUSCO, R. A., J. M. GEPPERT y G. P. TSETSEKOS (1996). "Long-run Diversification Potential in Emerging Stock Markets", *Financial Review*, 31 (2), pp. 343-363.
- ENGLE, R. F. y C. W. J. GRANGER, (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". *Econometrica* 55 (2), pp. 251-276.
- EUN, C. S. y B. G. RESNICK (1988). "Exchange Rate Uncertainty, Forward Contracts, and International Portfolio Selection", *The Journal of Finance*, 43 (1), pp. 197-215.
- FRANSES, P. H. y D. VAN DIJK (2000). *Non-Linear Time Series Models in Empirical Finance*. Cambridge: Cambridge University Press.
- GALINDO, L. M. y C. GUERRERO (1999). "La Transmisión de las Crisis Financieras: La Relación entre los Índices de Precios de las Bolsas de Valores de México y Estados Unidos", *Economía: Teoría y Práctica*, Nueva Epoca, 11, pp. 83-95.
- GRANGER, C. W. J. (1993). "Strategies for Modelling Nonlinear Time-Series Relationships", *The Economic Record*, 69 (206), pp. 233-238.
- HANSEN, B. E. (2000). "Sample Splitting and Threshold Estimation", *Econometrica*, 68 (3), pp. 575-603.
- HAU, H. y H. REY (2002). "Exchange Rate, Equity Prices and Capital Flows", *NBER Working Paper* 9398.
- JOHANSEN, S. (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 59 (6), pp. 1551-1580.
- SCHALLER, H. y S. VAN NORDEN (1997). "Regime Switching in Stock Market Returns", *Applied Financial Economics*, 7 (2), pp. 177-191.
- SHIVELY, P. A. (2003). "The Nonlinear Dynamics of Stock Prices", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 43 (3), pp. 505-517.
- TONG, H. (1990). *Non-Linear Time Series: A Dynamical System Approach*, Oxford: Oxford University Press.
- TSAY, R. S. (1989). "Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes", *Journal of the American Statistical Association*, 84 (405), pp. 231-240.