

Sarmiento, Paola; Duarte, Juan Benjamín; Mascareñas, Juan
Análisis de causalidad entre mercados bursátiles latinoamericanos y el Standard & Poor's 500
Revista de Ciencias Sociales (Ve), vol. XX, núm. 2, abril-junio, 2014, pp. 241-253
Universidad del Zulia
Maracaibo, Venezuela

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=28031815004>



Revista de Ciencias Sociales (Ve),
ISSN (Versión impresa): 1315-9518
cclemenz@luz.ve
Universidad del Zulia
Venezuela

Análisis de causalidad entre mercados bursátiles latinoamericanos y el Standard & Poor's 500

Sarmiento, Paola*
Duarte, Juan Benjamín**
Mascareñas, Juan***

Resumen

En el presente trabajo de investigación se examina la causalidad existente entre los principales índices bursátiles de América Latina (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú) y el Standard & Poor's 500 de Estados Unidos (S&P500), mediante la Prueba de Causalidad de Granger, para el período de julio 2001-noviembre 2010, teniendo la particularidad de analizar la causalidad durante sub-períodos al alza y a la baja del índice norteamericano. Lo anterior con el propósito de identificar posibles beneficios de diversificación para inversionistas. Los resultados obtenidos revelan el comportamiento de causalidad histórico de los países. El efecto causal del S&P500 sobre los mercados latinoamericanos parece presentar una tendencia ascendente período a período, alcanzando su máximo durante la crisis financiera estadounidense de 2008, donde la caída del índice norteamericano afectó significativamente el desempeño de los índices bursátiles de la región, limitando consecuentemente los beneficios de la diversificación, no obstante, países como Argentina, Brasil y Colombia exhiben perfiles de inversión prometedores al superar y alejarse notablemente del mercado estadounidense a partir del año 2009, lo que sugiere posibilidad de diversificación en estos mercados.

Palabras claves: Mercados latinoamericanos, estacionariedad, cointegración, causalidad de Granger.

Causality Analysis between Latin American Stock Markets and the S&P500

Abstract

This research examines causality among the major Latin American stock markets (Argentina, Brazil, Chile, Colombia, Mexico and Peru) and Standard & Poor's 500 [S&P500] Index of the United States, for the July 2001-November 2010 period, using the Granger Causality Test to analyze causality during upward and downward sub-periods of the North American index. This study was made to identify potential diversification benefits for investors. Results reveal historical causality behavior among the countries. The causal effect of the S&P500 on Latin American

* Ingeniera Industrial, Esc. de Estudios Industriales y Empresariales, Universidad Industrial de Santander. Colombia. E-mail: paols1@hotmail.com

** Profesor Asociado. Esc. de Estudios Industriales y Empresariales, Universidad Industrial de Santander. Colombia. E-mail: jduarte@uis.edu.co

*** Profesor Catedrático Economía Financiera, Universidad Complutense de Madrid-España. E-mail: jmascare@ccee.ucm.es

markets appears to present an upward trend from period to period, peaking during the U.S. financial crisis of 2008, when decline of the North American index significantly affected the performance of stock market indexes in the region, thereby limiting the benefits of diversification. Nevertheless, countries such as Argentina, Brazil and Colombia exhibit promising investment profiles, surpassing and distancing themselves notably from the U.S. market since 2009, which suggest possibility for diversification in these markets.

Key words: Latin America stock markets, stationarity, cointegration, Granger causality test .

Introducción

Hoy en día, la constitución de un buen portafolio es uno de los temas de mayor trascendencia para los inversionistas que encuentran en el mercado de renta variable un medio muy atractivo de negocio. La Teoría Moderna de Portafolio afirma que los inversionistas se podrían beneficiar de la diversificación internacional cuando el grado de interdependencia y co-movimientos entre los mercados bursátiles nacionales sea bajo o nulo (Diamandis, 2009; Solnik, 1995). En cuyo caso el riesgo no sistemático se disminuye, reduciendo consecuentemente la probabilidad de pérdida en el momento que se presente un descenso en alguno de los mercados.

Por otro lado, de encontrarse evidencia de causalidad, en donde una variable tiene poder de predicción sobre los valores futuros de otra, los beneficios de la diversificación serán limitados debido a la presencia de factores comunes que reducen la independencia de los mercados nacionales (Cavazos *et al.*, 2009). Entre los factores que recientemente han contribuido a un mayor nivel general de correlación e integración, se encuentran entre otros: el desarrollo de empresas y organizaciones globales y multinacionales, los avances en la tecnología de la información, la desregulación de los sistemas financieros de los principales países industrializados, el crecimiento explosivo del flujo de capital y la abolición de los controles de divisas (Bracker *et al.*, 1999; Rezayat *et al.*, 2006).

En particular países emergentes como Brasil, Chile, Colombia, México y Perú se caracterizan por poseer grandes vínculos con los mercados financieros mundiales según estudios del Fondo Monetario Internacional (2010), convirtiéndose en destinos atractivos de inversión, al proporcionar condiciones muy favorables con perfiles de riesgos prometedores, abundante liquidez y buenas perspectivas de crecimiento estructural.

Diversas investigaciones han centrado su atención en el estudio de la relación entre los mercados latinoamericanos y Estados Unidos, considerado económicamente como las mayores potencias económicas del mundo. Ozdemir *et al.* (2009), sugiere la existencia de una de relación centro- periferia entre Estados Unidos y los países en desarrollo, tras evidenciar causalidad entre el S&P500 sobre los índices bursátiles de Argentina, Brasil, Chile, México, Perú y Venezuela. En el 2009, Diamandis demostró que existe una relación de largo plazo entre cuatro mercados emergentes latinoamericanos (Argentina, Brasil, Chile y México) y el mercado estadounidense, al usar observaciones semanales para el período de Enero 1988-Julio 2006.

Cheng *et al.* (2002) por su parte apartó la mirada de Estados Unidos y evaluó la existencia de cointegración entre seis mercados latinoamericanos: Brasil, Chile, Colombia, México, Argentina y Venezuela desmostrando relación de equilibrio en el largo plazo entre todos los países de la región durante el 1 de febrero de 1995 y el 30 de junio de 2000.

1. Metodología

1.1 Análisis preliminar y estacionariedad

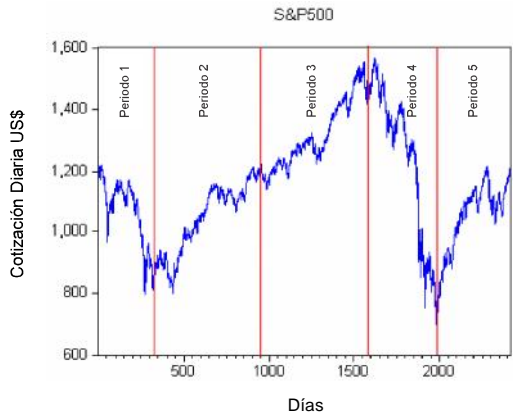
$$U Y_t N s_1 < u Y_{t>1} < r_i \ddot{Y}_{\#N}^m Y_{t>1} < v_t (1)$$

1.2 Análisis de cointegración

$$Y_{n,lat} \text{ N } s_1 < s_2 X_{ust} < u_t^2 (2)$$

Con el fin de analizar las series bajo comportamiento de crecimiento y caída de la rentabilidad, se divide la muestra en subperíodos al alza y a la baja tomando como referencia el comportamiento del S&P500 durante el 3 de julio de 2001 y el 10 de noviembre de 2010. Tal como se observa en la Figura 1, se distinguen tres períodos de crecimiento (Períodos 2, 3 y 5)³ y dos de caída (Períodos 1 y 4). El período 4, comenzando el 20 de julio de 2007 hasta el 9 de marzo de 2009, comprende la crisis financiera de 2008, la cual provocó una importante caída en el precio de cotización del índice bursátil, tanto en el mercado norteamericano como en el mercado mundial.

De acuerdo a los resultados arrojados en el análisis preliminar y específicamente a los resultados de la cointegración, se hace po-



Fuente: Elaboración propia (2011).

Figura I. Cotización diaria S&P500

sible emitir un juicio sobre cuál es el modelo que más se ajusta a los datos.

Se decide entre dos modelos según sea el caso: en ausencia de cointegración se opta por un modelo Vectorial Autorregresivo (VAR) mientras que en caso contrario se elige un Modelo de Corrección de Errores (VECM) (Koop, 2005). Estos modelos se caracterizan por su estructura de rezagos distribuidos que involucran más de una variable y por consiguiente más de una ecuación:

$$\begin{aligned}
 R_{p,lat} & N r < \sum_{pNI}^k s_p R_{p,lat>p} < \sum_{qNI}^k x_q R_{ust>q} < \\
 {}^n u_{t>1} & < V_{1t} \\
 R_{ust} & N r < \sum_{pNI}^k s_p R_{p,lat>p} < \sum_{qNI}^k x_q R_{ust>q} < \\
 {}^n u_{t>1} & < V_{2t}
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

Donde $R_{p,lat}$ y R_{ust} hace referencia al retorno diario en el tiempo de cada uno de los índices de América Latina y del S&P500 de Estados Unidos, respectivamente. El término de corrección de error $u_{t>1}$ será utilizado exclu-

sivamente en los modelos VECM, con el fin de conciliar el comportamiento de corto plazo de la variable con su valor a largo plazo.

1.4 Análisis de causalidad

Finalmente se evalúa la causalidad entre cada uno de los índices bursátiles de América Latina y Estados Unidos, mediante la Prueba de Causalidad de Granger bajo la hipótesis nula que el retorno diario del S&P500 no causa el retorno diario de los índices de América Latina ($H_0: R_{ust}$ No causa Granger $R_{p,lat}$). Se dice que una variable causa (Granger) a otra variable cuando los coeficientes de sus valores rezagados son estadísticamente significativos, es decir una variable tiene poder de predicción sobre los valores futuros de otra (Cavazos *et al.*, 2009). Los resultados presentados a continuación, siguen el mismo orden cronológico de la metodología planteada.

2. Datos y resultados

Los datos utilizados en el presente estudio están dados por los precios de cierre diario en dólares⁴ de los principales índices bursátiles

de Argentina (MERVAL), Brasil (IBOVES-PA), Chile (IPSA), Colombia (IGBC), México (IPC), Perú (IGBVL) y el S&P500 de Estados Unidos, desde el 3 de Julio de 2001 hasta el 8 de Noviembre de 2010 tomados de Bloomberg Professional® Service.

La Tabla 1, presenta algunas estadísticas descriptivas propias de cada economía. Es notable la diferencia, entre el mercado estadounidense y el mercado latinoamericano. Por ejemplo, el PIB de Brasil en el 2009 fue de 1.592 billones de dólares, mientras que en ese mismo año Estados Unidos alcanzó la suma de 14.119 billones. En relación a los ingresos per cápita se destaca el país norteamericano con un nivel de ingresos per cápita de 5 o más veces superior a los ingresos de los demás países. Para el caso particular de Colombia, en el 2009 la capitalización de mercado fue de 57% del PIB, 21,1% mayor en relación al año inmediatamente, crecimiento fundamentado en el atractivo de inversión para nacionales como extranjeros que presenta el mercado colombiano, gracias al buen desempeño de los emi-

sores y de la economía en los últimos años (Tovar, 2011).

En la Tabla 2, se presentan los primeros cuatro momentos estadísticos de las series bursátiles, además del estadístico de prueba de normalidad Jarque-Bera.

Conforme a los resultados, se evidencia que los retornos diarios de cada índice presentan los siguientes comportamientos: 1) El sesgo (Skewness) es negativo y diferente de cero para todos los casos; 2) La curtosis (Kurtosis) esta por encima de 10, indicando distribuciones de tipo leptocúrticas; 3) Media y mediana son diferente de cero y diferentes entre ellas y 4) De acuerdo al estadístico Jarque-Bera (JB)⁵ se rechaza la hipótesis nula de normalidad para la distribución de retornos diarios de todos los índices, con un P-Valor de 0.0%.

Por otra parte, al ajustar los datos mediante el uso del software *EasyFit Profesional*, se encuentra que la distribución Log-Logistic representa con mejor aproximación las series financieras, corroborando la no normalidad de las ditribuciones bursátiles.

Tabla 1
Estadísticos económicos para los países

	Capitalización de Mercado (% del PIB)	PIB (U.S Dólares)	INB per cápita (U.S Dólares)	Nivel de Ingresos
USA	106,8	14.119.000.000.000	46.360	Ingreso alto: Miembro de OCDE
México	38,9	874.809.714.008	8.960	Ingreso mediano alto
Argentina	15,9	307.155.148.184	7.550	Ingreso mediano alto
Brasil	73,2	1.594.489.675.024	8.070	Ingreso mediano alto
Chile	128	163.669.060.914	9.470	Ingreso mediano alto
Perú	53,5	130.324.676.706	4.200	Ingreso mediano alto
Colombia	57,0	234.045.290.109	4.990	Ingreso mediano alto

Fuente: El Banco Mundial. Datos: Por país o economía. Datos a diciembre de 2009.

Tabla 2
Estadísticos de los retornos de los índices bursátiles ^a

	USA	México	Argentina	Brasil	Chile	Perú	Colombia
Media (%)	-0.0004	0.0568	0.0318	0.0805	0.0718	0.1221	0.1251
Mediana	0.0400	0.1424	0.0553	0.0590	0.1127	0.0758	0.1319
Des. Estándar	1.3624	1.7217	2.4088	2.6208	1.3689	1.5956	1.7581
Sesgo	-0.1464	-0.0748	-1.8980	-0.2772	-0.2589	-0.4056	-0.3618
Curtosis	11.8301	10.1659	31.2146	8.3734	12.1502	13.3602	12.5704
Jarque- Bera	7857.70	5171.48	81587.67	2937.57	8455.34	10871.27	9272.92
Probabilidad	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

^a USA, México, Argentina, Brasil, Chile, Perú y Colombia representan los índices bursátiles de cada país.
Fuente: Elaboración propia en EVIEWS 6 (2011).

Con el objetivo de valorar el grado de relación presente entre los índices de América Latina y Estados Unidos, se calculan los coeficientes de correlación serial para cada par de países. La matriz de correlación final presentada en la Tabla 3, revela resultados interesantes. De las veintiún correlaciones computadas tan solo Brasil, Chile y Colombia, se destacan por presentar los coeficientes de correlación más bajos con Estados Unidos 0.432, 0.444 y 0.472 respectivamente, se presume que esto se debe a las políticas anti-cíclicas que han adoptado dichos países latinoamericanos durante la crisis estadounidense del 2008.

La fuerte integración entre mercados, no es del todo inesperada si se tiene en cuenta la reciente globalización, el desarrollo de organizaciones multinacionales americana con acción en Latinoamérica y la desregulación de los sistemas financieros de los últimos años.

Uno de los requisitos de la Prueba de cointegración de Engle- Granger (EG), es que las variables involucradas o datos de nivel sean integradas de orden uno $I(1)$, es decir no sean estacionarias y que las diferencias o retornos sean de orden cero $I(0)$ o estacionarias. Es así que a partir del análisis del coeficiente de autocorrelación,

calculado a diferentes rezagos k , es posible determinar el perfil estacionario y orden de integración de las series de los precios tanto en logaritmos como en los retornos (Tabla 4).

En la primera parte de la Tabla 4, se destaca que los datos de nivel presentan altas autocorrelaciones del orden del 0.99, las cuales van disminuyen de modo muy lento conforme los rezagos se prolongan, singularidad de las series no estacionarias $[I(1)]$. En tanto que para las series en primera diferencia o retornos, las autocorrelaciones inician con valores bajos y se desvanecen más rápidamente hacia cero, propio de las series de tiempo estacionarias.

Dado que la observación directa de las autocorrelaciones de las series no es suficiente para determinar si son o no estacionarias, se debe analizar este comportamiento a partir de pruebas estadísticas generalmente aceptadas.

Para determinar de manera formal, la presencia de raíz unitaria se aplica la Prueba de Dickey Fuller aumentada (DFA), la cual mediante el estadístico tau , prueba la hipótesis nula de que $u \sim N(0)$; es decir, existe una raíz unitaria.

La selección del rezago adecuado (k), se realiza según el Criterio de Información Akaike (CIA), de los veintiún modelos computados para

Tabla 3
Matriz de Correlación^a

	USA	México	Argentina	Brasil	Chile	Perú	Colombia
USA	1.000						
México	0.639	1.000					
Argentina	0.785	0.899	1.000				
Brasil	0.432	0.943	0.803	1.000			
Chile	0.444	0.932	0.838	0.957	1.000		
Perú	0.548	0.964	0.824	0.938	0.928	1.000	
Colombia	0.472	0.947	0.855	0.942	0.974	0.909	1.000

^a Los coeficientes de correlación fueron computados a partir de los precios de cierre diario en dólares.

Fuente: Elaboración propia en EViews 6 (2011).

Tabla 4
Autocorrelaciones de las series^a

País\Rezag	k= 1	k= 2	k= 3	k= 4	k= 5	k= 6	k= 7	k= 8	k= 9	k= 10^b
USA	0.996	0.994	0.991	0.988	0.986	0.983	0.981	0.979	0.977	0.974
México	0.999	0.998	0.997	0.995	0.994	0.993	0.992	0.991	0.990	0.989
Argentina	0.999	0.997	0.996	0.994	0.993	0.991	0.990	0.988	0.986	0.985
Brasil	0.999	0.998	0.997	0.996	0.994	0.993	0.992	0.991	0.990	0.989
Chile	0.999	0.997	0.996	0.994	0.993	0.992	0.990	0.989	0.987	0.986
Perú	0.999	0.998	0.997	0.996	0.995	0.994	0.993	0.992	0.991	0.990
Colombia	0.999	0.998	0.996	0.995	0.994	0.993	0.992	0.991	0.989	0.988
ΔUSA	-0.097	-0.064	0.046	-0.016	-0.025	-0.018	-0.020	0.053	-0.010	0.008
ΔMéxico	0.119	-0.021	-0.022	-0.001	-0.050	0.007	0.001	0.004	-0.019	0.006
ΔArgentina	0.043	-0.038	0.019	0.029	0.004	0.026	0.062	0.036	-0.029	0.014
ΔBrasil	0.043	-0.016	-0.018	0.000	-0.028	-0.026	-0.006	-0.021	-0.019	0.039
ΔChile	0.127	0.02	-0.018	0.057	0.005	-0.038	-0.041	-0.009	-0.012	0.002
ΔPerú	0.186	0.018	0.068	0.089	0.015	-0.021	-0.011	0.044	0.034	-0.006
ΔColombia	0.129	-0.007	0.003	0.011	-0.015	-0.055	-0.014	0.016	0.048	0.042

^a USA, México, Argentina, Brasil, Chile, Perú y Colombia representan las series de los precios en logaritmos de cada índice bursátil. ΔUSA, Δ México, Δ Argentina, Δ Brasil, ΔChile, Δ Perú y ΔColombia representan las series de los retornos (primeras diferencias de los precios en logaritmos).

^b El examen de los diez primeros rezagos es suficiente para reconocer e identificar el perfil estacionario de cada una de las series de tiempo, al brindar un horizonte de análisis bastante largo (Dos semanas).

Fuente: Elaboración propia en EViews 6 (2011).

cada serie (desde el rezago cero hasta el rezago veinte), se elige aquel con menor valor CIA.

Los resultados encontrados en la Tabla 5, respaldan los hallazgos preliminares al analizar los coeficientes de autocorrelación de la Tabla 4. Es decir, para los datos de nivel no se rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad, las series de los precios en logaritmos son $I(1)$; para las series de los retornos se rechaza la hipótesis nula con un nivel de significancia del 1%, resultando ser estacionarias $I(0)$.

Teniendo en cuenta que se cumple con el requisito de estacionariedad en los retornos de las series, se procede a determinar la cointegración entre mercados.

Una vez se ha identificado el orden de integración, se realiza el análisis de cointegración entre el S&P500 y cada uno de los índices bursátiles de América Latina, mediante el test de Engle- Granger (EG), la cual se fundamenta en probar la hipótesis nula de “No Co-integración”, a través del análisis de la raíz unitaria de los términos de error generados por la regresión (2).

Los resultados presentados en la Tabla 6, permiten extraer importantes observaciones: En los períodos 2 y 3 los residuales para cada par de series (mercado latinoamericano y S&P500) son estacionarios $I(0)$, lo cual indica que las variables están cointegradas. En el caso de Perú se rechaza la hipótesis nula de no cointegración en todos los periodos. Se evidencia cointegración de manera consistente durante los períodos 2, 3 y 5 para México, Argentina, Brasil y Perú; igual ocurre para Chile

Tabla 5
Prueba de Raíz Unitaria a los índices bursátiles^a

ADF		
	Rezago (k)	t(u)
USA	3	-1.764
México	5	-0.581
Argentina	13	-1.067
Brasil	18	-0.554
Chile	18	0.066
Perú	4	-0.543
Colombia	1	-0.830
ΔUSA	2	-29.670 *
ΔMéxico	4	-23.008 *
ΔArgentina	12	-11.532 *
ΔBrasil	17	-10.581 *
ΔChile	17	-11.291 *
ΔPerú	3	-20.756 *
ΔColombia	0	-43.160 *

^a USA, México, Argentina, Brasil, Chile, Perú y Colombia representan las series de los precios en logaritmos de cada índice bursátil. ΔUSA, ΔMéxico, ΔArgentina, ΔBrasil, ΔChile, ΔPerú y ΔColombia representan las series de los retornos (primeras diferencias de los precios en logaritmos). Valores críticos: 1%, -3.43; 5%, -2.86; 10%,-2.57.

*Significancia estadística al 1%.

Fuente: Elaboración propia en EVIEWS 6 (2011).

Tabla 6
Prueba de Raíz Unitaria para los residuos^a

Periodo de Tiempo			ADF		
			Rezago (k)	t(u)	
Periodo 1	(Jul 03/2001- Oct 09/2002)	México	1	-1,387	
		Argentina	0	-1,465	
		Brasil	1	-3,721	*
		Chile	3	-3,258	*
		Perú	0	-1,829	***
Periodo 2	(Oct 10/2002- Feb 28/2005)	Colombia	1	-1,282	
		México	1	-2,294	**
		Argentina	1	-2,680	*
		Brasil	3	-3,161	*
		Chile	1	-2,858	*
		Perú	1	-2,181	**
		Colombia	1	-1,753	***
Periodo 3	(Mar 1/2005- Jul 19/2007)	México	3	-2,686	*
		Argentina	0	-3,215	*
		Brasil	2	-2,153	**
		Chile	1	-3,360	*
		Perú	0	-3,002	*
		Colombia	1	-2,019	**
Periodo 4	(Jul 20/2007- Mar 09/2009)	México	8	-1,944	**
		Argentina	3	-2,776	*
		Brasil	5	-1,578	
		Chile	3	-2,109	**
		Perú	3	-2,221	**
		Colombia	8	-2,421	**
Periodo 5	(Mar 10/2009- Nov 8/2010)	México	4	-3,410	*
		Argentina	1	-2,625	*
		Brasil	2	-2,429	**
		Chile	6	-1,201	
		Perú	4	-2,381	**
		Colombia	2	-1,434	

^a Valores críticos: 1%, -2.57; 5%, -1.94; 10%,-1.62.

*, **, *** Indica significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia en EViews 6 (2011).

pero en los periodos 1 y 4. En la Tabla 7, se resumen los resultados de la prueba de cointegración y el modelo VAR ó VECM más adecuado.

La selección del rezago (*k*) se realizó según el Criterio de Información Akaike (CIA); simulaciones muestran que el rezago máximo a considerar esta dado por el logaritmo natural de la muestra (Tsay, 2005). Es decir hasta ocho valores previos (*ln*(2417) \tilde{O} 8), para este caso en particular.

Por último se aplica la prueba de causalidad de Granger, es asi como en la Tabla 8. se revela el comportamiento de causalidad histórico de los países latinoamericanos, mediante la evaluación de la hipótesis nula ($H_0:R_{ust}$ No Causa Granger $R_{p,lat}$), para cada uno de los mercados en los diferentes periodos de crecimiento (Periodos 2, 3 y 5) y de caída (Periodos 1 y 4). De encontrarse un P-valor inferior a 0.05 ó 5% se la hipótesis nula y se concluye que el retorno del S&P500 Americano causa el retorno del índice latinoamericano ó R_{ust} causa $R_{p,lat}$.

En el período 1 de la Tabla 8, se encuentra evidencia de causalidad tan solo para Perú; mientras que en el período 2 se rechaza la hipótesis nula de no causalidad de Granger, tanto para el mercado colombiano como para el peruano. En general el efecto causal del S&P500 sobre los mercados latinoamericanos presenta una tendencia ascendente período a período, llegando a su máximo en el período cuatro en donde la crisis financiera estadounidense de 2008 afecta notablemente el seguimiento de los índices bursátiles de la región al S&P500.

Durante el último período de estudio, países como Argentina, Brasil y Colombia aplicaron políticas macroeconómicas anticíclicas que ayudaron a reducir los factores de vulnerabilidad, limitando el impacto en el sector financiero y posteriormente el repunte de estos mercados accionarios, superando, incluso la evolución del mercado de Estados Unidos (Fondo Monetario Internacional, 2010), lo que explica el no rechazo de la hipótesis nula para dichos países en el período 5. Y por ende beneficios de diversificación en estos mercados.

Tabla 7
 Modelo econométrico según Análisis de Cointegración

		Países					
		México	Argentina	Brasil	Chile	Perú	Colombia
Periodo 1	H_0 : No Cointegración	NR	NR	R	R	R	NR
	Modelo Adecuado	VAR	VAR	ECM	ECM	ECM	VAR
Periodo 2	H_0 : No Cointegración	R	R	R	R	R	R
	Modelo Adecuado	ECM	ECM	ECM	ECM	ECM	ECM
Periodo 3	H_0 : No Cointegración	R	R	R	R	R	R
	Modelo Adecuado	ECM	ECM	ECM	ECM	ECM	ECM
Periodo 4	H_0 : No Cointegración	R	R	NR	R	R	R
	Modelo Adecuado	ECM	ECM	VAR	ECM	ECM	ECM
Periodos 5	H_0 : No Cointegración	R	R	R	NR	R	NR
	Modelo Adecuado	ECM	ECM	ECM	VAR	ECM	VAR

a NR, no se rechaza “ H_0 : No cointegración”; R, se rechazan H_0 .
 Fuente: Elaboración propia (2011).

Tabla 8
Prueba de Causalidad de Granger y de Exogenidad de Bloque

Periodo de Tiempo		H_0	Causalidad de Granger		
		S&P500 Δ	Rezago (k)	Chi-sq	P-Valor
Periodo 1	(Jul 03/2001- Oct 09/2002)	México	1	0.013	0.9104
		Argentina	2	0.675	0.7134
		Brasil	4	1.370	0.8494
		Chile	1	0.001	0.9742
		Perú	1	6.693	0.0097
		Colombia	1	2.701	0.1003
Periodo 2	(Oct 10/2002- Feb 28/2005)	México	4	5.887	0.2078
		Argentina	1	1.977	0.1597
		Brasil	1	0.051	0.8212
		Chile	1	2.701	0.1003
		Perú	1	4.533	0.0332
		Colombia	4	13.615	0.0086
Periodo 3	(Mar 1/2005- Jul 19/2007)	México	1	6.759	0.0093
		Argentina	1	0.362	0.5473
		Brasil	1	5.129	0.0235
		Chile	4	14.166	0.0068
		Perú	1	6.370	0.0116
		Colombia	1	12.319	0.0004
Periodo 4	(Jul 20/2007- Mar 09/2009)	México	2	16.904	0.0002
		Argentina	3	19.366	0.0002
		Brasil	1	28.569	0.0000
		Chile	1	18.042	0.0000
		Perú	3	14.399	0.0024
		Colombia	1	68.855	0.0000
Periodo 5	(Mar 10/2009- Nov 8/2010)	México	3	9.644	0.0219
		Argentina	1	2.405	0.1209
		Brasil	1	1.650	0.1989
		Chile	4	10.086	0.0390
		Perú	3	11.259	0.0104
		Colombia	4	3.824	0.4303

Fuente: Elaboración propia en EViews 6 (2011).

3. Conclusiones

El presente trabajo proporciona evidencia de la dependencia de los principales índices bursátiles de América Latina y el S&P500 de Estados Unidos para el período de Julio 2001-Noviembre 2010.

Los resultados obtenidos con la Prueba de Causalidad de Granger, revelan el comportamiento de causalidad histórico de los países. Desde el 2001 el efecto causal del S&P500 sobre los mercados latinoamericanos presenta una tendencia ascendente periodo a periodo, alcanzando su máximo durante la crisis financiera estadounidense de 2008 donde la caída del índice norteamericano afectó significativamente el desempeño de los índices bursátiles de la región. Sin embargo a partir del año 2009 países como Argentina, Brasil y Colombia aplican medidas anti cíclicas superando y alejándose notablemente del mercado americano, lo que sugiere alternativas de diversificación en estos países. En tanto que Perú, México y Chile continúan presentando fuerte dependencia con el S&P500.

Al hacer un ranking del grado de dependencia de los mercados latinoamericanos con el S&P500 teniendo en cuenta la frecuencia de causalidad período a período, Perú ocupa el primer lugar con el mayor nivel de relación y causalidad con el mercado estadounidense, seguido de México, Chile y Colombia en segundo lugar con presencia de causalidad en tres de los cinco períodos. Mientras Brasil y Argentina se ubican en tercera y cuarta posición con un menor nivel de relación con Estados Unidos, lo que sugiere mayor beneficios de diversificación para los inversionistas en estos dos últimos países.

El Modelo de Corrección de Errores (VECM) representa el 80% de los modelos es-

timados. Es así como en períodos al alza y a la baja este modelo es el que proporciona el mejor ajuste con un 88.8% y un 66.6% respectivamente.

Notas

1. Recuérdese que la presencia de una raíz unitaria indica que una serie de tiempo es no estacionaria, es decir depende o está relacionada en el tiempo con sus valores previos o rezagados. Esto ocurre cuando $uN0$ dado que $\dots NI[uN(1 > \dots)]$
2. El modelo de los residuos está dado por $Uu_i N u_{i>1}$.
3. Inicialmente el período 2 y 3 fueron considerados como uno solo, no obstante se opta por su división debido a su gran magnitud, en relación con los otros períodos.
4. Se trabaja con dólares con el fin de evitar la exposición a fenómenos cambiarios que puedan alterar el análisis del portafolio (Valdes, 2006). Asimismo cuando los datos no están disponibles debido a los días festivos nacionales, se asume que el precio de cierre del índice en dicho día festivo es el mismo al precio del día de negociación inmediatamente anterior
5. La prueba de Normalidad Jarque-Bera, se basa en la comparación conjunta de la asimetría y curtosis de los datos con respecto a la distribución normal.

Bibliografía citada

- Bracker, Keving & Koch, Paul D. (1999). "Economic Determinants of the Correlation Structure Across International Equity Markets". En: **Journal of Economics and Business**. N° 51. New York. Pp. 443-471.
- Cavazos, Guillermo y Rivas-Aceves, Salvador (2009). "Relación entre la inflación y tasas de interés en México y Estados Unidos". En: **Problemas de Desarrollo Revista Latinoamericana de Economía**. Vol. 40. N° 157. Pp. 111-135.

- Chen, Gong-meng; Firth, Michael & Rui, Oliver (2002). "Stock market linkages: Evidence from Latin America". En: **Journal of Banking and Finance**. N° 26. China. . Pp. 1113-1141.
- Diamandis, Panayiotis F. (2009). "International stock market linkages: Evidence from Latin America". En: **Global Finance Journal**. N° 20. Athens. Greece. Pp. 13-30.
- EViews Student Version (2011). Version 6. Irvine, CA: IHS Global Inc. Statistical Software.
- Fondo Monetario Internacional (2010). "Aprovechando el viento a favor: Mayo 10". En: **Perspectivas económicas: Las Américas**. Washington, D.C. Pp. 1-76.
- Koop, Gary (2005). **Analysis of Economic Data** (2nd Edition ed.). John Wiley & Sons Ltd. England Pp. 203.
- Ozdemir, Zeynel; Olgun, Hasan & Saracoglu, Bedriye (2009). "Dynamic linkages between the center and periphery in international stock markets". En: **Research in International Business and Finance**. N° 23. Turkey. Pp. 46-53.
- Rezayat, Fahimeh & Yavas, Burhan F. (2006). "International portfolio diversification: A study of linkages among the U.S., European and Japanese equity markets". En: **Journal Of Multinational Financial Management**. N° 16. Carson, CA USA. Pp. 440-458.
- Solnik, Bruno H. (1995). "Why Not Diversify Internationally Rather Than Domestically?". En: **Financial Analysts Journal**. N° 1965- 1974. Pp. 89-94.
- Tsay, Ruey (2005). **Analysis of Financial Time Series**. John Wiley & Sons Ltd. Hoboken. New Jersey. Pp. 27.
- Tovar, Wison (2011). "Mercado de Capitales: Factor dinamizador de la economía". Disponible en <http://www.dataifx.com/opiniones/mercado-de-capitales-factor-dinamizador-de-la-economia>. Consulta realizada el 26 de abril de 2011.
- Valdes, Arturo L. (2006). "Modelos de Corrección de Error No Lineal Entre Mercados Accionarios Latinoamericanos y el Mercado Accionario de Estados Unidos". En: **Revista de Análisis Económico**. Vol 21. N°1. México. Pp. 117-129.