



UNIVERSIDAD DE CHILE

Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas

Carrera de Ingeniería Comercial

INFLUENCIA DE ESTADOS UNIDOS EN LAS BOLSAS LATINOAMERICANAS

Seminario para optar al título de **Ingeniero Comercial**

AUTOR : Enrique Andrés Nagel Vargas

PROFESOR GUÍA : Sr. Franco Parisi Fernández

Santiago, Chile

Diciembre de 2004

La propiedad intelectual de este trabajo de investigación pertenece al profesor que dirigió este seminario

Índice

1. Introducción	3
2. Datos y Metodología	8
Figura 1	10
3. Resultados	12
Figura 2	14
Tabla 1	16
Tabla 2	20
Tabla 3	23
Tabla 4	24
Tabla 5	26
Tabla 6	28
Tabla 7	30
Tabla 8	32
4. Conclusiones	34
Referencias	36
Bases de Datos y Fuentes	37

1. Introducción

El propósito de este trabajo es medir el impacto de la información generada en Estados Unidos en las bolsas de valores de algunos países latinoamericanos. Existe literatura en la que se afirma que algunos países latinoamericanos no estarían integrados con el mundo ni con Estados Unidos (Bekaert & Harvey, 1995; Bekaert, 1995; y Hargis, 1995; Terrance & Reyes, 1999), lo que se contrapone con lo que se esperaría al observar la evolución de los mercados y bolsas latinoamericanas, y los resultados encontrados en esta investigación.

Es sabido que, hoy en día, en los mercados más importantes de Latinoamérica existe un gran volumen de transacción, un enorme número de inversores nacionales e internacionales, compañías que invierten en el extranjero y compañías con presencia “más directa” en ese mercado a través de ADRs. Además, con el pasar de los años, los inversionistas e instituciones financieras de éstos países han buscado diversificar cada vez más sus carteras, por lo que podríamos esperar que las bolsas latinoamericanas tengan algún nivel de integración con bolsas extranjeras y, específicamente, con la Estados Unidos.

Se podría esperar, también, que tal integración fuera creciente a través del tiempo, ya que en los últimos años los grandes avances y la difusión de las tecnologías de información han permitido que ésta se transmita de manera más rápida y a más lugares. Esto se ha dado a través de la masificación de medios de comunicación, medios escritos y,

en el último tiempo; con Internet, la aparición de las bolsas electrónicas y la posibilidad de cotizar y transar acciones desde y con cualquier parte del mundo. Así, los agentes obtienen cada vez información mucho más actualizada y precisa, lo que favorece la cantidad y calidad de ésta, la especulación y la toma de decisiones; lo anterior implicaría que para los inversionistas de cualquier parte del mundo, invertir en otros mercados es cada día más fácil, sobre todo en los últimos años. Y esto no sería diferente para el caso de los países latinoamericanos, por lo que podríamos esperar que una integración con Estados Unidos sí exista y que sea creciente en el tiempo.

Es por esto que a los inversionistas latinoamericanos les debería interesar cualquier información o *shock* que provenga de mercados internacionales y viceversa, lo que nos lleva a pensar que los mercados desarrollados y en vías de desarrollo debieran estar integrados, o al menos, más integrados de lo que se piensa, lo que es sugerido por King & Wadhvani (1990) sobre la transmisión de volatilidad entre mercados accionarios.

Por otro lado, algunas bolsas latinoamericanas, si bien es cierto que no son tan desarrolladas como la de otros países (Estados Unidos, Europa, Japón, etcétera), siendo por tanto sus volúmenes de transacción y número de agentes menores, igualmente están siendo cada vez mejor manejadas y más desarrolladas, donde los inversionistas, empresas e instituciones financieras se preocupan cada vez más de elegir portfolios eficientes y diversificados. Por ello, podríamos esperar que exista una integración entre estos países y de éstos con mercados internacionales (principalmente con Estados Unidos). Es importante saber que la transacción de acciones en algunos países latinoamericanos comenzó mucho antes de que sus respectivas bolsas oficiales comenzaran a funcionar, y éstas se fundaron

hace más de un siglo¹, por lo que tienen una basta experiencia empírica en el mercado accionario.

Los índices que corresponden a los países incluidos en la muestra son, respectivamente: Argentina (**MERVAL**); Brasil (**BOVESPA**); Chile (**IGPA**); Colombia (**IGBC**); México (**IPC**); Perú (**IGBVL**); y Venezuela (**IBC**).

La hipótesis que se testeará es que los retornos de las bolsas latinoamericanas están influenciados por Estados Unidos, es decir, se verá si la información generada en éste país afecta las decisiones que toman los agentes en los países latinoamericanos. **Para verificarlo se verá, en lo posible, la diferencia de las magnitudes de estas influencias dependiendo de las diferencias de horario que existe entre Estados Unidos y cada uno de los países latinoamericanos** en los que fue posible medir este impacto.

Con formato

Así, para explicar el impacto de Estados Unidos sobre éstos países en el intervalo apertura-apertura (AA), se usará los intervalos de retornos para la apertura-cierre (AC) y cierre-apertura (CA)² para períodos en que los husos horarios son iguales y diferentes, en la medida que esta diferencia exista.

Para validar la hipótesis, debiéramos observar que el mayor poder explicativo sobre AA lo presenta el intervalo AC cuando los mercados (Estados Unidos sobre país

¹ Nombre y año de fundación de las primeras bolsas de éstos países, algunas aún conservan su denominación original: Bolsa de Portillo, Venezuela, 1840; Bolsa de Comercio de Lima, Perú, 1860; Bolsa Mercantil de México, México, 1886; Bolsa de Valores de Sao Paulo, Brasil, 1890; Bolsa de Comercio de Santiago, Chile, 1893; Bolsa de Bogotá, Colombia, 1928; Mercado de Valores de Buenos Aires, Argentina, 1929

² El intervalo apertura-apertura (AA) se refiere al tiempo transcurrido entre la apertura del día t y la apertura del día $t+1$. Análogo para los intervalos apertura-cierre (AC) y cierre-apertura (CA).

latinoamericano) se encuentran en los mismos husos horarios. Por otro lado, los retornos de AC sobre el intervalo AA³ cuando los mercados están en diferentes husos horarios debieran tener menor poder explicativo que en el caso anterior, revelando que los países latinoamericanos sí están integrados y que, por lo tanto, Estados Unidos sí genera información en dichos mercados.

Ahora bien, hay que tener en cuenta que estas diferencias se podrían medir con respecto a otros mercados, ya que, probablemente, el diferencial de impacto que se observa se podría deber a otros factores, como *shocks* de otros mercados. Además, se podría efectuar la misma hipótesis, por ejemplo, para Estados Unidos con cualquier país latinoamericano, y decir que los *shocks* en el primero se deben a información generada en el segundo, lo que sería una hipótesis, a lo menos, fuerte. Pero sabemos que Estados Unidos es lo suficientemente grande como para sostener la hipótesis de que los países más pequeños y menos desarrollados están influenciados por Estados Unidos y no viceversa. Así, cualquier medición alternativa sería competente a otro estudio. Por lo que, para efectos de éste, la hipótesis se referirá a medir esos impactos tomando en cuenta las diferencias de horario con Estados Unidos.

Conolly y Wang (2002), encuentran evidencia que los mercados de Estados Unidos, Reino Unido y Japón están correlacionados. Específicamente -y controlando por *news*⁴ en

³ El retorno de AA se refiere a la rentabilidad que presenta el índice entre la apertura del día t y la apertura del día t+1, es decir, $\left(\frac{\text{apertura}_{t+1} - \text{apertura}_t}{\text{apertura}_t}\right)$. Análogo para AC y CA.

⁴ La traducción literal del inglés al español de *news* es noticia. En economía y finanzas este termino se usa para referirse a noticias o *shocks*, en general, inesperados que ocurren en las economías o mercados. La metodología que utilizan los autores para medir “lo inesperado” de las *news* que observaron es ver la

variables macroeconómicas de estos mercados- encuentran que los retornos de la sesión anterior de uno de estos mercados tienen un impacto significativo en los retornos subsecuentes de otro. Así, teniendo en cuenta que existen efectos significativos entre estos países desarrollados, podríamos decir que la información que genera Estados Unidos es aún más importante para países subdesarrollados. Por ello, la hipótesis formulada en este trabajo no sería inapropiada, sino que económica y empíricamente sustentada.

Los resultados obtenidos validan la hipótesis. En algunos casos, se encuentra evidencia de diferente poder explicativo de AC y CA sobre AA para los distintos países en diferentes husos horarios. Se observa, también, que el impacto en algunas muestras de CA es mayor cuando EEUU y el país latinoamericano están en diferentes husos horarios. Así, se puede decir que los países latinoamericanos están más integrados que lo que sugiere parte de la literatura financiera.

Este trabajo se compone de cuatro partes. En la segunda se describen los datos y la metodología usada; la tercera muestra los resultados obtenidos y; finalmente, se presentan las conclusiones.

diferencia porcentual entre el valor efectivo que tomó finalmente la variable y las expectativas que el mercado tenía de estas.

2. Datos y Metodología

Se buscaron las cotizaciones de los indicadores bursátiles de Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, México, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela en las bases de datos de Economática y la página financiera de Yahoo!⁵. Luego, se dejaron sólo los índices de los que se tuviera el precio de Apertura y/o de Cierre. Dado que la mayoría de los indicadores se encontraba en Economática, pero sólo con sus precios de cierre, finalmente se dejaron los indicadores de los que se tuviera ambos precios y se cruzaron ambas fuentes para verificar y hacer más completas las series.

La muestra final consiste en las 29.815 observaciones para las cotizaciones diarias de apertura y cierre de los índices de 7 países (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y Venezuela) entre Mayo de 1991 y Octubre de 2004. Para los días en que no hubiese transacción en las bolsas seleccionadas, se procedió a eliminar dicho día de la muestra para ese indicador bursátil.

Además, se efectuó la medición para la muestra de los siete países de manera global o a modo de portfollio de mercado latinoamericano, es decir, tomando un indicador, denominado MERCOSUR 7, que consiste en un promedio ponderado de las rentabilidades

⁵ <http://finance.yahoo.com>

para cada día del año “ t ”. La ponderación se hizo en base al PIB⁶ de cada país correspondiente al año “ $t-1$ ”⁷.

$$R_{AA} \text{ MERCOSUR } 7 \text{ año } j = \sum_1^7 \delta_i * R_{AA}^i \text{ año } j \quad (1)$$

$$R_{AC} \text{ MERCOSUR } 7 \text{ año } j = \sum_1^7 \delta_i * R_{AC}^i \text{ año } j \quad (2)$$

$$R_{CA} \text{ MERCOSUR } 7 \text{ año } j = \sum_1^7 \delta_i * R_{CA}^i \text{ año } j \quad (3)$$

$$\text{Con } \delta_i = \frac{\text{PIB País } i}{\sum \text{PIB Países latinoamericanos}} \quad (4)$$

También se elaboró el índice MERCOSUR 6, que es el mismo de antes, pero con Colombia sacado de la muestra⁸. Esto permite ver el impacto de Estados Unidos sobre Latinoamérica como un portfolio de países o un “índice de índices” (similar al indicador “World” de Ilmanen, 1995). Con estos dos indicadores sumados a las muestras anteriores la cantidad de observaciones es de 34.277 en total.

Para cada precio de apertura y cierre de cada día, se procedió a calcular las respectivas rentabilidades AA (apertura-apertura), AC (apertura-cierre) y CA (cierre-apertura). Luego, para cada una de las series de rentabilidades anteriormente señaladas se calculó el test de Dickey Fuller Aumentado (ADF), para testear si dichas series son

⁶ Producto Interno Bruto.

⁷ MERCOSUR 7 abarca desde el año 2001 al 2004.

⁸ Se creó un indicador sin Colombia, ya que sin dicho país la serie del indicador MERCOSUR 7 se hace más grande, es decir, la serie MERCOSUR 6 abarca los años desde 1996 al 2004.

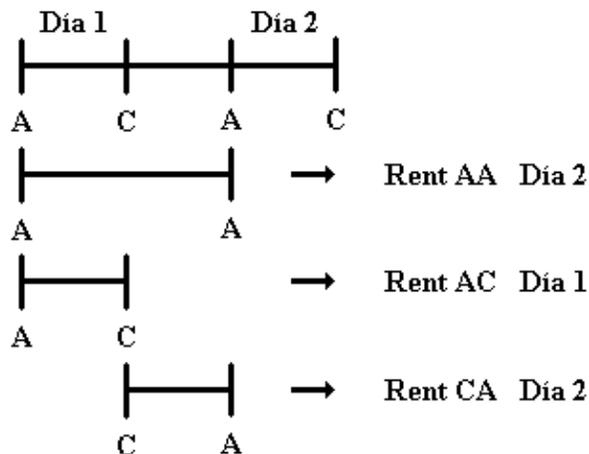
estacionarias o no. Para todas ellas se rechaza la hipótesis nula con un 99% de confianza, eliminando, así, las consecuencias de no estacionariedad en los resultados.

Con formato

La metodología escogida para probar la hipótesis formulada se basa en que la rentabilidad del intervalo AA está explicada por la rentabilidad de AC y CA, como se muestra en la Figura 1.

Figura 1

La Figura 1 muestra que la rentabilidad apertura-apertura (AA) del día 2 estará en función de la rentabilidad apertura-cierre del día 1 y de la rentabilidad cierre-apertura del día 2.



De esta manera, la hipótesis se validará si el poder explicativo del intervalo AC sobre el de AA es mayor que el de CA sobre el de AA, y la magnitud de CA es diferente en los períodos en que el país latinoamericano y Estados Unidos están en diferentes husos horarios. Esto se debería a que los mercados están generando más información durante AC que durante CA, pero están siendo influenciados por EEUU.

Así, se obtendrán los coeficientes de las ecuaciones (5), (6) y (7):

$$R_{AA} = \alpha + \beta_1 R_{AC(-1)} + \beta_2 R_{CA} + \varepsilon \quad (5)$$

$$R_{AA} = \alpha + \beta_{12} R_{AC(-1)} + \varepsilon \quad (6)$$

$$R_{AA} = \alpha + \beta_{13} R_{CA} + \varepsilon \quad (7)$$

Donde R_{AA} , $R_{AC(-1)}$ y R_{CA} corresponden a los retornos de los intervalos AA, AC del día anterior y CA, respectivamente. α , β_1 , β_2 , β_{12} y β_{13} son constantes y ε es el término de error. Los coeficientes fueron obtenidos por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios, ajustado de acuerdo a Newey & West (1987).

A las series se les aplicó el test de causalidad de Granger (1969) para ver si los resultados tienen efectos ocasionados por causalidad espuria. Este test asegura que la información relevante en la predicción de las variables es contenida solamente en la información de las series para estas variables, a la vez que define la dirección de causalidad de las series en cada caso. Esto es, si éstas son afectadas por rezagos, la dirección de la causalidad es detectada cuando existe una relación temporal y significativa entre las dos variables, como se muestra en la ecuación (8):

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i X_{t-i} + u_{it} \quad (8)$$

Donde $u_{it} \rightarrow N(0, \sigma_u^2)$. Esto es calculado para cada par de series X e Y. Así, la hipótesis nula es que X no causa a Y en el sentido de Granger. El estadístico F es obtenido de la hipótesis conjunta para cada ecuación:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$$

Cada uno de los intervalos para cada país es sometido a este test (AA con AC, AA con CA, AC con CA, y así sucesivamente). Luego se describen los casos en que la hipótesis nula es rechazada y en los que no.

3. Resultados

A continuación se comentarán los resultados obtenidos mediante la metodología elegida. Para algunos países no fue posible medir el impacto puro de diferencia en el horario con respecto a Estados Unidos, ya que, por ejemplo, Ciudad de México (índice IPC) y Nueva York (ciudad de referencia en Estados Unidos para este estudio) tienen cambios de hora coincidentes, por lo que no es posible estimar las ecuaciones (5), (6) y (7) para períodos con diferencias de hora distinta a lo largo de la muestra. En este caso, los únicos resultados obtenidos corresponden a la estimación de las ecuaciones anteriormente descritas para la muestra completa. Es por ello que el esfuerzo por interpretar los resultados se concentrará en el resto de los países y se concluirá respecto de México.

Tampoco es posible obtener las ecuaciones (5), (6) y (7) con el “impacto diferencia de hora” para los índices de Colombia y Lima, ya que estos países mantienen en un período del año la misma hora que Nueva York y el resto del período, una hora más; por lo que el impacto que corresponde a la hipótesis no se aplica de manera correcta en estos casos, puesto que estos países cierran después que la bolsa americana, lo que no genera el shock de información que se busca medir en ese estudio.

Este impacto podría ser abordado en otro estudio con alguna metodología que permita medirlo. Se podría haber medido el impacto de otras bolsas importantes, pero en la hipótesis planteada en el presente estudio subyace la idea de que es el mercado americano el que más fuerza tendría sobre los países latinoamericanos. Otra posible solución sería calcular la “*impulse response function* (IRF)” de los países para hacer una comparación válida entre ellos y, así, ver si se verifica el efecto de diferencial de tiempo que plantea la hipótesis formulada.

Lo mismo sucede para los indicadores MERCOSUR 7 y MERCOSUR 6, ya que no existen patrones uniformes de diferencial de tiempo que permitan realizar un análisis en base a las diferencias de tiempo de todos los países. La solución a esto sería crear un índice con los países que sí sea posible, pero el indicador perdería el espíritu global que se quiere mostrar con ello. Aún así, la uniformidad de los husos horarios no es la apropiada para desarrollar lo deseado de manera satisfactoria, ya que se podrían crear “índices” en base a muy pocos países, lo que termina entregando resultados que no facilitan el análisis en comparación con los desagregados.

La Figura 2 muestra un esquema de las diferencias de hora de los países latinoamericanos incluidos en este estudio con respecto a Estados Unidos.

Figura 2

La Figura 2.a muestra los días en que cada país de la muestra cambia de hora. En la Figura 2.b se toma la hora de Nueva York, Estados Unidos como referencia, es decir, siempre como hora cero. A partir de esa hora se calcula las horas de diferencia del resto. I1 indica el inicio del período en el que el país tiene menos diferencia con Estados Unidos. En algunos casos (Chile y Venezuela) la hora durante este período es la misma que en Nueva York. T1 indica el término del período en el que el país tiene menor diferencia con Estados Unidos, por lo que sería, a la vez, el inicio del período en que los países estudiados están en diferencia o en mayor diferencia de hora con respecto al referente. I2 es análogo a I1, pero para otro intervalo de diferencia de hora elegido (Chile y Brasil). T2 análogo a T1, pero para otro intervalo de diferencia de hora elegido.

Figura 2.a

País	Cambia de hora
Nueva York, Estados Unidos	El primer domingo de abril y el último domingo de octubre
Buenos Aires, Argentina	No
Sao Paulo, Brasil	El tercer domingo de febrero y el tercer domingo de octubre
Santiago, Chile	El segundo domingo de marzo y el segundo domingo de octubre
Bogotá, Colombia	No cambia de hora
Ciudad de México, México	El primer domingos de abril y el último domingo de octubre
Lima, Perú	No
Caracas, Venezuela	No

Figura 2.b

	1° ene	3er dom feb	2do dom mar	1er dom abr	2do dom oct	3er dom oct	últ dom octu	31 dic
Nueva York, Estados Unidos	0	0	0	0	0	0	0	0
Buenos Aires, Argentina	2	2	2	I1 1	1	1	T1 1	2
Sao Paulo, Brasil	3	I1 1	2	2	I2 1	1	T1 2	3
Santiago, Chile	2	2	I1 1	1	I2 0	T2 1	1	2
Bogotá, Colombia	0	0	0	-1	-1	-1	-1	0
Ciudad de México, México	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1
Lima, Perú	0	0	0	-1	-1	-1	-1	0
Caracas, Venezuela	1	1	1	I1 1	0	0	0	T1 1

La Tabla 1 muestra que los α para la ecuación (5) en todos los países toma el valor cero (con aproximación a cuatro decimales), a excepción de Argentina, cuyo valor es $-0,0001$. El coeficiente β_1 tiene un valor medio de $1,0^9$. El mayor valor observado corresponde al índice MERCOSUR 6 y para los países es $1,0015$ en el caso del índice IGBVL de Perú. El menor valor corresponde al índice MERVAL de Argentina y es $0,9935$. Por otro lado, el coeficiente β_2 tiene un valor medio de $1,0134$; donde los valores más altos y más bajos son $1,0935$ y $0,9863$ para el MERVAL y MERCOSUR 6, respectivamente. El índice con el β_2 más bajo es el IGPA con $0,9963$. Ambos coeficientes son estadísticamente significativos al 99% para todos los índices. También se puede observar que casi un 100% de la información sobre AA es generada por AC y CA, específicamente, la media de los R^2 es $99,982\%$. Este resultado es bastante destacable, ya que al observar los resultados de Parisi & Maquieira (2003), se puede observar que los valores para este coeficiente difieren en mayor medida del valor obtenido aquí, lo que podría atribuirse a las características de los índices accionarios, que al ser una combinación o portfolio de acciones, hacen que la información contenida en éste sea mayor, más precisa y sin presentar problemas como los que Parisi & Maquieira atribuyen como causantes del “bajo” R^2 ¹⁰; es decir, la información contenida en los retornos AC y CA de los índices es mejor que en el caso de las acciones. Estimando lo mismo, y considerando las diferencias de hora, en cuatro de los seis casos, el β_2 de la estimación con diferencia o mayor diferencia de hora es mayor que el otro, lo que muestra -tomando en cuenta que los R^2 s permanecen prácticamente inalterados- el impacto del cambio de hora.

⁹ En todos los casos es muy cercano a este valor.

¹⁰ El porcentaje no explicado lo atribuyen a información que ocurre en la primera y última transacción.

Tabla 1
Medición de los retornos de apertura-apertura (AA) explicados por retornos apertura-cierre (AC) y
retornos cierre-apertura (CA)

$$R_{AA} = \alpha + \beta_1 R_{AC(-1)} + \beta_2 R_{CA} + \varepsilon$$

R_{AA} corresponde a los retornos apertura-apertura (AA), R_{AC} son los retornos para el intervalo apertura-cierre y R_{CA} son los retornos diarios de cierre-apertura (CA). La columna $\beta_1 - \beta_2$ muestra la diferencia entre los coeficientes de la ecuación de arriba para cada país de la muestra. Bajo los valores de los coeficientes se muestra el Test-t.

	α	β_1	β_2	R^2	$\beta_1 - \beta_2$
MUESTRA ENTERA					
BOVESPA	0,0000 3,60*	1,0008 11699,09*	1,0056 1378,46*	99,998%	-0,0048
IPC	0,0000 0,21	1,0006 12406,14*	1,0072 2124,44*	99,998%	-0,0066
IGBVL	0,0000 -7,91*	1,0015 8374,88*	1,0116 16953,11*	99,999%	-0,0101
IGPA	0,0000 2,25*	1,0000 37230,37*	0,9963 7730,74*	100,000%	0,0037
MERVAL	-0,0001 -3,46*	0,9935 1236,47*	1,0935 538,78*	99,874%	-0,1000
IBC	0,0000 -1,07	1,0001 9972,14*	1,0194 1956,40*	99,998%	-0,0193
IGBC	0,0000 0,70	1,0007 7576,43*	1,0000 35009,49*	100,000%	0,0006
MERCOSUR 7	0,0000 0,00	1,0009 2039,42*	1,0002 1508,41*	99,991%	0,0007
MERCOSUR 6	0,0000 0,22	1,0021 2450,50*	0,9863 920,79*	99,977%	0,0158
Máximo	0,0000	1,0021	1,0935	100,000%	0,0158
Mínimo	-0,0001	0,9935	0,9863	99,874%	-0,1000
Media	0,0000	1,0000	1,0134	99,982%	-0,0133
Madiana	0,0000	1,0007	1,0056	99,998%	-0,0048
Desv. Est.	0,0000	0,0025	0,0315	0,041%	0,0339
Test t	-0,2886	396,27*	32,17*	2437,74*	-0,3928

* Significativo al 5%. ** Significativo al 10%

Continuación Tabla 1

	α	β_1	β_2	R^2	$\beta_1 - \beta_2$
SIN DIFERENCIA DE HORARIO					
BOVESPA 1	0,0000	1,0004	1,0066	99,999%	-0,0062
	1,72**	17355,26*	15652,86*		
BOVESPA 2	0,0000	1,0004	1,0062	100,000%	-0,0058
	1,70**	14253,20*	1393,61*		
IGPA 1	0,0000	1,0001	0,9953	100,000%	0,0048
	0,87	32889,81*	7758,86*		
IGPA 2	0,0000	1,0001	0,9951	100,000%	0,0050
	0,54	31325,63*	7403,96*		
MERVAL	0,0001	1,0011	0,9917	99,995%	0,0094
	2,81	4449,00*	911,47*		
IBC	0,0000	0,9999	1,0217	99,998%	-0,0218
	-0,72	6800,63*	1675,08*		
Máximo	0,0001	1,0011	1,0217	100,000%	0,0094
Mínimo	0,0000	0,9999	0,9917	99,995%	-0,0218
Media	0,0000	1,0003	1,0028	99,999%	-0,0024
Madiana	0,0000	1,0002	1,0007	99,999%	-0,0005
Desv. Est.	0,0001	0,0004	0,0112	0,002%	0,0114
Test t	0,4266	2379,00*	89,84*	50696,93*	-0,2130
CON DIFERENCIA DE HORARIO					
BOVESPA 1	0,0000	1,0006	1,0016	99,998%	-0,0011
	3,58*	8840,56*	781,47*		
BOVESPA 2	0,0000	1,0005	1,0029	99,999%	-0,0025
	3,61*	11864,18*	962,67*		
IGPA 1	0,0000	0,9998	0,9995	100,000%	0,0004
	2,40*	22724,57*	3635,21*		
IGPA 2	0,0000	0,9998	0,9993	100,000%	0,0005
	2,68*	25100,62*	4179,00*		
MERVAL	0,0000	0,9996	1,0188	99,988%	-0,0192
	0,59	2609,51*	500,91*		
IBC	0,0000	1,0005	1,0046	99,999%	-0,0041
	-0,08	9025,31*	966,79*		
Máximo	0,0000	1,0006	1,0188	100,000%	0,0005
Mínimo	0,0000	0,9996	0,9993	99,988%	-0,0192
Media	0,0000	1,0001	1,0045	99,997%	-0,0043
Madiana	0,0000	1,0002	1,0023	99,999%	-0,0018
Desv. Est.	0,0000	0,0004	0,0073	0,004%	0,0075
Test t	0,8842	2402,43*	137,50*	22534,84*	-0,5784

* Significativo al 5%. ** Significativo al 10%

En la Tabla 2 se muestran los resultados obtenidos para las ecuaciones (6) y (7). Para ambas regresiones en la muestra entera, con y sin diferencia de hora, en todos los países se ve que la constante es muy cercana a cero. El mayor valor que toma es en el caso de Colombia, que tiene un valor de 0,0016. El coeficiente β_{12} de la ecuación (6) es siempre significativo con un 99% de confianza. Su valor medio es 0,9866 y el máximo y el mínimo corresponden a MERCOSUR 7 y Merval con valores de 1,0435 y 0,8634, respectivamente. Todos los R^2 s son menores que en la ecuación (5), lo que es esperable. La media es 71,7%; 80,07% sin Colombia y 91,76% sin Colombia ni Perú. El coeficiente para el período de diferencia o mayor diferencia de hora es mayor en todo los casos con excepción del Merval de Argentina. La media del período sin diferencia de hora es 1,004 mientras que la media para el otro período es de 1,011.

En el caso de la ecuación (7), se ve que el coeficiente β_{13} es significativo al 99% en todos los casos, con valores que van desde 0,3391 a 2,0848, con una media de 1,0771. El R^2 promedio es de 27,39% y 18,87% sin Colombia. El caso de Perú no es algo que se esperase encontrar, por lo que se revisó la base de datos nuevamente, pero no se encontró algún error al que se le pudiera atribuir este altísimo R^2 para la regresión (7)¹¹. El resto de los R^2 s de las regresiones está dentro del rango esperado. Parisi & Maquieira también encuentran R^2 s mayores para esta ecuación, por lo que atribuyen dos factores a este fenómeno: “El primer factor se debe a diferencias de hora: cuando la bolsa chilena está cerrada, existen bolsas en el resto del mundo que están abiertas y generando información. El segundo factor es que el precio asociado a ‘apertura’ corresponde a la primera

¹¹ Y tan bajo para la (2)

transacción y, debido a la falta de información disponible, no sabemos la hora exacta en que estas transacciones fueron efectuadas. Así, esto podría ser explicado por el hecho que la primera transacción se efectúa después de que ha pasado un tiempo en la mañana. Por esta razón, una cierta cantidad de información ya ha sido generada, lo que es suficiente no sólo para permitir que los coeficientes que acompañan a los retornos de CA sean mayor de lo esperado, sino que permite que el R^2 sea mayor. Los retornos obtenidos durante las horas en que no se hacen transacciones tienen un alto componente de información, y por lo tanto, un poder explicativo como el que se observa”¹². Además, la media del R^2 para los períodos con (o mayor) y sin (o menor) diferencia de tiempo es 4,71% y 4,836, pero sin existir un patrón común en cada uno de los países. El coeficiente para el período en que los países están con diferencia (o mayor diferencia) es en todos los casos mayor que cuando están con la misma hora (o menor diferencia).

¹² Parisi & Maquieira (2003)

Tabla 2
Medición de los retornos apertura-apertura (AA) explicados por los retornos apertura-cierre (AC) y
cierre-apertura, en ecuaciones separadas.

$$R_{AA} = \alpha_{12} + \beta_{12}R_{AC(-1)} + \varepsilon$$

$$R_{AA} = \alpha_{13} + \beta_{13}R_{AC} + \varepsilon$$

R_{AA} corresponde a los retornos del intervalo apertura-apertura (AA). R_{AC} corresponde a los retornos del intervalo apertura-cierre (AC). R_{CA} son los retornos del intervalo cierre-apertura (CA). La columna $\beta_{12}-\beta_{13}$ muestra la diferencia entre los coeficientes de cada una de las ecuaciones de arriba para cada país de la muestra. La columna $R_{12}^2 - R_{13}^2$ compara el grado explicativo de las ecuaciones de arriba.

	α_{12}	β_{12}	R_{12}^2	α_{13}	β_{13}	R_{13}^2	$\beta_{12} - \beta_{13}$	$R_{12}^2 - R_{13}^2$
MUESTRA ENTERA								
BOVESPA	0,0006 9,06*	1,0157 498,68*	98,689%	0,0030 5,64*	2,0848 14,15*	5,717%	-1,0690	92,972%
IPC	0,0003 4,84*	1,0091 316,51*	97,203%	0,0005 1,49	1,2990 11,87*	4,661%	-0,2898	92,541%
IGBVL	0,0001 0,12	0,9178 21,44*	17,034%	-0,0001 -0,36	0,9910 93,89*	79,753%	-0,0732	-62,719%
IGPA	0,0000 -0,11	1,0088 212,07*	95,942%	0,0003 1,93**	1,1996 10,91*	5,893%	-0,1908	90,049%
MERVAL	0,0000 -0,04	0,8634 92,43*	81,284%	0,0006 1,20	0,3391 6,28*	1,965%	0,5243	79,319%
IBC	-0,0001 -1,39	0,9890 213,90*	96,223%	0,0012 2,45*	0,7243 5,92*	1,912%	0,2647	94,311%
IGBC	0,0016 3,75*	1,0318 6,30*	4,743%	0,0001 1,24	1,0015 130,56*	95,539%	0,0303	-90,796%
MERCOSUR 7	0,0003 0,91	1,0435 35,69*	66,589%	0,0008 2,03*	1,0780 20,18*	38,934%	-0,0345	27,656%
MERCOSUR 6	0,0002 1,06	1,0007 105,80*	87,577%	0,0006 1,53	0,9765 14,82*	12,153%	0,0242	75,424%
Máximo	0,0016	1,0435	98,689%	0,0030	2,0848	95,539%	0,5243	94,311%
Mínimo	-0,0001	0,8634	4,743%	-0,0001	0,3391	1,912%	-1,0690	-90,796%
Media	0,0003	0,9866	71,698%	0,0008	1,0771	27,392%	-0,0904	44,306%
Madiana	0,0002	1,0088	87,577%	0,0006	1,0015	5,893%	-0,0345	79,319%
Desv. Est.	0,0005	0,0584	36,072%	0,0009	0,4706	36,221%	0,4391	71,995%
Test t	0,59	16,90*	1,99*	0,87	2,29*	0,76	-0,21	0,62

* Significativo al 5%. ** Significativo al 10%

Continuación Tabla 2

	α_{12}	β_{12}	R_{12}^2	α_{13}	β_{13}	R_{13}^2	$\beta_{12} - \beta_{13}$	$R_{12}^2 - R_{13}^2$
SIN DIFERENCIA DE HORARIO								
BOVESPA 1	0,000	1,006	99,206%	0,004	1,676	2,206%	-0,670	97,001%
	7,73*	624,74*		6,53*	8,39*			
BOVESPA 2	0,000	1,007	99,068%	0,004	1,672	2,583%	-0,665	96,485%
	7,00*	521,50*		5,61*	8,24*			
IGPA 1	0,000	1,007	94,800%	0,000	1,113	6,506%	-0,106	88,294%
	-0,54	144,98*		0,21	8,96*			
IGPA 2	0,000	1,005	94,763%	0,000	1,087	6,254%	-0,082	88,509%
	-0,50	135,59*		0,24	8,23*			
MERVAL	0,001	1,020	96,140%	-0,001	1,435	8,139%	-0,415	88,000%
	3,84*	165,89*		-1,27	9,89*			
IBC	0,000	0,979	94,087%	0,001	0,672	2,574%	0,307	91,514%
	-1,73**	130,79*		2,48*	5,33*			
Máximo	0,001	1,020	99,206%	0,004	1,676	8,139%	0,307	97,001%
Mínimo	0,000	0,979	94,087%	-0,001	0,672	2,206%	-0,670	88,000%
Media	0,000	1,004	96,344%	0,001	1,276	4,710%	-0,272	91,634%
Madiana	0,000	1,006	95,470%	0,001	1,274	4,418%	-0,261	90,011%
Desv. Est.	0,0003	0,0133	0,0226	0,0020	0,3922	0,0256	0,3828	0,0416
Test t	0,56	75,27*	42,55*	0,69	3,25*	1,84**	-0,71	22,03*
CON DIFERENCIA DE HORARIO								
BOVESPA 1	0,000	1,013	99,257%	0,006	2,564	4,960%	-1,551	94,297%
	3,93*	445,87*		6,13*	8,82*			
BOVESPA 2	0,000	1,010	99,365%	0,006	2,443	3,809%	-1,433	95,557%
	4,98*	567,21*		6,93*	9,02*			
IGPA 1	0,000	1,011	97,572%	0,001	1,450	5,137%	-0,439	92,436%
	0,68	173,27*		2,71*	6,36*			
IGPA 2	0,000	1,013	97,385%	0,001	1,466	5,663%	-0,453	91,722%
	0,52	181,44*		2,56*	7,28*			
MERVAL	0,000	1,020	96,604%	0,001	1,572	8,142%	-0,552	88,463%
	2,32*	156,41*		1,24	8,73*			
IBC	0,000	1,001	98,867%	0,001	1,079	1,307%	-0,078	97,560%
	0,74	250,45*		0,86	3,09*			
Máximo	0,000	1,020	99,365%	0,006	2,564	8,142%	-0,078	97,560%
Mínimo	0,000	1,001	96,604%	0,001	1,079	1,307%	-1,551	88,463%
Media	0,000	1,011	98,175%	0,002	1,762	4,836%	-0,751	93,339%
Madiana	0,000	1,012	98,220%	0,001	1,519	5,048%	-0,503	93,366%
Desv. Est.	0,0002	0,0059	0,0114	0,0026	0,5990	0,0225	0,5973	0,0319
Test t	1,13	171,22*	85,97*	0,93	2,94*	2,15*	-1,26	29,27*

* Significativo al 5%. ** Significativo al 10%

La Tabla 3 muestra los resultados del test de causalidad de Granger. Se encuentra que no en todos los casos AC o CA causan a AA, pero en varios de los países sí existe una relación de causalidad, y siempre que AC causa a AA, CA también lo hace. De todas maneras los resultados aquí encontrados no son del todo como se esperaba, ya que en la gran mayoría de los casos, el rechazo de AC es más débil que el de CA para los casos en que esto sucede, lo que iría en contra de nuestra intuición de que la mayor cantidad de información sobre AA es generada en AC. Se deben hacer dos consideraciones; en primer lugar, que lo encontrado mediante R^2 s y β s, se contraponen a lo sugerido por el test de Granger y, en segundo lugar, que lo sugerido en este test es sólo un complemento a lo encontrado anteriormente, ya que este test presenta problemas en su especificación, lo que hace que los resultados, muchas veces, dependan en gran parte de los rezagos incorporados a la ecuación. Es por esto que Davidson & MacKinnon sugieren utilizar más rezagos en lugar de menos¹³ (en este caso se incorporaron 8).

¹³ Econometría Básica, Gujarati. Página 609

Table 3
Test de causalidad deGranger (1969)

Esta Tabla muestra los resultados del test de causalidad aplicado a toda la serie apertura-apertua (AA), apertua-cierre (AC) y cierre-apertura (CA) con cada una de las otras series para cada país. Los valores que se muestran son el estadístico-F y la probabilidad asociada al test.

	BOVESPA (BRA)		MERVAL (ARG)		IGPA (CHI)	
	F-Stat	Prob	F-Stat	Prob	F-Stat	Prob
AC no causa a AA en el sentido de Granger	6,88*	0,000	2,27	0,020	10,47*	0,000
AA no causa a AC en el sentido de Granger	7,84*	0,000	20,17*	0,000	6,03*	0,000
CA no causa a AA en el sentido de Granger	6,96*	0,000	2,28	0,020	10,51*	0,000
AA no causa a CA en el sentido de Granger	0,87	0,540	3,80*	0,000	0,99	0,438
CA no causa a AC en el sentido de Granger	7,98*	0,000	18,69*	0,000	6,04*	0,000
AC no causa a CA en el sentido de Granger	0,57	0,541	4,54*	0,000	1,00	0,436
	IGBC (COL)		IPC (MEX)		IGBVL (PER)	
	F-Stat	Prob	F-Stat	Prob	F-Stat	Prob
AC no causa a AA en el sentido de Granger	0,43	0,905	2,28	0,019	1,22	0,286
AA no causa a AC en el sentido de Granger	1,21	0,289	0,94	0,480	2,88*	0,003
CA no causa a AA en el sentido de Granger	0,43	0,905	2,34	0,017	1,22	0,283
AA no causa a CA en el sentido de Granger	0,10	0,999	0,77	0,632	1,36	0,208
CA no causa a AC en el sentido de Granger	1,20	0,294	0,97	0,457	2,88*	0,003
AC no causa a CA en el sentido de Granger	0,11	0,999	0,76	0,634	1,36	0,209
	IBC (VEN)		MERCOSUR 7		MERCOSUR 6	
	F-Stat	Prob	F-Stat	Prob	F-Stat	Prob
AC no causa a AA en el sentido de Granger	11,13*	0,000	0,37	0,937	3,00*	0,003
AA no causa a AC en el sentido de Granger	6,83*	0,000	0,52	0,840	2,95*	0,003
CA no causa a AA en el sentido de Granger	11,03*	0,000	0,38	0,934	3,23*	0,001
AA no causa a CA en el sentido de Granger	1,37	0,204	0,77	0,626	2,41	0,014
CA no causa a AC en el sentido de Granger	6,78*	0,000	0,54	0,826	3,18*	0,001
AC no causa a CA en el sentido de Granger	1,37	0,203	0,78	0,620	2,39	0,015

* Significativo al 5%

La Tabla 4 muestra los resultados obtenidos del test de causalidad de Granger para las submuestras con y sin diferencia de hora. Los resultados no difieren en gran parte de los encontrados para las muestras completas, a diferencia de lo encontrado por Parisi & Maquieira para el caso chileno.

Tabla 4
Test de causalidad deGranger (1969)

Esta Tabla muestra los resultados del test de causalidad aplicado a las series apertura-apertua (AA), apertua-cierre (AC) y cierre-apertura (CA) con cada una de las otras series para cada país en los períodos con diferencia (o mayor diferencia) y sin diferencia (o menor diferencia). Los valores que se muestran son el estadístico-F y la probabilidad asociada al test.

SIN DIFERENCIA DE HORA	BOVESPA 1 (BRA)		BOVESPA 2 (BRA)		IGPA 1 (CHI)	
	F-Stat	Prob	F-Stat	Prob	F-Stat	Prob
AC no causa a AA en el sentido de Granger	7,899*	0,000	6,57*	0,000	7,84*	0,000
AA no causa a AC en el sentido de Granger	7,61*	0,000	6,4*	0,000	4,93*	0,000
CA no causa a AA en el sentido de Granger	7,95*	0,000	6,53*	0,000	7,84*	0,000
AA no causa a CA en el sentido de Granger	1,34	0,218	2,62*	0,007	0,40	0,919
CA no causa a AC en el sentido de Granger	7,66*	0,000	6,37*	0,000	4,94*	0,000
AC no causa a CA en el sentido de Granger	1,35	0,216	2,63*	0,007	0,40	0,919
	IGPA 2 (CHI)		Merval (ARG)		IBC (VEN)	
	F-Stat	Prob	F-Stat	Prob	F-Stat	Prob
AC no causa a AA en el sentido de Granger	6,49*	0,000	3,53*	0,000	11,65*	0,000
AA no causa a AC en el sentido de Granger	4,12*	0,000	3,93*	0,000	8,66*	0,000
CA no causa a AA en el sentido de Granger	6,49*	0,000	3,52*	0,000	11,62*	0,000
AA no causa a CA en el sentido de Granger	0,30	0,965	1,31	0,233	1,32	0,227
CA no causa a AC en el sentido de Granger	4,13*	0,000	3,92*	0,000	8,65*	0,000
AC no causa a CA en el sentido de Granger	0,30	0,965	1,32	0,231	1,33	0,226
CON DIFERENCIA DE HORA	BOVESPA 1 (BRA)		BOVESPA 2 (BRA)		IGPA 1 (CHI)	
	F-Stat	Prob	F-Stat	Prob	F-Stat	Prob
AC no causa a AA en el sentido de Granger	4,01*	0,000	3,52*	0,000	3,82*	0,000
AA no causa a AC en el sentido de Granger	4,58*	0,000	4,00*	0,000	2,17	0,028
CA no causa a AA en el sentido de Granger	4,29*	0,000	3,69*	0,000	3,86*	0,000
AA no causa a CA en el sentido de Granger	3,43*	0,000	1,57	0,120	2,08	0,035
CA no causa a AC en el sentido de Granger	4,86*	0,000	4,195*	0,000	2,18	0,027
AC no causa a CA en el sentido de Granger	3,42*	0,000	1,56	0,130	2,10	0,033
	IGPA 2 (CHI)		Merval (ARG)		IBC (VEN)	
	F-Stat	Prob	F-Stat	Prob	F-Stat	Prob
AC no causa a AA en el sentido de Granger	4,19*	0,000	6,61*	0,000	0,83	0,578
AA no causa a AC en el sentido de Granger	2,19	0,026	3,91*	0,000	0,82	0,581
CA no causa a AA en el sentido de Granger	4,23*	0,000	6,42*	0,000	0,81	0,590
AA no causa a CA en el sentido de Granger	1,91	0,055	3,4*	0,000	2,02	0,042
CA no causa a AC en el sentido de Granger	2,19*	0,026	3,72*	0,000	0,82	0,589
AC no causa a CA en el sentido de Granger	1,93	0,053	6,52*	0,000	2,01	0,042

* Significativo al 5%

En las Tablas 5, 6, 7 y 8 se muestran los resultados para los mismos cálculos pero en dos submuestras: “Pre 2000” y “Post 2000”. Se eligieron estos períodos por la creencia de que las condiciones en tecnología, profundidad de los mercados y el acceso a la información han cambiado en el tiempo, y que el año 2000 puede ser un buen referente de quiebre. Para Colombia no se contaba con datos de antes del 2000, por lo que no aparece en los resultados de las Tablas 5 y 7.

Tabla 5
Medición de los retornos de apertura-apertura (AA) explicados por retornos apertura-cierre (AC) y
retornos cierre-apertura (CA) para el período Pre 2000

$$R_{AA} = \alpha + \beta_1 R_{AC(-1)} + \beta_2 R_{CA} + \varepsilon$$

R_{AA} corresponde a los retornos apertura-apertura (AA), R_{AC} son los retornos para el intervalo apertura-cierre y R_{CA} son los retornos diarios de cierre-apertura (CA). La columna $\beta_1 - \beta_2$ muestra la diferencia entre los coeficientes de la ecuación de arriba para cada país de la muestra. Bajo los valores de los coeficientes se muestra el Test-t.

	α	β_1	β_2	R^2	$\beta_1 - \beta_2$
MUESTRA ENTERA					
BOVESPA	0,0000	1,0009	1,0057	99,997%	-0,0048
	3,61*	8718,00*	1086,85*		
IPC	0,0000	1,0007	0,9984	99,999%	0,0023
	1,84**	10267,83*	1591,13*		
IGBVL	0,0000	1,0019	1,0116	99,999%	-0,0097
	-6,35*	4949,51*	1236,03*		
IGPA	0,0000	0,9999	0,9988	100,000%	0,0011
	2,38*	24926,80*	3728,47*		
MERVAL	0,0000	0,9999	0,9962	99,999%	0,0037
	2,78*	8752,43*	1235,35*		
IBC	0,0000	1,0001	1,0223	99,998%	-0,0222
	-0,99	5769,68*	1335,46*		
MERCOSUR 6	0,0000	1,0024	0,9558	99,976%	0,0467
	-0,28	1543,53*	393,86*		
Máximo	0,0000	1,0024	1,0223	100,000%	0,0467
Mínimo	0,0000	0,9999	0,9558	99,976%	-0,0222
Media	0,0000	1,0008	0,9984	99,995%	0,0024
Madiana	0,0000	1,0007	0,9988	99,999%	0,0011
Desv. Est.	0,0000	0,0010	0,0209	0,009%	0,0215
Test t	0,02	1020,87*	47,77*	11498,86*	0,11

* Significativo al 5%. ** Significativo al 10%

Continuación Tabla 5

	α	β_1	β_2	R^2	$\beta_1 - \beta_2$
SIN DIFERENCIA DE HORARIO					
BOVESPA 1	0,0000	1,0004	1,0071	99,999%	-0,0067
	1,71**	14329,60*	1329,40*		
BOVESPA 2	0,0000	1,0004	1,0067	99,999%	-0,0063
	1,59	11748,59*	1189,68*		
IGPA 1	0,0000	1,0001	0,9972	100,000%	0,0029
	1,94**	44102,80*	4233,57*		
IGPA 2	0,0000	1,0001	0,9949	100,000%	0,0052
	1,92**	60611,01*	3716,31*		
MERVAL	0,0000	0,9994	1,0054	99,999%	-0,0060
	1,95**	8319,52*	1048,24*		
IBC	0,0000	0,9999	1,0251	99,998%	-0,0252
	-0,59	3955,72*	1263,69*		
Máximo	0,0000	1,0004	1,0251	100,000%	0,0052
Mínimo	0,0000	0,9994	0,9949	99,998%	-0,0252
Media	0,0000	1,0000	1,0061	99,999%	-0,0060
Madiana	0,0000	1,0001	1,0061	99,999%	-0,0062
Desv. Est.	0,0000	0,0004	0,0106	0,0000	0,0107
Test t	0,57	2583,15*	94,47*	105781,20*	-0,56
CON DIFERENCIA DE HORARIO					
BOVESPA 1	0,0000	1,0005	1,0014	99,998%	-0,0008
	3,62*	7474,59*	666,45*		
BOVESPA 2	0,0000	1,0005	1,0028	99,999%	-0,0023
	3,74*	9956,46*	814,42*		
IGPA 1	0,0000	0,9997	0,9994	100,000%	0,0003
	2,26*	11120,07*	2234,20*		
IGPA 2	0,0000	0,9997	0,9993	100,000%	0,0004
	2,62*	12137,95*	2576,93*		
MERVAL	0,0000	1,0008	0,9880	99,999%	0,0128
	1,94**	5508,15*	887,07*		
IBC	0,0000	1,0003	0,9847	100,000%	0,0157
	-0,86	8496,80*	708,27*		
Máximo	0,0000	1,0008	1,0028	100,000%	0,0157
Mínimo	0,0000	0,9997	0,9847	99,998%	-0,0023
Media	0,0000	1,0003	0,9959	99,999%	0,0043
Madiana	0,0000	1,0004	0,9994	99,999%	0,0004
Desv. Est.	0,0000	0,0004	0,0076	0,0000	0,0078
Test t	0,81	2281,05*	130,80*	136588,40*	0,56

* Significativo al 5%. ** Significativo al 10%

Tabla 6
Medición de los retornos de apertura-apertura (AA) explicados por retornos apertura-cierre (AC) y
retornos cierre-apertura (CA) para el período Post 2000

$$R_{AA} = \alpha + \beta_1 R_{AC(-1)} + \beta_2 R_{CA} + \varepsilon$$

R_{AA} corresponde a los retornos apertura-apertura (AA), R_{AC} son los retornos para el intervalo apertura-cierre y R_{CA} son los retornos diarios de cierre-apertura (CA). La columna $\beta_1 - \beta_2$ muestra la diferencia entre los coeficientes de la ecuación de arriba para cada país de la muestra. Bajo los valores de los coeficientes se muestra el Test-t.

	α	β_1	β_2	R^2	$\beta_1 - \beta_2$
MUESTRA ENTERA					
BOVESPA	0,0000	1,0002	0,9990	100,000%	0,0012
	1,27	21338,23*	1431,86*		
IPC	0,0000	1,0004	1,0192	99,999%	-0,0187
	0,13	8936,90*	1806,25*		
IGBVL	0,0000	1,0002	1,0005	100,000%	-0,0003
	-4,40*	16048,25*	3098,43*		
IGPA	0,0000	1,0001	0,9952	100,000%	0,0049
	0,29	29372,60*	7921,03*		
MERVAL	0,0000	1,0007	1,0048	99,987%	-0,0040
	1,15	2836,65*	637,57*		
IBC	0,0000	1,0003	1,0025	99,999%	-0,0022
	0,22	10626,08*	1262,08*		
MERCOSUR 6	0,0000	1,0004	1,0007	99,992%	-0,0004
	1,26	3044,64*	1614,67*		
Máximo	0,0000	1,0007	1,0192	100,000%	0,0049
Mínimo	0,0000	1,0001	0,9952	99,987%	-0,0187
Media	0,0000	1,0003	1,0031	99,997%	-0,0028
Madiana	0,0000	1,0003	1,0007	99,999%	-0,0004
Desv. Est.	0,0000	0,0002	0,0077	0,005%	0,0076
Test t	0,50	4712,97*	130,69*	19870,28*	-0,37

* Significativo al 5%. ** Significativo al 10%

Continuación Tabla 6

	α	β_1	β_2	R^2	$\beta_1 - \beta_2$
SIN DIFERENCIA DE HORARIO					
BOVESPA 1	0,0000	1,0001	0,9935	100,000%	0,0067
	2,44*	19276,37*	1152,07*		
BOVESPA 2	0,0000	1,0001	0,9916	100,000%	0,0085
	2,84*	16406,05*	981,50*		
IGPA 1	0,0000	1,0001	0,9951	100,000%	0,0050
	0,15	18196,97*	6267,39*		
IGPA 2	0,0000	1,0001	0,9951	100,000%	0,0050
	0,07	16374,24*	5890,12*		
MERVAL	0,0000	1,0023	0,9889	99,992%	0,0134
	2,74*	2814,00*	690,46*		
IBC	0,0000	1,0001	0,9822	100,000%	0,0179
	-0,36	16572,36*	1640,82*		
Máximo	0,000	1,002	0,995	100,000%	0,018
Mínimo	0,000	1,000	0,982	99,992%	0,005
Media	0,000	1,000	0,991	99,999%	0,009
Madiana	0,000	1,000	0,993	100,000%	0,008
Desv. Est.	8,5794E-06	0,00089662	0,00493373	0,003%	0,00519999
Test t	0,53	1115,83*	200,87*	33100,74*	1,81
CON DIFERENCIA DE HORARIO					
BOVESPA 1	0,0000	1,0004	1,0060	100,000%	-0,0056
	-0,85	11193,80*	908,80*		
BOVESPA 2	0,0000	1,0004	1,0054	100,000%	-0,0050
	-1,43	15148,77*	1144,09*		
IGPA 1	0,0000	1,0000	1,0007	100,000%	-0,0007
	0,78	96611,95*	5376,74*		
IGPA 2	0,0000	1,0000	1,0007	100,000%	-0,0007
	0,84	110816,30*	5959,90*		
MERVAL	0,0000	0,9991	1,0283	99,985%	-0,0292
	0,01	1722,78*	351,67*		
IBC	0,0000	1,0005	1,0201	99,999%	-0,0195
	-0,24	7030,87*	1039,30*		
Máximo	0,000	1,001	1,028	100,000%	-0,001
Mínimo	0,000	0,999	1,001	99,985%	-0,029
Media	0,000	1,000	1,010	99,997%	-0,010
Madiana	0,000	1,000	1,006	100,000%	-0,005
Desv. Est.	8,9839E-07	0,00052582	0,01135166	0,006%	0,01161403
Test t	-0,68	1901,92*	88,99*	16843,06*	-0,87

* Significativo al 5%. ** Significativo al 10%

Los resultados de la Tabla 7 muestran que para el período Pre 2000 se confirma la hipótesis en relación a los coeficientes que acompañan a CO en la ecuación (7), excepto para Argentina y Venezuela. Con respecto a los R^2 s, el único que no mejora en el caso del período con diferencia de hora es, también, Venezuela.

Tabla 7
Medición de los retornos apertura-apertura (AA) explicados por los retornos apertura-cierre (AC) y cierre-apertura, en ecuaciones separadas para el período Pre 2000.

$$R_{AA} = \alpha_{12} + \beta_{12}R_{AC(-1)} + \varepsilon$$

$$R_{AA} = \alpha_{13} + \beta_{13}R_{AC} + \varepsilon$$

R_{AA} corresponde a los retornos del intervalo apertura-apertura (AA). R_{AC} corresponde a los retornos del intervalo apertura-cierre (AC). R_{CA} son los retornos del intervalo cierre-apertura (CA). La columna $\beta_{12}-\beta_{13}$ muestra la diferencia entre los coeficientes de cada una de las ecuaciones de arriba para cada país de la muestra. La columna $R_{12}^2 - R_{13}^2$ compara el grado explicativo de las ecuaciones de arriba.

	α_{12}	β_{12}	R_{12}^2	α_{13}	β_{13}	R_{13}^2	$\beta_{12} - \beta_{13}$	$R_{12}^2 - R_{13}^2$
MUESTRA ENTERA								
BOVESPA	0,0000	1,0174	98,541%	0,0048	2,0701	6,281%	-1,0528	92,260%
	7,42*	973,55*		6,26*	11,92*			
IPC	0,0004	1,0094	97,700%	0,0005	1,3593	4,274%	-0,3499	93,426%
	5,80*	268,55*		1,11	8,71*			
IGBVL	-0,0001	0,8897	11,243%	-0,0006	0,9935	85,769%	-0,1038	-74,526%
	-0,10	11,55*		-1,57	79,66*			
IGPA	0,0000	1,0104	97,866%	0,0000	1,4652	4,615%	-0,4549	93,251%
	0,82	182,46*		-0,02	5,93*			
MERVAL	0,0001	1,0132	98,112%	0,0000	1,6602	5,872%	-0,6470	92,240%
	1,07	204,16*		0,01	6,69*			
IBC	-0,0004	0,9792	94,746%	0,0004	0,6241	1,974%	0,3551	92,773%
	-1,91**	110,41*		0,38	3,69*			
MERCOSUR 6	0,0001	0,9880	93,715%	0,0009	0,7445	3,812%	0,2435	89,903%
	0,59	94,66*		1,03	4,88*			
Máximo	0,0004	1,0174	98,541%	0,0048	2,0701	85,769%	0,3551	93,426%
Mínimo	-0,0004	0,8897	11,243%	-0,0006	0,6241	1,974%	-1,0528	-74,526%
Media	0,0000	0,9868	84,560%	0,0009	1,2739	16,085%	-0,2871	68,475%
Madiana	0,0000	1,0094	97,700%	0,0004	1,3593	4,615%	-0,3499	92,260%
Desv. Est.	0,0003	0,0451	32,382%	0,0018	0,5177	30,760%	0,4959	63,068%
Test t	0,09	21,89*	2,61	0,48	2,46*	0,52	-0,58	1,09

* Significativo al 5%. ** Significativo al 10%

Continuación Tabla 7

	α_{12}	β_{12}	R_{12}^2	α_{13}	β_{13}	R_{13}^2	$\beta_{12} - \beta_{13}$	$R_{12}^2 - R_{13}^2$
SIN DIFERENCIA DE HORARIO								
BOVESPA 1	0,0005	1,0058	99,158%	0,0055	1,6452	2,253%	-0,6393	96,905%
	6,53*	519,76*		7,13*	7,27*			
BOVESPA 2	0,0005	1,0067	99,000%	0,0051	1,6244	2,610%	-0,6176	96,390%
	6,02*	432,23*		6,27*	7,11*			
IGPA 1	0,0000	1,0043	99,096%	-0,0006	1,4470	1,907%	-0,4427	97,189%
	0,29	218,63*		-1,42	2,91*			
IGPA 2	0,0000	1,0016	99,627%	-0,0008	1,3840	0,723%	-0,3824	98,904%
	0,78	319,74*		-1,88**	1,67**			
MERVAL	0,0002	1,0110	98,485%	-0,0002	1,7458	4,606%	-0,7347	93,879%
	1,18	166,41*		-0,21	4,54*			
IBC	-0,0007	0,9612	90,184%	0,0008	0,6366	3,841%	0,3246	86,344%
	-1,89**	61,45*		0,70	4,05*			
Máximo	0,001	1,011	99,627%	0,006	1,746	4,606%	0,325	98,904%
Mínimo	-0,001	0,961	90,184%	-0,001	0,637	0,723%	-0,735	86,344%
Media	0,000	0,998	97,592%	0,002	1,414	2,656%	-0,415	94,935%
Madiana	0,000	1,005	99,048%	0,000	1,536	2,431%	-0,530	96,648%
Desv. Est.	0,00043589	0,01850465	3,647%	0,00292324	0,40351099	1,391%	0,38534737	4,511%
Test t	0,18	53,96*	26,76*	0,56	3,50*	1,91	-1,08	21,04
CON DIFERENCIA DE HORARIO								
BOVESPA 1	0,0003	1,0135	99,245%	0,0075	2,6336	5,319%	-1,6201	93,927%
	2,92*	386,53*		6,14*	7,99*			
BOVESPA 2	0,0003	1,0106	99,357%	0,0074	2,5249	4,130%	-1,5142	95,227%
	3,72*	488,47*		6,98*	8,16*			
IGPA 1	0,0001	1,0180	96,282%	0,0008	1,4509	7,901%	-0,4330	88,381%
	0,66	86,36*		1,62	4,97*			
IGPA 2	0,0000	1,0202	95,893%	0,0009	1,4620	8,876%	-0,4417	87,017%
	0,43	89,22*		2,03*	5,76*			
MERVAL	0,0001	1,0165	97,570%	0,0003	1,5875	6,332%	-0,5710	91,237%
	0,34	122,53*		0,26	5,03*			
IBC	0,0000	0,9971	99,306%	-0,0003	0,5334	0,204%	0,4637	99,102%
	-0,12	194,02*		-0,14	0,73			
Máximo	0,000	1,020	99,357%	0,007	2,634	8,876%	0,464	99,102%
Mínimo	0,000	0,997	95,893%	0,000	0,533	0,204%	-1,620	87,017%
Media	0,000	1,013	97,942%	0,003	1,699	5,460%	-0,686	92,482%
Madiana	0,000	1,015	98,407%	0,001	1,525	5,825%	-0,506	92,582%
Desv. Est.	0,0002	0,0083	1,591%	0,0036	0,7803	3,092%	0,7768	4,510%
Test t	0,88	121,75*	61,56*	0,76	2,18*	1,77**	-0,88	20,51*

* Significativo al 5%. ** Significativo al 10%

Los resultados de la Tabla 8 confirman la hipótesis para todos, menos Brasil.

Tabla 8
Medición de los retornos apertura-apertura (AA) explicados por los retornos apertura-cierre (AC) y cierre-apertura, en ecuaciones separadas para el período Post 2000.

$$R_{AA} = \alpha_{12} + \beta_{12}R_{AC(-1)} + \varepsilon$$

$$R_{AA} = \alpha_{13} + \beta_{13}R_{AC} + \varepsilon$$

R_{AA} corresponde a los retornos del intervalo apertura-apertura (AA). R_{AC} corresponde a los retornos del intervalo apertura-cierre (AC). R_{CA} son los retornos del intervalo cierre-apertura (CA). La columna $\beta_{12}-\beta_{13}$ muestra la diferencia entre los coeficientes de cada una de las ecuaciones de arriba para cada país de la muestra. La columna $R_{12}^2 - R_{13}^2$ compara el grado explicativo de las ecuaciones de arriba.

	α_{12}	β_{12}	R_{12}^2	α_{13}	β_{13}	R_{13}^2	$\beta_{12} - \beta_{13}$	$R_{12}^2 - R_{13}^2$
MUESTRA ENTERA								
BOVESPA	0,0003	1,0026	99,55%	0,0000	0,4327	1,03%	0,5698	0,9852
	7,88*	513,72*		0,05	3,51*			
IPC	0,0001	1,0083	96,14%	0,0004	1,2137	5,48%	-0,2055	0,9065
	0,74	171,60*		0,95	8,28*			
IGBVL	0,0002	3,2652	96,28%	0,0005	0,1842	0,13%	3,0810	0,9615
	3,27*	174,90*		2,04*	1,24			
IGPA	0,0000	1,0069	93,11%	0,0005	1,0892	8,02%	-0,0823	0,8509
	-0,66	127,97*		2,97*	10,12*			
MERVAL	0,0007	1,0232	95,42%	-0,0001	1,4518	9,63%	-0,4286	0,8580
	4,39*	155,70*		-0,09	11,13*			
IBC	0,0000	1,0038	98,62%	0,0016	1,2475	2,14%	-0,2438	0,9648
	0,62	282,51*		3,37*	4,94*			
MERCOSUR 6	0,000184	1,023931	78,86%	0,000473	1,084531	24,87%	-0,0606	0,5400
	0,87	60,62*		1,18	18,05*			
Máximo	0,0007	3,2652	99,55%	0,0016	1,4518	24,87%	3,0810	0,9852
Mínimo	0,0000	1,0026	78,86%	-0,0001	0,1842	0,13%	-0,4286	0,5400
Media	0,0002	1,3334	94,00%	0,0005	0,9577	7,33%	0,3757	0,8667
Mediana	0,0002	1,0083	96,14%	0,0005	1,0892	5,48%	-0,0823	0,9065
Desv. Est.	0,0002	0,8519	7,00%	0,0006	0,4657	8,52%	1,2332	0,1535
Test t	0,82	1,57	13,43*	0,90	2,06*	0,86	0,30	5,65*

* Significativo al 5%. ** Significativo al 10%

Continuación Tabla 8

	α_{12}	β_{12}	R_{12}^2	α_{13}	β_{13}	R_{13}^2	$\beta_{12} - \beta_{13}$	$R_{12}^2 - R_{13}^2$
SIN DIFERENCIA DE HORARIO								
BOVESPA 1	0,0003	1,0024	99,65%	-0,0005	1,6205	0,94%	-0,6181	0,9870
	6,54*	482,45*		-0,76	2,81*			
BOVESPA 2	0,0003	1,0039	99,65%	-0,0008	2,0303	1,48%	-1,0264	0,9816
	5,63*	435,31*		-1,07	3,18*			
IGPA 1	-0,0001	1,0106	89,60%	0,0004	1,0834	12,34%	-0,0728	0,7726
	-0,70	78,48*		1,95**	10,03*			
IGPA 2	-0,0001	1,0117	88,79%	0,0006	1,0844	13,33%	-0,0726	0,7545
	-0,73	70,68*		2,57*	9,85*			
MERVAL	0,0008	1,0266	94,62%	-0,0013	1,3868	10,68%	-0,3602	0,8394
	3,71*	109,07*		-1,47	9,00*			
IBC	0,0000	1,0001	99,03%	0,0019	0,9803	0,97%	0,0198	0,9806
	-0,11	259,83*		2,89*	8,54*			
Máximo	0,001	1,027	99,65%	0,002	2,030	13,33%	0,020	0,987
Mínimo	0,000	1,000	88,79%	-0,001	0,980	0,94%	-1,026	0,755
Media	0,000	1,009	95,22%	0,000	1,364	6,62%	-0,355	0,886
Madiana	0,000	1,007	96,82%	0,000	1,236	6,08%	-0,217	0,910
Desv. Est.	0,0003	0,0097	0,0504	0,0011	0,4036	0,0608	0,4049	0,1101
Test t	0,61	104,28*	18,89*	0,04	3,38*	1,09	-0,88	8,05*
CON DIFERENCIA DE HORARIO								
BOVESPA 1	0,0004	1,0026	99,35%	0,0013	1,3343	1,15%	-0,3317	0,9820
	4,51*	231,95*		1,23	2,02*			
BOVESPA 2	0,0004	1,0006	99,43%	0,0012	1,0416	0,61%	-0,0410	0,9882
	5,58*	298,73*		1,30	1,77**			
IGPA 1	0,0000	1,0011	99,69%	0,0006	1,3651	0,57%	-0,3640	0,9912
	0,35	384,63*		2,29*	1,62			
IGPA 2	0,0000	1,0012	99,71%	0,0004	1,4366	0,59%	-0,4354	0,9912
	0,46	433,14*		1,57	1,80**			
MERVAL	0,0006	1,0204	96,19%	0,0016	1,5551	8,79%	-0,5347	0,8740
	2,44*	110,47*		1,32	6,83*			
IBC	0,0001	1,0106	97,91%	0,0012	1,4900	4,47%	-0,4794	0,9344
	0,96	145,90*		1,71**	4,61*			
Máximo	0,001	1,020	99,71%	0,002	1,555	8,79%	-0,041	0,991
Mínimo	0,000	1,001	96,19%	0,000	1,042	0,57%	-0,535	0,874
Media	0,000	1,006	98,71%	0,001	1,370	2,70%	-0,364	0,960
Madiana	0,000	1,002	99,39%	0,001	1,401	0,88%	-0,400	0,985
Desv. Est.	0,0002	0,0080	0,0141	0,0005	0,1801	0,0335	0,1749	0,0475
Test t	1,00	126,38*	70,11*	2,26*	7,61*	0,81	-2,08	20,21*

* Significativo al 5%. ** Significativo al 10%

4. Conclusiones

Hemos visto que para el caso de los países estudiados, existe evidencia que avala la hipótesis planteada. Esto se aprecia notoriamente comparando los β_{13} de la ecuación (7) para los períodos sin (o menor) y con (o mayor) diferencia de hora. Lamentablemente, no todas las herramientas avalan la hipótesis planteada, como por ejemplo, el R^2 o el test de Granger, pues no se cumple lo esperado para todos los países. Por esto, es necesario estudiar los casos más a fondo utilizando metodologías alternativas para determinar con mayor exactitud el impacto buscado en esta investigación, lo que sería competente a otros estudios.

Asimismo, la mayor influencia de CA sobre AA cuando los mercados están en diferentes horas, nos permite concluir que sí existe cierta integración entre los países latinoamericanos y los extranjeros (Estados Unidos).

Se podría esperar que para México se cumpliera la hipótesis, ya que éste es un mercado más grande, profundo y más integrado con Estados Unidos en otros aspectos, además de los económicos y financieros. Lamentablemente, al no existir diferencia de hora entre Ciudad de México con el de Nueva York, no fue posible medir el impacto de manera aislada.

No se puede decir lo mismo para Colombia y Perú, ya que al no ser mercados ni economías tan desarrolladas como las que se incluyeron en el estudio, no es tan evidente su integración con otros países. Por lo tanto, habría que aplicar una metodología distinta o medir el efecto respecto de otros países para poder hacer un estudio válido.

Se esperaría que, a medida que pase el tiempo, el poder explicativo de CA aumente, ya que las economías en desarrollo (que son las latinoamericanas) deberían evolucionar hacia una integración mayor con las economías extranjeras y mejorar sus sistemas de información, análisis e inversión. Además, las bolsas internacionales podrían aumentar las horas de transacción, con lo que la información que se generaría en las horas en que las otras estén cerradas sería mayor.

Referencias

- Amihud, A. & H. Mendelson, 1991. Volatility, efficiency and trading: Evidence from the Japanese stock market, *The Journal of Finance* 46, 1765-1789.
- Bekaert, G., 1995. Market integration and investment barriers in emerging equity markets, *World Bank Review* 9, 75-107.
- Bekaert, G. & Harvey, C., 1995. Time-Varying World Market Integration.
- CEPAL, 2003. Anuario Estadístico de América Central y el Caribe.
- Connolly, R. & Wang, F., 2002. International Equity Market Comovements: Economic Fundamentals or Contagion?
- Fondo Monetario Internacional, 2000. Estadísticas Financieras Internacionales, Anuario.
- Greene, W., 1993. *Econometric Analysis*, Macmillan Publishing Company, New York, New York, Second Edition.
- Grieb, T. & Reyes, Mario. Random Walk Tests for Latin American Equity Indexes and Individual Firms. *Journal of Finance Research*, Diciembre, 1999.
- Gujarati, D., 1997. *Econometría Básica*, Mc Graw Hill.
- Ilmanen, A., 1995. Time Varying Expected Returns in International Bonds Markets
- Newey, W., & K. West, 1987. A simple positive-definite heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix, *Econometrica* 55, 703-708.
- Parisi, F. & Maquieira, C., 2003. The US Informational Filter Role: the Chilean Case.

Bases de Datos y Fuentes

A Bolsa do Brasil. <http://www.bovespa.com.br/>

Bolsa de Comercio de Santiago. <http://www.bolsadesantiago.com/>

Bolsa de Valores de Caracas. <http://www.caracasstock.com/labvc/historia.jsp>

Bolsa de Valores de Colombia. <http://www.bvc.com.co/>

Bolsa de Valores de Lima. <http://www.bvl.com.pe/>

Bolsa Mexicana de Valores <http://www.bmv.com.mx/>

Diccionario Online Inglés – Español. <http://www.wordreference.com/>

EBSCO Host. <http://search.epnet.com/>

Economática 2004

IESE Business School. <http://www.iese.cl/>

Mercado de Valores de Buenos Aires. <http://www.merval.sba.com.ar/>

New York Stock Exchange. <http://www.nyse.com/>

World Time Zone. <http://www.worldtimezone.com/>

Yahoo! Finance. <http://finance.yahoo.com/>