

Lecturas de Economía - No. 83. Medellín, julio-diciembre 2015

Emilio Rojas y Werner Kristjanpoller

Relación precio-volumen mediante análisis de causalidad y efecto día de semana en los mercados accionarios latinoamericanos

Resumen: El presente trabajo analiza la relación entre los retornos diarios de precios y el volumen de transacción mediante un análisis de causalidad de Granger y, adicionalmente, el efecto día de la semana en los mercados accionarios latinoamericanos para el período 1998-2014. Los índices bursátiles analizados son los de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. Este estudio utiliza modelos de varianza heterocedástica y vectores autorregresivos (VAR). Los resultados indican la presencia de un fuerte efecto día de semana en el volumen, así como evidencia de causalidad de los retornos de los índices sobre la variación del volumen de transacción para la mayoría de los mercados analizados.

Palabras claves: relación precio-volumen, efecto día de la semana, mercados emergentes, causalidad de Granger.

Clasificación JEL: C12, C22, G10, G14, G15

Price-volume ratio analysis by causality and day-of-the-week effect for the Latin American stock markets

Abstract: This paper examines the relationship between daily returns and trading volumes using the Granger causality test and, additionally, the day-of-the-week effect in the main Latin American stock markets for the period 1998-2014. It analyzes stock indexes from Argentina, Brazil, Chile, Colombia, Mexico and Peru. This study utilizes heteroskedastic variance models and vector autoregression (VAR). Results indicate the presence of a strong day-of-the-week effect in volume and evidence of causality from stock market return over transaction volume variation for almost all analyzed markets.

Keywords: price-volume relationship, day-of-the-week effect, emerging markets, Granger causality.

JEL Classification: C12, C22, G10, G14, G15

Une analyse du rapport prix-volume à travers la causalité et l'effet du «jour de la semaine», appliquée aux marchés boursiers d'Amérique latine

Résumé: Cet article examine la relation entre les rendements journaliers et les volumes de négociations boursières. Pour ce faire, nous utilisons le test de causalité de Granger et l'effet du « jour de la semaine », appliqués aux principaux marchés boursiers d'Amérique latine pour la période 1998-2014. Nous analysons les indices boursiers d'Argentine, Brésil, Chili, Colombie, Mexique et Pérou. Cette étude utilise des modèles à variance hétéroscédastiques et des modèles autorégressifs (VAR). Les résultats montrent, d'une part, la présence d'un fort effet du « jour de la semaine » et, d'autre part, ils montrent une causalité des rendements des indices sur la variation des volumes de négociations boursières pour presque tous pays analysés.

Mots-clés: rapport volume-prix, effet du jour de la semaine, marchés émergents, causalité de Granger.

Classification JEL: C12, C22, G10, G14, G15

Relación precio-volumen mediante análisis de causalidad y efecto día de semana en los mercados accionarios latinoamericanos

Emilio Rojas y Werner Kristjanpoller*

-Introducción. -I. Revisión de la literatura. -II. Metodología. -III. Datos. -IV. Análisis de resultados. -Conclusión. - Apéndice. -Bibliografía.

doi: http://dx.doi.org/10.17533/udea.le.n83a01

Primera versión recibida el 10 de octubre de 2014; versión final aceptada el 13 de enero de 2015

Introducción

La relación entre los retornos de un activo financiero y los volúmenes de transacción de este han sido fuente de investigación, estudio y discusión en las décadas más recientes. Generalmente se utiliza algún método de contraste entre series temporales, como es la causalidad propuesta por Granger (1969), de la cual se obtiene información pasada del volumen que ayuda a predecir los retornos de un activo, y viceversa, logrando comprender de mejor manera el comportamiento de un mercado.

Por otro lado se encuentran las anomalías de calendario, las que contradicen la hipótesis de un mercado eficiente, propuesta por Fama (1970), y de las cuales este estudio se enfocará en el análisis del efecto día de semana, donde

^{*} Emilio Rojas Olea: Magíster en Ciencias de la Ingeniería Industrial; mención Gestión Financiera, Universidad Santa María, Chile. Dirección Postal: Departamento de Industrias, Universidad Técnica Federico Santa María, Avenida España 1680, Valparaíso, Chile. Dirección electrónica: emilio.rojaso@alumnos.usm.cl.

Werner Kristjanpoller Rodríguez: Dr. en Ciencias Empresariales. Profesor Jornada Completa, Departamento de Industrias, Economía y Negocios, Universidad Santa María, Chile. Dirección postal: Departamento de Industrias, Universidad Técnica Federico Santa María, Avenida España 1680, Valparaíso, Chile. Dirección electrónica: werner.kristjanpoller@usm.cl.

destacan el efecto día lunes y efecto fin de semana, como para las rentabilidades de los precios y los volúmenes transados en un determinado mercado latinoamericano.

La información existente sobre el estudio de la relación entre el precio y el volumen no entrega un patrón definitivo del comportamiento de estas variables en los mercados financieros. Es decir, aunque se encuentre evidencia literaria de una correlación positiva entre el precio y el volumen, cada mercado financiero puede tener una conducta característica sobre este contraste. Los principales factores que pueden afectar esta relación son: el nivel de eficiencia con que los mercados pueden transmitir la información existente a través de sus precios, el tamaño del mercado, el comportamiento de los inversionistas, entre otros. Es tradicional en las series de tiempo entender que pueda existir causalidad entre las series, es decir, que una genere la otra y/o viceversa. Para determinar si variaciones en periodos previos implica variación de precio y/o en el sentido inverso, se aplica causalidad de Granger.

El objetivo de esta investigación es, en primer lugar, encontrar evidencia del efecto día de semana tanto en la rentabilidad como en los volúmenes de transacción, como lo han estudiado Kiymaz y Berument (2003) para el marco internacional, y Kristjanpoller (2009) en el contexto latinoamericano; este último solo para la rentabilidad. En segundo lugar, se determinarán las relaciones de causalidad entre el retorno y el volumen de los mercados, como fue investigado en trabajos como el de Chordia y Swaminathan (2000) para mercados desarrollados y Saatcioglu y Starks (1998) para mercados emergentes. Finalmente, a raíz de los resultados obtenidos en el análisis de causalidad, se buscará determinar una relación de este con las anomalías de calendario presentes en los retornos de precios y en los volúmenes de transacción.

Dado que este tema posee escasa literatura en economías emergentes, como son los mercados latinoamericanos, la presente investigación es atractiva para inversionistas y asesores financieros, ya que aportan información sobre la eficiencia de los mercados en estudio, como apoyo para la toma de decisiones en la búsqueda de portafolios eficientes de inversión.

Este artículo se estructura de la siguiente manera: en la sección I se presenta un recuento de los principales estudios sobre el efecto día de la semana y la relación precio-volumen; la sección II expone en detalle las técnicas econométricas a utilizar; la sección III ofrece una descripción y análisis de los datos correspondientes a cada mercado accionario latinoamericano; en la sección IV se discuten los principales resultados obtenidos; y, para finalizar se presentan las conclusiones.

I. Revisión de la Literatura

A. Revisión del Efecto Día de Semana

El primer autor en mencionar que durante la semana se presentan patrones estadísticos que reflejan diferencias entre las rentabilidades de los días lunes y viernes fue Field (1931). Este trabajo fue complementado posteriormente por Fama (1965) y Cross (1973), quienes determinan que los días lunes los precios presentan rentabilidades inferiores al resto de la semana, fenómeno denominado efecto día lunes.

Posteriormente numerosos estudios han analizado y discutido este fenómeno dentro de distintos mercados de valores, tanto desarrollados como en vías de desarrollo. Ejemplo de esto es el trabajo de French (1980), quien determina que los días lunes presentan rentabilidades negativas en el índice S&P 500, mientras que se encuentran rentabilidades sobre la media para los días martes y viernes, resultados que son complementados después gracias a Gibbons y Hess (1981) y Keim y Stambaugh (1984). Damodaran (1989) contribuye con determinar que se presenta un claro patrón *efecto fin de semana*, donde los días viernes presentan rentabilidades estadísticamente significativas, superiores que el resto de la semana. Extendiendo el análisis sobre once índices de nueve países distintos, Dubois y Louvet (1996) encuentran la presencia del efecto día de semana para todo el período de tiempo estudiado.

Por otro lado, se han realizado diversas revisiones sobre este fenómeno empleando diversos métodos econométricos, como lo hacen Cho, Linton y Whang (2007) implementando criterios de dominancia estocástica; Baker, Rahman y Saadi (2008) utilizando distribuciones *t-student* para el modelamiento de los errores y Alt, Fortin y Weinberg (2011) corrigiendo la significan-

cia con el procedimiento de Bonferroni, llegandose a ratificar, en todos los estudios antes mencionados, la presencia de esta anomalía en los distintos mercados analizados, pero que en el último tiempo esta tiende a desaparecer.

Respecto del volumen de transacción, escasos son los estudios de este fenómeno, pero se puede encontrar, por ejemplo, el trabajo de Foster y Viswanathan (1990), quienes determinaron que en los días lunes se presentan menores volúmenes que para el resto de la semana, con un aumento de la volatilidad y baja rentabilidad. Esto es corroborado más adelante por Kiymaz y Berument (2003) para los principales índices de Canadá, Estados Unidos y Japón, en los cuales también se encuentra presente este comportamiento entre el retorno y el volumen.

En el contexto latinoamericano, a pesar de que no existe literatura sobre el efecto día de semana presente en los volúmenes de transacción, se pueden hallar estudios sobre esta anomalía en la rentabilidad de los precios. Palacio (2009) encuentra evidencia del efecto día de semana en los principales índices bursátiles de Colombia, el cual después es complementado por Kristjanpoller (2009), quien concluye con una evidencia mixta sobre la presencia de este fenómeno en los principales índices de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. Finalmente, Rojas y Kristjanpoller (2014) corrigen los estudios presentes sobre estos seis mercados emergentes demostrando que, si bien a lo largo del tiempo es posible observar un efecto día de semana en todos estos índices, este tiende a perder fuerza en el último lustro, donde no existe información estadísticamente significativa para catalogar de ineficientes algunos de estos mercados, tal como lo demostró Alt el al. (2011) para mercados más desarrollados.

B. Revisión del análisis de causalidad precio-volumen

La literatura referente al estudio de la relación entre el precio y el volumen de los mercados bursátiles es abundante y data de varios años atrás. En primer lugar, Osbone (1959) señala que podría existir una posible relación entre el precio y el volumen en un mercado bursátil, como también lo señalan Granger y Morgenster (1963) estudiando, en este caso, el mercado NYSE de Nueva York, pero en ambos trabajos los resultados no lograron demostrar

dicha relación. Posteriormente, investigaciones como las de Clark (1973) y Tauchen y Pitts (1983) desarrollan esta idea encontrando una relación positiva entre la rentabilidad de los precios y el volumen de transacción.

A lo largo del tiempo, diversas han sido las técnicas empleadas para determinar la relación entre la rentabilidad de las acciones y el volumen de transacción, ya sea a través de modelos econométricos o a través de estudios cualitativos relacionados con el comportamiento de los agentes involucrados. Dentro de los estudios de la relación entre la rentabilidad de las acciones y el volumen de transacción se puede mencionar a Copeland (1976) y Jennings, Starks y Fellingha (1981), quienes utilizan un arribo secuencial de información, determinando una causalidad bidireccional relacionada al valor absoluto de la rentabilidad del precio. Crouch (1970) utiliza en su trabajo datos diarios para analizar el comportamiento de los precios y el volumen, lo cual es complementado por Morgan (1976), quien utiliza, en un análisis idéntico, intervalos de cuatro días e intervalos mensuales, obteniendo similares conclusiones. Por otro lado, Clark (1973) y Epps y Epps (1976), analizando de forma complementaria el comportamiento de los agentes involucrados, asocian que el desacuerdo de los inversionistas respecto al precio se ve reflejado en las variaciones del volumen de transacción en cada una de las 20 firmas estudiadas por estos autores.

Karpoff (1987) presenta un completo análisis de diversos estudios sobre la estructura de mercados financieros y de la relación entre los precios y el volumen de transacción. Un análisis de causalidad utilizando dinámicas lineales y no lineales es el de Hiemstra y Jones (1994), donde estudian el índice Down Jones Price de Estados Unidos concluyendo: que no solo el precio causa el volumen, sino que también sucede en sentido inverso, y que aún es posible obtener más información si se realiza un análisis conjunto entre el volumen y el precio. En otros resultados, Blume, Easley y O'hara (1994) y He y Wang (1995) descartan una causalidad bidireccional en la que los precios puedan causar el volumen, ya que estos autores concluyen que los nuevos mercados presentan evidencias mixtas sobre este fenómeno. Chordia y Swaminathan (2000) demuestra lo anteriormente mencionado utilizando 16 firmas de la bolsa de Nueva York.

En estudios más recientes, Statman, Thorley y Vorkink (2006) utilizan datos mensuales para estudiar el NYSE y el AMEX, donde encuentra que el volumen se relaciona significativamente con el rezago de los retornos de precios. Kamath y Wang (2006) estudian 6 mercados asiáticos, encontrando una relación positiva entre el volumen y el precio, siendo esta relación bidireccional para 4 de los mercados analizados. También en tiempos recientes, Chen (2012) analiza el Standar & Poors 500 desde el año 1973 al 2008, y encuentra la relación antes mencionada para este fenómeno en particular.

En el marco latinoamericano, Saatcioglu y Starks (1998) estudian los mercados de Chile, Brasil, Colombia, México, Argentina y Venezuela. Al utilizar datos mensuales mediante un modelo VAR, con el fin de realzar el test de causalidad de Granger, determinaron que en 4 de los 6 países analizados el volumen causa la rentabilidad de los precios, a diferencia de los mercados desarrollados. Por otro lado, Kamath y Wang (2011) estudia el índice IPSA del mercado chileno y concluye con una relación de causalidad desde la rentabilidad de los precios hacia el volumen.

II. Metodología

En esta investigación se utilizaron los precios de cierre P_t y volúmenes de transacción V_t en un tiempo determinado t, con los cuales se calcularon la rentabilidad del precio y la variación del volumen, las que llamaremos Rp_t y Rv_t , respectivamente. En las ecuaciones 1 y 2 se calcula la rentabilidad de forma logarítmica.

$$Rp_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \tag{1}$$

$$Rv_t = \ln\left(\frac{V_t}{V_{t-1}}\right) \tag{2}$$

A continuación se detallan las herramientas econométricas utilizadas para determinar el efecto día de semana y la relación de causalidad entre la rentabilidad del precio y la variación del volumen.

A. Efecto Día de Semana

Con las ecuaciones (1) y (2) se establece un modelo autorregresivo con rezagos, que se describe en la ecuación 3:

$$R_t = \sum_{s=1}^r R_{t-s} + \varepsilon \tag{3}$$

donde R_t es la rentabilidad del precio o variación del volumen en cada tiempo, que para el caso de este estudio es diario.

Dado que habitualmente las series de tiempo financieras y económicas presentan heterocedasticidad, Engle (1982) presenta los modelos Auto Regresivo de Heterocedasticidad Condicional (ARCH), el cual posteriormente fue generalizado por Bollerslev (1986) introduciendo los modelos GARCH. Posteriormente, Nelson (1991) incluye un efecto de asimetría en la ecuación de la varianza (EGARCH). Diversos han sido los modelos derivados de los GARCH que incluyen diferente efectos TARCH e IGARCH. Adicionalmente, para determinar el efecto día de semana se agregan variables dicotómicas para cada día de la semana, de lunes a viernes siendo 1 el día lunes y 5 el día viernes, lo que se puede observar en la ecuación 4:

$$R_{t} = \sum_{s=1}^{r} R_{t-s} + \sum_{n=1}^{5} \alpha_{n} D_{n} + \varepsilon_{t}$$

$$\varepsilon_{t} = \sigma_{t} z_{t}$$

$$\sigma_{t}^{2} = w + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{i} \varepsilon_{t-i}^{2} + \sum_{j=1}^{q} \alpha_{j} \sigma_{t-j}^{2} + \gamma \lambda \varepsilon_{t}^{2}$$

$$(4)$$

donde σ^2 es la varianza en el tiempo t; ε_t es el error en cada instante de tiempo t; z_t es un término independiente que se distribuye según una distribución normal con medio cero y varianza unitaria, γ es el umbral perteneciente al modelo TARCH que tiene valor 1 si $\varepsilon_t < 1$ y 0 en cualquier otro caso; α representa a cada vector de coeficientes según corresponda; y w es una constante.

Las restricciones que debe tener la ecuación (4) para representar a cada modelo autorregresivo se pueden ver en el apéndice 1.

B. Causalidad Precio-Volumen

Para determinar el tipo de causalidad presente entre el precio y el volumen de transacción se utilizará el método propuesto por Granger (1969). Para llevar a cabo el contraste de causalidad lineal de Granger se crea un vector autorregresivo (VAR), utilizando las rentabilidades de las ecuaciones (1) y (2), el cual se puede ver expresado en la ecuación 5:

$$Rp_{t} = \beta_{11}Rp_{t-1} + \beta_{12}Rv_{t-1} + u_{t}$$

$$Rv_{t} = \beta_{21}Rp_{t-1} + \beta_{22}Rv_{t-1} + v_{t}$$
(5)

donde β_{11} y β_{22} son los coeficientes del efecto autoregresivo para el retorno y la variación de volumen, respectivamente; β_{12} es el coeficiente del efecto de causalidad de Granger del volumen sobre el retorno y β_{21} el de la causalidad retorno sobre el volumen; u_t y v_t son los respectivos términos del error.

Una vez especificado el modelo VAR, se analiza la hipótesis de causalidad de Granger entre la rentabilidad del precio y la variación del volumen, donde para determinar el número de rezagos a utilizar se utiliza el criterio de información de Akaike (AIC). Se rechaza la hipótesis nula de que Rv no causa a Rp si los coeficientes del vector β_{12} son, de manera conjunta, significativamente distintos de cero. De la misma manera, se rechaza la hipótesis nula de que Rp no causa a Rv si los coeficientes del vector β_{21} son, de manera conjunta, significativamente distintos de cero. Si se rechazan ambas hipótesis nulas, se dice que la causalidad de Granger es bidireccional. Tras trabajar con procesos no estacionarios existen peligros de una causalidad espuria, existente tras trabajar con procesos no estacionarios (Rodríguez-Caballero y Ventosa-Santaulària, 2014; He y Maekawa, 2001), por lo cual es fundamental la estacionariedad de las series estudiadas.

III. Datos

Para la realización de esta investigación se utilizará el principal índice bursátil de seis países latinoamericanos. Los índices utilizados son: BOVESPA de Brasil, IPyC de México, IPSA de Chile, IGBC¹ de Colombia, MERVAL de Argentina y el IGBVL de Perú. De estos índices, se extrae la información de precios y de volúmenes de transacción desde la base de datos Economática. La muestra total analizada abarca desde el día 05 de enero de 1998 hasta el día 04 de julio de 2014. Tomando en cuenta el quiebre financiero del año 2008 (Gajdosová, Heryán yTufan, 2011) para el marco internacional, el periodo es dividido en dos subperiodos: el primero desde enero de 1998 hasta mayo de 2008 y el segundo desde junio de 2008 hasta julio de 2014.

Durante todo el período de tiempo estudiado los datos muestran una rentabilidad promedio positiva tanto para la rentabilidad de precios como de volumen, siendo los índices con una mayor desviación estándar: el MERVAL para los precios y el IGBC para el volumen. La mayoría de las series de rentabilidad presentan sesgo positivo, a excepción del índice del mercado peruano; de manera similar, las series de variación de volumen también tienen sesgo positivo, excepto la asociada al Merval. Del análisis de la curtosis se puede determinar que todas las series son leptocúrticas, o sea, distribuciones de colas pesadas. Por último, utilizando el indicador Jarque-Bera se concluye que las series no presentan una distribución normal. ²

Al realizar las pruebas de Dickey-Fuller aumentadas, se concluye que estas series son estacionarias, tanto para la rentabilidad del precio como para la variación del volumen.³

Para determinar qué modelo ARCH utilizar para cada serie financiera para el análisis del efecto día de semana, este es seleccionado mediante el criterio de información de Akaike (AIC) utilizando una distribución *t-student*

¹ Se utiliza el índice IGBC hasta diciembre de 2013, ya que posteriormente se utiliza el índice COLCAP ¿cómo los empalma? desde enero del año 2014.

² Para el detalle de los estadísticos descriptivos ver Apéndice 2.

³ Para el detalle de esta prueba ver Apéndice 3.

para el modelamiento del error –tal como se señala en el estudio de Baker et al. (2008) y como después lo demuestra Rojas y Kristjanpoller (2014)–, ya que los errores se escapan de una distribución normal. El resumen de los modelos utilizados en cada período de tiempo se muestra en la Tabla 1.

Tabla 1. Modelos autorregresivos utilizados por cada sub-período

| | IPSA | BOVESPA | IPyC | IGBC | MERVAL | IGBVL |
|---------|----------------|----------------|----------------|----------------|---------------|----------------|
| Sub 1 | | | | | | |
| Precio | EGARCH (1,2,3) | EGARCH (1,2,3) | EGARCH (1,2,3) | TARCH (1,3,3) | TARCH (1,1,1) | EGARCH (1,3,3) |
| Volumen | TARCH (1,2,2) | TARCH (1,3,2) | EGARCH (1,3,3) | EGARCH (1,3,1) | TARCH (1,1,3) | EGARCH (1,3,2) |
| Sub 2 | | | | | | |
| precio | TARCH (1,1,1) | TARCH (1,1,3) | TARCH (1,1,2) | EGARCH (1,3,3) | TARCH (1,2,3) | EGARCH (1,1,3) |
| volumen | EGARCH (1,2,2) | EGARCH (1,1,2) | TARCH (1,1,2) | TARCH (1,1,3) | TARCH (1,1,3) | GARCH (1,3,1) |

Nota: (r,p,q) representan los rezagos de R_t mediante r, de \mathcal{E}^2 mediante p y de σ^2 mediante q. Fuente: elaboración propia.

IV. Análisis de Resultados

En esta sección se presentan los resultados obtenidos en esta investigación, los cuales se analizan para determinar las posibles relaciones existentes entre el estudio del efecto día de semana y el estudio de causalidad de Granger.

En primer lugar, los resultados para el primer sub-período de tiempo se presentan en la Tabla 2, tanto para la rentabilidad de precios como para la rentabilidad del volumen de transacción. Refiriéndonos al precio, se puede observar una evidencia mixta del efecto día de semana, donde cada país presenta coeficientes estadísticamente significativos en distintos días de la semana. Los índices IPSA y BOVESPA presentan coeficientes negativos para el comienzo de la semana, tornándose este positivo el día miércoles, tal como en los índices IPyC y MERVAL. Además, el índice brasileño posee un coeficiente negativo para el día jueves. Los índices IGBC e IGBVL muestran co-

eficientes positivos y estadísticamente significativos los días viernes. Por otro lado, en cuanto a la rentabilidad del volumen de transacción, esta muestra un claro patrón de comportamiento en todos los índices estudiados, el cual corresponde a una disminución del volumen de transacción en los extremos de la semana y un aumento de este en el centro de la semana, principalmente el día miércoles.

Tabla 2. Resultados efecto día de semana sub-período 1

| | Lunes | Martes | Miércoles | Jueves | Viernes |
|---------|------------|-----------|-----------|------------|------------|
| IPSA | | | | | |
| Precio | -0,0019*** | -0,0010* | 0,0008** | -0,0001 | 0,0008 |
| Volumen | -0,4065*** | 0,0526* | 0,1651*** | -0,1656*** | -0,3081*** |
| BOVESPA | | | | | |
| Precio | -0,0022* | -0,0026** | 0,0023*** | -0,0021* | 0,0011 |
| Volumen | -0,2918*** | -0,0423** | 0,1526*** | -0,1709*** | -0,2754*** |
| IPyC | | | | | |
| Precio | 0,0001 | -0,0010 | 0,0013** | -0,0003 | -0,0003 |
| Volumen | -0,4011*** | 0,0585** | 0,1379*** | -0,1631*** | -0,2639*** |
| IGBC | | | | | |
| Precio | -0,0001 | -0,0017** | 0,0004 | 0,0004 | 0,0014** |
| Volumen | -0,2824*** | 0,0845** | 0,0994*** | -0,1162*** | -0,1635*** |
| MERVAL | | | | | |
| Precio | -0,0010 | -0,0013 | 0,0017** | -0,0008 | -0,0014 |
| Volumen | -0,3272*** | 0,0441 | 0,0816*** | -0,0554** | -0,1163*** |
| IGBVL | | | | | |
| Precio | -0,0006 | -0,0008 | 0,0005 | 0,0002 | 0,0012** |
| Volumen | -0,5320*** | -0,0234 | 0,1898*** | -0,1838*** | -0,1810*** |

Nota: *,**,*** muestran significancia al 10%, 5% y 1%.

Fuente: elaboración propia.

La Tabla 3 enseña los resultados obtenidos en el análisis del efecto día de semana, tanto para la rentabilidad del precio como para la rentabilidad del volumen de transacción, para el segundo sub-período de tiempo estudiado. Respecto al volumen de transacción, este mantiene el comportamiento ob-

servado en el primer sub-período de tiempo para todos los índices analizados. Para el caso de la rentabilidad del precio, esta presenta diversos cambios respecto del periodo anterior. El índice IPSA presenta un efecto fin de semana representado con un coeficiente positivo y estadísticamente significativo el día viernes. El índice IGBV presenta un coeficiente positivo para el día miércoles y negativo para el día jueves. Cabe destacar que, para el caso de la rentabilidad de precios, en el resto de los mercados analizados no existe información significativa con la que se pueda detectar un efecto día de semana.

Tabla 3. Resultados efecto día de semana sub-período 2

| | Lunes | Martes | Miércoles | Jueves | Viernes |
|---------|------------|-----------|-----------|------------|------------|
| IPSA | | | | | |
| Precio | -0,0004 | -0,0004 | -0,0001 | 0,0006 | 0,0012* |
| Volumen | -0,3136*** | 0,0824*** | 0,1235*** | -0,1316*** | -0,2373*** |
| BOVESPA | | | | | |
| Precio | 0,0018 | -0,0005 | -0,0009 | 0,0003 | 0,0007 |
| Volumen | -0,2319*** | -0,0175 | 0,1085*** | -0,1444*** | -0,1755*** |
| IPyC | | | | | |
| Precio | 0,0007 | -0,0008 | 0,0003 | -0,0007 | 0,0002 |
| Volumen | -0,2633*** | 0,0811*** | 0,0977*** | -0,1536*** | -0,1923*** |
| IGBC | | | | | |
| Precio | -0,0013 | -0,0007 | 0,0014** | -0,0022*** | -0,0004 |
| Volumen | -0,5103*** | -0,0609 | 0,2915*** | -0,4448*** | -0,3139*** |
| MERVAL | | | | | |
| Precio | 0,0010 | -0,0023 | 0,0014 | -0,0003 | -0,0003 |
| Volumen | -0,2589*** | 0,0300 | 0,0704*** | -0,0676** | -0,1013*** |
| IGBVL | | | | | |
| Precio | 0,0001 | -0,0002 | -0,0004 | 0,0005 | 0,0014 |
| Volumen | -0,4991*** | 0,0150 | 0,1759*** | -0,2059*** | -0,2418*** |

Nota: *,**,*** muestran significancia al 10% , 5% y 1%.

Fuente: elaboración propia.

Finalmente, la Tabla 4 muestra los resultados obtenidos en el análisis de causalidad de la rentabilidad de los índices bursátiles y la variación del volu-

men de transacción, realizado mediante la prueba de Granger⁴. Para el índice IPSA, la rentabilidad del volumen es causada por la rentabilidad del precio para el primer sub-período de tiempo. En los índices BOVESPA e IPyC, se observa una causalidad en una sola dirección como en el índice chileno, pero en este caso es estadísticamente significativa en ambos períodos estudiados. El índice IGBC no posee ninguna relación de causalidad según la prueba de Granger, mientras que el índice argentino es el único en tener una relación de causalidad bidireccional en ambos períodos. Por último, en el índice IGBVL, a pesar de que la rentabilidad del volumen de transacción causa la rentabilidad de precios en el primer sub-período, la rentabilidad de precios causa la rentabilidad del volumen de transacción para el segundo sub-período analizado.

Tabla 4. Resultados efecto causalidad de Granger

| | su | ıb1 | su | b2 |
|-------------------------|----------|-----------|---------|----------|
| | x^2 | p-value | x^2 | p-value |
| IPSA | | | | |
| $Rp \rightarrow Rv$ | 69,3117 | 0,0000*** | 5,3971 | 0,1149 |
| $Rv \rightarrow Rp$ | 23,5330 | 0,4885 | 3,6915 | 0,2968 |
| BOVESPA | | | | |
| $Rp \rightarrow Rv$ | 80,2666 | 0,0001*** | 93,0658 | 0,0482** |
| $Rv \rightarrow Rp$ | 50,1566 | 0,1087 | 75,3854 | 0,8953 |
| IPyC | | | | |
| $Rp \rightarrow Rv$ | 104,4936 | 0,0406** | 38,9392 | 0,0670* |
| $R\nu \to Rp$ | 70,2887 | 0,7964 | 15,3390 | 0,9746 |
| IGBC | | | | |
| $Rp \rightarrow Rv$ | 17,4016 | 0,1816 | 0,3186 | 0,5724 |
| $Rv \rightarrow Rp$ | 13,6442 | 0,3994 | 1,6480 | 0,1992 |
| MERVAL | | | | |
| $Rp \rightarrow Rv$ | 31,8776 | 0,0323** | 26,4352 | 0,0337** |
| $Rv \rightarrow Rp$ | 33,4470 | 0,0213** | 23,1966 | 0,0801* |
| IGBVL | | | | |
| $Rp \longrightarrow Rv$ | 55,0516 | 0,0126** | 6,5349 | 0,5875 |
| $Rv \rightarrow Rp$ | 28,0958 | 0,7518 | 15,2678 | 0,0541* |

Nota: *,**,*** muestran significancia al 10% , 5% y 1%. *Fuente:* elaboración propia.

⁴ Para el detalle de los rezagos utilizados en cada prueba, ver Apéndice 4.

Conclusión

Los resultados obtenidos confirman la evidencia del efecto día de semana en algunos de los mercados latinoamericanos, encontrada por Kristjanpoller (2009), y que este fenómeno presenta una tendencia a atenuarse, en línea con lo reportado por Rojas y Kristjanpoller (2014), quedando evidencia solo en los índices de Chile y Colombia, para el caso de la rentabilidad de precios. Este hallazgo implica una tendencia a mayor eficiencia de los mercados, según la Teoría de Eficiencia de los Mercados, ya que han desaparecido anomalías que generaban distorsión. Justamente, investigaciones que evidencian anomalías en los mercados sirven para que los agentes del mercado comprendan, entiendan y tomen decisiones más racionales, lo cual implica que estas anomalías comiencen a desaparecer en el tiempo.

En cuanto al análisis de la variación del volumen para el efecto día de semana, se puede encontrar un patrón en todos los mercados estudiados durante ambos sub-períodos. Este indica que el volumen de transacción disminuye en los extremos de la semana pero aumenta en el centro de la semana, generalmente el día miércoles.

Respecto al análisis de causalidad, se encuentra evidencia de que en la mayoría de los mercados existe una causalidad de la rentabilidad hacia el volumen, lo cual implica que mayores variaciones de precios trae consigo mayores variaciones de volumen. En el mercado argentino se evidencia causalidad bidireccional. Al contrastar estos resultados con el efecto día de semana se puede concluir que no existe una relación en ambos casos. A pesar de que estos dos fenómenos contradicen la hipótesis de un mercado eficiente de Fama (1970), las relaciones de causalidad siguen estando presentes en el segundo sub-período de tiempo, mientras que el efecto día de semana desaparece en su mayor parte.

Estos resultados deberían ser de utilidad para todos los agentes interesados en el comportamiento de los mercados, ya sea para el análisis sobre la eficiencia de los mercados en la literatura referente a las economías emergentes, como son las latinoamericanas, o para la búsqueda de portafolios

eficientes por parte de inversores y asesores financieros, tanto nacionales como extranjeros, dada la apertura que han logrado estos mercados en el último tiempo.

Apéndice

Apéndice 1. Tabla de condiciones modelos autorregresivos

| Modelo | p | q | λ | Condición |
|--------|----|----|---------|---|
| ARCH | >0 | 0 | 0 | |
| GARCH | >0 | >0 | 0 | |
| TARCH | >0 | >0 | Binaria | $\lambda = 1 \text{ o } 0$ |
| EGARCH | >0 | >0 | 0 | $ln(\sigma^2)$ |
| IGARCH | >0 | >0 | 0 | $\sum\nolimits_{i=1}^{p}\alpha_{i}+\sum\nolimits_{j=1}^{p}\alpha_{j}=1$ |

Fuente: elaboración propia.

Apéndice 2. Estadísticos Descriptivos
Estadísticos Descriptivos para la rentabilidad del Precio

| | IPSA | MERVAL | BOV | IGBC | IGBVL | IPYC |
|-------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| Media | 0,0004 | 0,0007 | 0,0005 | 0,0007 | 0,0006 | 0,0006 |
| Mediana | 0,0004 | 0,0010 | 0,0007 | 0,0007 | 0,0004 | 0,0008 |
| Max | 0,1178 | 0,6218 | 0,2882 | 0,1469 | 0,1197 | 0,1803 |
| Min | -0,0790 | -0,1672 | -0,1335 | -0,1105 | -0,2179 | -0,1304 |
| Std. Dev. | 0,0124 | 0,0262 | 0,0227 | 0,0159 | 0,0156 | 0,0161 |
| Skewness | 0,2301 | 3,8331 | 0,9779 | 0,4854 | -0,8312 | 0,2781 |
| Kurtosis | 11,418 | 100,685 | 17,595 | 14,968 | 20,485 | 13,101 |
| | | | | | | |
| Jarque-Bera | 10335 | 13522 | 30675 | 18232 | 46722 | 15586 |
| Prob. | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | | | | | | |
| Obs. | 3490 | 3380 | 3395 | 3035 | 3635 | 3655 |

Fuente: elaboración propia.

Estadísticos Descriptivos para la rentabilidad del Volumen

| | IPSAVOL | MERVALVOL | BOVVOL | IGBCVOL | IGBVLVOL | IPYCVOL |
|-------------|---------|-----------|---------|----------|----------|---------|
| Media | 0,0003 | 0,0005 | 0,0004 | 0,0028 | 0,0002 | 0,0002 |
| Mediana | 0,0056 | 0,0027 | 0,0012 | 0,0091 | 0,0047 | -0,0053 |
| Max | 4,7506 | 7,7739 | 1,4404 | 15,1119 | 5,3633 | 3,3560 |
| Min | -4,4996 | -7,4606 | -1,4904 | -13,9182 | -4,6655 | -2,8614 |
| Std. Dev. | 0,5262 | 0,5788 | 0,3030 | 1,1485 | 0,8703 | 0,5168 |
| Skewness | 0,1244 | -0,0477 | 0,0856 | 0,3536 | 0,0899 | 0,2731 |
| Kurtosis | 10,602 | 33,765 | 5,216 | 87,322 | 7,883 | 8,832 |
| | | | | | | |
| Jarque-Bera | 8413 | 13330 | 6989 | 8992 | 3616 | 5226 |
| Prob. | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | | | | | | |
| Obs. | 3490 | 3380 | 3395 | 3035 | 3635 | 3655 |

Fuente: elaboración propia.

Apéndice 3. Prueba de Dickey-Fuller aumentada para la rentabilidad del Precio y la rentabilidad del Volumen

| | IPSA | BOVESPA | IPyC | IGBC | MERVAL | IGBVL |
|-------------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| Precio | | | | | | |
| t-estadístico | -50,1368 | -43,5759 | -56,0692 | -47,6057 | -56,8090 | -52,1142 |
| valor crítico 1% | -3,4320 | -3,4321 | -3,4320 | -3,4323 | -3,4321 | -3,4320 |
| valor crítico 5% | -2,8622 | -2,8622 | -2,8621 | -2,8623 | -2,8622 | -2,8621 |
| valor crítico 10% | -2,5671 | -2,5672 | -2,5671 | -2,5672 | -2,5672 | -2,5671 |
| | | | | | | |
| p-value | 0,0001 | 0,0000 | 0,0001 | 0,0001 | 0,0001 | 0,0001 |
| | | | | | | |
| Volumen | | | | | | |
| t-estadístico | -25,4912 | -18,0434 | -23,1498 | -29,1261 | -20,9573 | -21,7316 |
| valor crítico 1% | -3,4320 | -3,4321 | -3,4320 | -3,4323 | -3,4321 | -3,4320 |
| valor crítico 5% | -2,8622 | -2,8622 | -2,8621 | -2,8623 | -2,8622 | -2,8621 |
| valor crítico 10% | -2,5672 | -2,5672 | -2,5671 | -2,5672 | -2,5672 | -2,5671 |
| | | | | | | |
| p-value | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 |

Fuente: elaboración propia.

| | Sub1 | Sub2 |
|---------|------|------|
| IPSA | 24 | 3 |
| BOVESPA | 39 | 72 |
| IPyC | 81 | 28 |
| IGBC | 13 | 1 |
| MERVAL | 19 | 15 |
| IGBVL | 34 | 8 |

Apéndice 4. Rezagos utilizados en cada modelo VAR en cada sub-período

Fuente: elaboración propia.

Bibliografía

- ALT, Raimund; FORTIN, Ines y WEINBERGER, Simon (2011). "The Monday effect revisited: An alternative testing approach", *Journal of Empirical Finance*, Vol. 18, No. 3, pp. 447-460.
- BAKER, Kent; RAHMAN, Abdul y SAADI, Samir (2008). "The day-of-the-week effect and conditional volatility: Sensitivity of error distributional assumptions", *Review of Financial Economics*, Vol. 17, No. 4, pp. 280-295.
- Blume, Lawrence; Easley, David y O'Hara, Maureen (1994). "Market Statistics and Technical Analysis: The Role of Volume", *Journal of Finance*, Vol. 49, No. 1, pp. 153-181.
- Bollerslev, Tim. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", *Journal of Economics*, No. 31, pp. 307-327.
- CHEN, Shiu-Sheng (2012). "Revisiting the empirical linkages between stock returns and trading volumen", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 36, No. 6, pp. 1781-1788.
- CHO, Young-Hyun; LINTON, Oliver y Whang Yoon-Jae (2007). "Are there Monday Effects in Stock Returns: A Stochastic Dominance Approach", *Journal of Empirical Finance*, Vol. 14, No. 5, pp. 736-755.

- Chordia, Tarun y Swaminathan, Bhaskaran (2000). "Trading volume and Cross-Autocorrelations in Stock returns", *Journal of Finance*, Vol. 55, No. 2, pp. 913-935.
- CLARK, Peter (1973). "A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices", *Econometrica*, Vol. 41, pp. 135-155.
- COPELAND, Thomas (1976). "A model of asset trading under the assumption of sequential information arrival", *Journal of Finance*, Vol. 31, No. 4, pp. 1149-1168.
- Cross, Frank (1973). "The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays", *Financial Analyst Journal*, Vol. 29, No. 6, pp. 67-69.
- CROUCH, Robert (1970). "A Nonlinear Test of the Random-Walk Hypothesis", *American Economic Review*, Vol. 60, pp. 199-202.
- Damodaran, Aswath (1989). "The Weekend Effect in Information Releases: A Study of Earning and Dividend Announcements", *Review of Financial Studies*, Vol. 2, No. 4, pp. 607-623.
- Dubois, Michael y Louvet, Pascal (1996). "The Day-of-the-Week Effect: The International Evidence", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 20, No. 9, pp. 1463-1484.
- Epps, Thomas y Epps, Mary Lee (1976). "The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes: Implications for the Mixture-of-Distributions Hypothesis", *Econometrica*, Vol. 44, pp. 305-321.
- Engle, Robert (1982). "Autorregresive Conditional Heteroscedasticity whit Estimates of the Variance of United Kingdom Inflations", *Econometrica*, Vol. 50, No. 4, pp. 987-1008.
- FAMA, Eugene (1965). "The Behavior of Stock Market Prices", *Journal of Business*, Vol. 38, No. 1, pp. 34-105.
- FAMA, Eugene (1970). "Efficient Capital Markets: a Review of Theory and Empirical Work", *Journal of Finance*, Vol. 25, No. 2, pp. 383-417.

- FIELD, Michael (1931). "Stock Prices: A Problem in Verification", *Journal of Business*, Vol. 4, No. 1, pp. 415-418.
- FOSTER, Douglas y VISWANATHAN, Sean (1990). "A theory of the interday variations in volume, variance, and trading costs in securities markets", *Review of Financial Studies*, Vol. 3, No. 4, pp. 593-624.
- French, Kenneth (1980). "Stock Returns and the Weekend Effect", *Journal of Financial Economics*, Vol. 13, No. 1, pp. 55-69.
- Gajdosová, Katarína; Heryán, Tomás y Tufan, Ekrem (2011). "Day of the week effect in the european emerging stock markets: Recent evidence from the financial crisis period", *Scientific Papers of the University of Pardubice*, Vol. 15, No. 19, pp. 38-51.
- GIBBONS, Micheal y Hess, Patrick (1981). "Day of the Week Effects and Asset Returns", *Journal of Business*, Vol. 54, No. 4, pp. 579-596.
- Granger, Clive y Morgenster, Oskar (1963). "Spectral Analysis of New York Stock Market Prices", *Kyklos*, Vol. 16, No. 1, pp. 1-27.
- Granger, Clive (1969). "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods", *Econometrica*, Vol. 36, pp. 424-438.
- He, Zonglu y Maekawa, Koichi. (2001). "On spurious Granger causality", *Economics Letters*, Vol. 73, No. 3, pp. 307-313.
- HE, Hua y Wang, Jiang (1995). "Differential Information and Dynamic Behavior of Stock Trading Volume", *Review of Financial Studies*, Vol. 8, No. 4, pp. 919-972.
- HIEMSTRA, Craig y Jones, Jonathan (1994). "Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation", *Journal of Finance*, Vol. 49, No. 5, pp. 1639-1664.
- Jennings, Robert; Starks, Laura; Fellingham, John (1981). "An Equilibrium Model of Asset Trading with Sequential Information Arrival", *Journal of Finance*, Vol. 36, No. 1, pp. 143-161.

- Kamath, Ravindra y Wang, Yi (2006). "The causality between stock index returns and volumes in the asian equity markets", *Journal of International Business Research*, Vol. 5, No. 2, pp. 63-74.
- KAMATH, Ravindra y WANG, Yi (2011). "The price-volume relationship in the chilean stock market", *International Business & Economics Research Journal*, Vol. 7, No. 10, pp. 7-14.
- Karpoff, Jonathan (1987). "The relation between price changes and trading volume: A survey", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 22, No. 1, pp. 109-126.
- KEIM, Donald y STAMBAUGH, Robert (1984). "A further Investigation of the Weekend Effect in Stock Returns", *Journal of Finance*, Vol. 39, No. 3, pp. 819-835.
- KIYMAZ, Halil y BERUMENT, Hakan (2003). "The day of the week effect on stock market volatility and volume: International evidence", *Review of Financial Economics*, Vol. 12, No. 4, pp. 363-380.
- Kristjanpoller, Werner (2009). "Análisis del efecto día de semana en los mercados accionarios latinoamericanos", *Lecturas de Economía*, Vol. 71, No. 71, pp. 189-207.
- MORGAN, Leuan (1976). "Stock prices and heteroskedasticity", *Journal of Business*, Vol. 49, pp. 496-508.
- Nelson, Daniel (1991). "Conditional Heteroskedasticity in asset returns: A new Aproach", *Econometrica*, Vol. 59, No. 2, pp. 347-370.
- Osbone, Maury (1959). "Brownian Motion in the Stock Market", *Operation Research*, Vol. 7, No. 2, pp. 145-173.
- Palacio, David (2009). "Modelación del efecto del día de la semana para los índices accionarios de Colombia mediante un modelo star Garch", *Revista de Economía del Rosario*, Vol. 12, No. 1, pp.

RODRÍGUEZ-CABALLERO, Carlos Vladimir y VENTOSA-SANTAULÀRIA, Daniel. (2014) "Granger Causality and Unit Roots", *Journal of Statistical and Econometric Methods*, Vol.3, No.1, 97-114.

ROJAS, Emilio y Kristjanpoller, Werner (2014). "Anomalías de calendario en los mercados accionarios latinoamericanos: Una revisión mediante el procedimiento de Bonferroni", *Lecturas de Economía*, Vol. 81, No. 2, pp. 91-113.

SAATCIOGLU, Kemai y STARKS, Laura (1998). "The stock price-volume relationship in emerging stock markets: The case of Latin America", *International Journal of Forecasting*, Vol. 14, No. 2, pp. 215-225.

STATMAN, Meir; THORLEY, Steven y VORKINK, Keith (2006). "Investor overconfidence and trading volumen", Review of Financial Studies, Vol. 19, No. 4, pp. 1531-1565.

TAUCHEN, George y PITTS, Mark (1983). "The price variability-volume relationship on speculative markets", *Econometrica*, Vol. 51, pp. 485-505.