



Academia. Revista Latinoamericana de
Administración
ISSN: 1012-8255
esalgado@uniandes.edu.com
Consejo Latinoamericano de Escuelas de
Administración
Organismo Internacional

Villarraga, Edwin; Giraldo, Santiago; Agudelo, Diego A.
Asimetría en la información y su efecto en los rendimientos en los mercados accionarios
latinoamericanos
Academia. Revista Latinoamericana de Administración, núm. 50, 2012, pp. 100-117
Consejo Latinoamericano de Escuelas de Administración
Bogotá, Organismo Internacional

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=71624352008>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

ASIMETRÍA EN LA INFORMACIÓN Y SU EFECTO EN LOS RENDIMIENTOS EN LOS MERCADOS ACCIONARIOS LATINOAMERICANOS*

INFORMATION ASYMMETRY EFFECTS ON LATIN AMERICAN STOCK MARKETS

Edwin Villarraga

Universidad Eafit, Medellín, Colombia
edwin.villarraga@gmail.com

Santiago Giraldo

Universidad Eafit, Medellín, Colombia
agogiraldo@hotmail.com

Diego A. Agudelo

Universidad Eafit, Medellín, Colombia
daguadelo@eafit.edu.co

RESUMEN

En este artículo se estima la probabilidad de transacciones informadas, su comportamiento y sus efectos en los rendimientos diarios e intradiarios en Latinoamérica. Calculando la probabilidad diaria dinámica de transacciones informadas (Easley, Engle, O'Hara y Wu, 2008), como una medida del nivel de información en las transacciones, se investiga si está relacionada con los volúmenes de negociación y la capitalización de mercado de las acciones en la muestra. Adicionalmente se busca una relación de corto plazo entre la probabilidad de transacciones informadas y los rendimientos. Se evaluaron 343 acciones en los seis principales mercados latinoamericanos, constituyéndose en el primer estudio en evaluar la dinámica de la asimetría de la información en los mercados de la región. Los resultados, consistentes con la teoría de microestructura de mercados, evidencian que existe un mayor nivel de asimetría en la información en las acciones con menor volumen de negociación y menor capitalización de mercado, y que los precios de las acciones se mueven en la dirección de la información, si bien parte de este efecto es revertido al día siguiente.

Palabras clave: liquidez, costos de transacción, información asimétrica, mercados latinoamericanos, mercados emergentes, microestructura de mercados.

ABSTRACT

We estimate the probability of informed transactions and their effects on daily and intraday returns in Latin America. Calculating the probability of dynamic informed trading (Easley, Engle, O'Hara, and Wu, 2008) on a daily basis, as a measure of the level of informed trades, we study whether this is related to trading volumes and market capitalization in Latin American stocks. Additionally, we test for a short-term relationship between the probability of informed trades and returns. The first study assessing the dynamics of asymmetric information in the region's stock markets evaluated 343 actions in the 6 largest Latin American markets. The results, consistent with market microstructure theory, show that there is an increased risk of asymmetric information in stocks with lower trading volumes and lower market capitalization, and that stock prices move in the direction of information, although some of this effect is reversed the next day.

Key words: Information asymmetry, informed trading, PIN model, emerging markets, market efficiency, Latin-American stock markets, market microstructure.

* Este artículo es el resultado del proyecto de grado de Edwin Villarraga y Santiago Giraldo en la Maestría Sc. en Finanzas de la Universidad Eafit, en el 2011, con la asesoría del profesor Diego A. Agudelo.

1. Introducción

Desde la aparición del artículo seminal de Bagehot (1971) que propone la existencia de agentes con información superior en los mercados, y que estos explotan dicha ventaja sobre los demás participantes del mercado, la asimetría de la información ha ocupado un lugar preponderante en la teoría de microestructura de mercados (O'Hara, 1997). De esta forma, la existencia de información en los mercados financieros influencia las decisiones de inversión de los agentes que la poseen, y afecta la formación de precios (De Jong y Rindi, 2009). Esta asimetría en la información da lugar a divergencias en las expectativas del valor fundamental de los activos, y a su aprovechamiento mediante estrategias de negociación (Harris, 2003), así como a mayores costos de transacción (O'Hara, 1997).

Los agentes informados obtienen una ventaja informativa sobre el resto del mercado, por ejemplo, estimando mejor el valor fundamental del activo, interpretando más acertadamente los anuncios, encontrando patrones en las series de tiempo de los precios o explotando información privilegiada (Harris, 2003). Cualquiera sea su origen, la asimetría de información da lugar a que los agentes informados obtengan en promedio ganancias en el mercado a costa de los no informados, para quienes se vuelve más costoso transar el activo.

La asimetría de la información es un fenómeno que no es directamente observable, por lo que se han planteado modelos teóricos que relacionan el flujo de órdenes con el grado de información de los agentes (Madhavan, 2002), como los propuestos por Copeland y Galai (1983), Glosten y Milgrom (1985), Kyle (1985), Easley y O'Hara (1992), Easley, Kiefer, O'Hara y Paperman (1996) y Easley, Kiefer y O'Hara (1997), entre otros. En general, estos modelos parten del supuesto de que el agente informado es neutral al riesgo y por lo tanto sus decisiones estarán enfocadas a definir estrategias que maximicen su utilidad esperada (O'Hara, 1997), por lo que sus estrategias de transacción siempre estarán encaminadas a negociar en la dirección que su información les indica (Hasbrouck, 2007). En contraste, los agentes no informados negocian de manera aleatoria.

Partiendo de la idea original de Glosten y Milgrom (1985), Easley y O'Hara (1992), Easley *et al.* (1996) y Easley *et al.* (1997) han propuesto una forma de medir el grado de asimetría de la información en el mercado, conocida como probabilidad de transacciones informadas o PIN (por su sigla en inglés: Probability of Informed Trading). El modelo de la PIN mide la probabilidad de las negociaciones informadas y desinformadas, calibrando el desbalance en las órdenes, asignándole una parte a las transacciones informadas direccionales, y otra a las no informadas que no tienen dirección preferida. En síntesis, una PIN alta se asocia con una mayor posibilidad de transacciones informadas, independiente de la dirección de dicha información. La probabilidad calculada con este modelo se entiende como estática por cuanto asume que las tasas de llegada de las transacciones informadas y no informadas durante el período de estimación son constantes. En estos estudios, la PIN estática ha sido calculada para períodos trimestrales o superiores, ignorando la dinámica diaria de las tasas de llegada de las transacciones (Easley, Engle, O'Hara y Wu, 2008).

Easley *et al.* (2008) encuentran que las tasas de llegada de las transacciones informadas y no informadas presentan autocorrelaciones y correlaciones cruzadas, un comportamiento más complejo que el asumido por los modelos de PIN estático. En consecuencia, plantean una metodología de PIN dinámico mediante un modelo autorregresivo bivariado para la estimación de las tasas de llegada de las transacciones informadas y no informadas. Dado que el modelo de PIN dinámico se estima en frecuencia diaria, este ha sido propuesto como *proxy* diario de la asimetría de información en acciones individuales, permitiendo caracterizar los mercados con variables como el rendimiento diario de los mercados.

El efecto esperado más importante de la asimetría de información se da sobre los retornos de los activos, consistente con el postulado de que los agentes informados mueven los precios con sus estrategias de transacción (Easley, Hvidkjaer y O'Hara, 2002). De esta forma, disponer de un indicador diario del nivel de asimetría en la información, permite asociar la intensidad y dirección de la información con

los rendimientos del activo. Ahora bien, dado que el PIN dinámico no incorpora la dirección de la información, en el presente estudio se propone el PIN direccional, variante del PIN dinámico que incorpora la dirección esperada de la información, y comprueba su relación esperada con los rendimientos diarios del activo.

Los países latinoamericanos se constituyen en un objeto de estudio importante para analizar el comportamiento de la probabilidad de transacciones informadas y de su relación con los rendimientos diarios, dada la poca disponibilidad de estudios de microestructura de mercado en los mismos, la heterogeneidad de tamaños, los niveles de desarrollo y liquidez, y las diversas características institucionales. Más aún, el importante crecimiento de las economías latinoamericanas hace que esta región sea cada vez más atractiva para los fondos extranjeros, y en donde países como Brasil, Chile y México empiezan a figurar como referentes y actores importantes, y con mercados accionarios de tamaño apreciable y diversos en composición industrial y características institucionales.

En Latinoamérica hay antecedentes de utilización de la PIN en el estudio realizado por Cruces y Kawamura (2005) quienes estiman la PIN estática para varios países, y asocian su variabilidad, en un modelo transversal, a la calidad del gobierno corporativo en cada país. Barbedo, Silva y Leal (2009, 2010) estudian la relación entre la PIN y los estándares de gobierno corporativo en las acciones listadas en Bovespa, Brasil, que han sido clasificadas según sus prácticas de gobierno corporativo, encontrando que existe una correlación negativa entre el nivel de gobierno corporativo y la PIN de cada acción, relación además asociada al nivel de liquidez que tiene cada acción dentro de este mercado. Mientras que el presente estudio estima la PIN dinámica en frecuencia diaria, y permite examinar relaciones transversales entre países, así como el efecto de la asimetría de la información y los precios en series de tiempo. De esta forma, este estudio contribuye a la literatura de finanzas internacionales como una validación de los postulados propios de la microestructura en mercados emergentes, que han sido estimados principalmente en los mercados desarrollados

o de primer mundo y en mercados individuales (Bekaert y Harvey, 2003).

Este artículo se organiza de la siguiente manera. En la sección dos se resumen los aspectos generales de los modelos de PIN estático y dinámico, y se fundamenta sobre la literatura de microestructura de mercados la relación teórica entre la asimetría de información con los volúmenes transados, su capitalización de mercado y los rendimientos de los activos. En la sección tres se describen las series de datos y variables utilizadas. La sección cuatro contiene los resultados hallados para los mercados de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. En la sección cinco se presentan las conclusiones.

2. Antecedentes

2.1. Probabilidad estática de transacciones informadas

Easley y O'Hara (1992), Easley *et al.* (1996) y Easley *et al.* (1997) plantean un modelo de transacciones secuenciales en donde un creador de mercado (*marketmaker*) competitivo transa con agentes informados y desinformados. El proceso de decisión se considera Bayesiano.

Las transacciones ocurren en días discretos de negociación y los eventos de información se asumen distribuidos independientes y con una probabilidad de ocurrencia α . El evento es una noticia negativa o positiva con probabilidad δ y $(1 - \delta)$, respectivamente.

El agente informado actúa de manera racional acorde con la información que posee. En días de noticias positivas el agente informado comprará el activo, y en días de noticias negativas lo venderá. Los agentes no informados, por su parte, compran o venden con igual probabilidad, independiente de que haya o no información. La ejecución de las órdenes en el mercado sigue un proceso de Poisson, con tasa de llegada μ y ε para los agentes informados y no informados. De esta forma, en días de noticias positivas las tasas de llegada para las compras será $\mu + \varepsilon$ y para las ventas será ε . En días de noticias negativas, las tasas de llegada para las ventas serán $\mu + \varepsilon$ y ε , para las compras y ventas, respectivamente. En días sin eventos de información, las compras y ventas se darán con igual tasa ε .

El creador de mercado desconoce los parámetros α , δ , μ y ϵ , y en consecuencia los estima calculando la probabilidad de observar B compras y S ventas en un cierto día t de la siguiente forma:

$$\Pr[y_t = (B, S)] = \alpha(1-\delta)e^{-(\mu+\epsilon)} \frac{(\mu+\epsilon)^B (\epsilon)^S}{B!S!} + \delta e^{-(\mu+\epsilon)} \frac{(\mu+\epsilon)^S (\epsilon)^B}{B!S!} + (1+\alpha)e^{-2\epsilon} \frac{(\epsilon)^{B+S}}{B!S!} \quad (1)$$

Donde:

y_t es el vector de observaciones (número de compras y ventas) en el día t .

La figura 1 muestra la secuencia de decisiones de los agentes informados y no informados en un día de negociaciones.

Para estimar los parámetros del modelo, el econometrista debe observar y_t durante varios días, e inferirlos mediante una estimación de máxima verosimilitud. Finalmente la PIN, que es la probabilidad no condicional de que una determinada transacción proceda de un agente informado se expresa como:

$$PIN = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + 2\epsilon} \quad (2)$$

Este modelo se considera estático en el sentido de que cada día las llegadas de un evento de información y las transacciones condiona-

les a los eventos de información provienen de distribuciones idénticas e independientes.

2.2. Probabilidad dinámica de transacciones informadas

Los modelos dinámicos de probabilidad de transacciones informadas, extienden los modelos de PIN estático posibilitando que la estimación de las probabilidades de ocurrencia de eventos de buenas noticias y las probabilidades de transacciones informadas varíen en frecuencia diaria o intradiaria, lo cual puede justificarse como consecuencia de estrategias de momentum, o contrarias, efectos psicológicos de los agentes, efectos rebaño, entre otros (Lei y Wu, 2005).

Easley *et al.* (2008) proponen un modelo de PIN dinámico con el mismo espíritu del planteado por Easley y O'Hara (1992), Easley *et al.* (1996) y Easley *et al.* (1997), proponiendo una especificación dinámica de las tasas de llegada μ_t y ϵ_t , del tipo autorregresivo bivariado.

Específicamente, sean $\alpha\mu_t$ la tasa de llegada de las transacciones informadas y $2\epsilon_t$ la tasa de llegada de las transacciones no informadas, se define el vector $\psi = [\alpha\mu_t, 2\epsilon_t]^T$ para denotar las dos tasas de llegada, que son parámetros no observables tipo Poisson, como en el modelo estático, y que deben ser estimadas para cada día. Se aclara que la tasa (sin tendencia) estimada de llegada sigue un proceso bivariado autorregresivo.

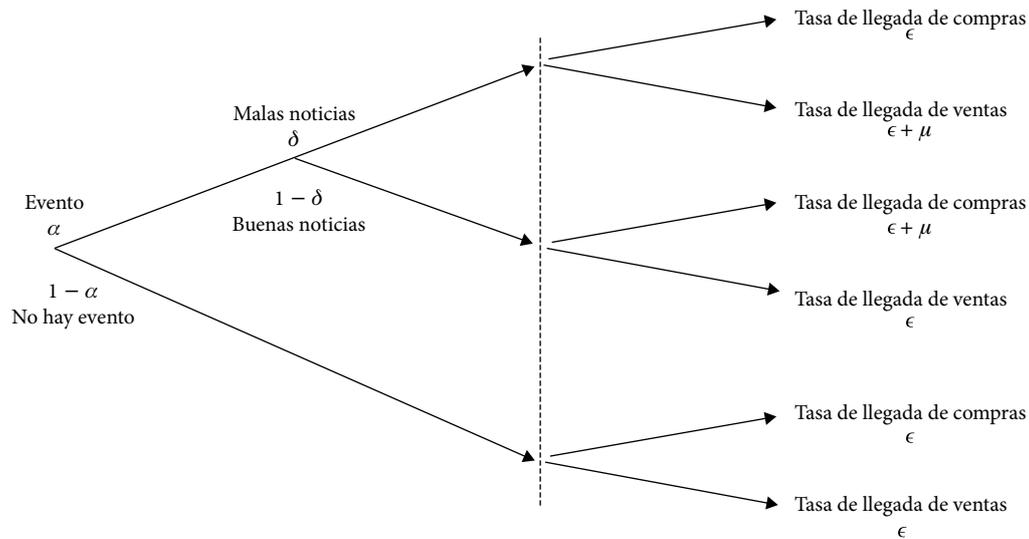


FIGURA 1. Diagrama secuencial del PIN estático (Easley *et al.*, 1996).

$$\tilde{\psi}_t = \omega + \sum_{k=1}^p \Phi_k^* \tilde{\psi}_{t-k} + \sum_{j=0}^{q-1} \Gamma_j \tilde{Z}_{t-j} \quad (3)$$

$$\text{Donde: } \Phi^* = \begin{cases} \Phi_k + \Gamma_{k-1} & \text{si } k \leq q \\ \Phi_k & \text{si } k > q \end{cases}$$

Y $\tilde{\psi}_t$ es el vector de predicción (sin tendencia) en t de la tasa de llegada en $t + 1$ y $Z_t = [|K_t|, TT_t - |K_t|]^T$ es el vector cuyo primer componente es el valor absoluto del desbalance de las transacciones $|K_t| = |S_t - B_t|$ y la segunda componente $TT_t - |K_t|$ corresponde a las transacciones balanceadas.

Para la estimación del modelo se usa $p = q = 1$

$$\psi_t = \omega \odot e^{gt} + \Phi[\psi_{t-1} \odot e^g] + \Gamma Z_t \quad (4)$$

Las variables a estimar en ψ_t se incorporan al modelo de probabilidad informada para, en simultáneo maximizar la función de verosimilitud para T .

$$\begin{aligned} \Pr[y_t = (B_t, S_t) \setminus F_{t-1}] = & \\ \alpha(1-\delta)e^{-(\mu_{t-1} + 2\varepsilon_{t-1})} & \\ \frac{(\mu_{t-1} + \varepsilon_{t-1})^{B_t} (\varepsilon_{t-1})^{S_t}}{B_t! S_t!} + & \\ \alpha \delta e^{-(\mu_{t-1} + 2\varepsilon_{t-1})} \frac{(\mu_{t-1} + \varepsilon_{t-1})^{S_t} (\varepsilon_{t-1})^{B_t}}{B_t! S_t!} + & \\ (1-\alpha)e^{-2\varepsilon_{t-1}} \frac{(\varepsilon_{t-1})^{B_t + S_t}}{B_t! S_t!} & \end{aligned} \quad (5)$$

Al igual que el PIN estático la solución de este sistema se encuentra mediante una estimación de máxima verosimilitud. Finalmente, la PIN dinámica estará definida por la ecuación:

$$\text{PIN} = \frac{\alpha \mu_t}{\alpha \mu_t + 2\varepsilon_t} \quad (6)$$

2.3. Relación teórica entre la asimetría de información en los mercados con los volúmenes transados, su capitalización de mercado y los rendimientos de los activos

La teoría de microestructura de mercado postula que el efecto de una transacción sobre los

precios está directamente relacionado con el contenido de información incorporado en ella (Hasbrouk, 1991a; Kyle, 1985). Esta predicción teórica ha sido sustentada por la evidencia presentada por Easley *et al.* (1997), Easley *et al.* (2002) y Easley *et al.* (2008) en acciones de Estados Unidos.

Diversos estudios han vinculado al PIN con los retornos en exceso en portafolio de acciones (Duarte y Young, 2009; Easley y O'Hara, 2004). Easley *et al.* (2002) afirman que el PIN tiene un efecto importante y significativo sobre los retornos de los activos, dado que los agentes del mercado demandan rendimientos extras para incorporar en su portafolio activos con mayor riesgo de información. Por otro lado, Kang (2010) encontró un efecto en el PIN y en su relación con los retornos.

En cuanto a la relación del PIN con el tamaño y actividad bursátil de las acciones, Hasbrouk (1991b) encuentra que hay mayor información contenida en las transacciones de las firmas pequeñas. Blume y Easley (2006) presentan evidencia de que PIN es menor para acciones con alto volumen de negociaciones. Ma, Hsieh y Chen (2007) hallan, para un grupo de acciones asiáticas, que las empresas de mayor tamaño tienen una mayor PIN, hecho que contraría los hallazgos de los dos estudios mencionados.

3. Datos

Para el cálculo de la probabilidad de transacciones informadas en los mercados latinoamericanos, se obtuvieron de Bloomberg datos intradiarios de negociación de acciones del Mercado de Valores de Argentina, la Bolsa de Valores de São Paulo, la Bolsa de Comercio de Santiago, la Bolsa de Valores de Colombia, la Bolsa de Valores de Lima y la Bolsa Mexicana de Valores, para el período de seis meses comprendido entre el 4 de agosto de 2010 y el 4 de marzo de 2011.

Se realizaron varios filtros para escoger aquellas acciones con suficientes transacciones para permitir una adecuada estimación de los modelos. Inicialmente se tomó el conjunto de acciones que durante el período de seis meses presentaron transacciones, esto arrojó un total de 1.073 acciones. Partiendo de allí, se escogieron las acciones que transaron con un prome-

dio diario de al menos USD 10.000. Para esto se dividió el volumen promedio de negociación diaria en la moneda local por la tasa de cambio listada del 18 de febrero de 2011. Esta depuración significó disminuir la muestra a 582 títulos. Teniendo en cuenta tal selección, se descargaron de Bloomberg los datos intradiarios *tick-by-tick* de las cotizaciones de oferta y demanda, así como los precios y volúmenes de cada transacción, durante cada jornada hábil en el período indicado. Finalmente, para evitar que el cálculo de la PIN dinámica fuera inestable, fue preciso seleccionar solo aquellas acciones que hubieran tenido transacciones durante el 90% de los días bursátiles de la muestra para cada país. Como resultado, la muestra disminuyó a 343 títulos que representan un 88% del volumen transado en los mercados estudiados. No obstante, la gran cantidad de títulos incluidos, es claro que el procedimiento de selección no fue aleatorio y, por lo tanto, los resultados reportados solo aplican a los activos de esta muestra. Sin embargo, dado que incluye la mayor parte del volumen transado en cada mercado, se considera que los resultados son muy representativos de los mercados accionarios estudiados. Los países con mayor participación de títulos dentro de la muestra fueron Brasil y México, seguidos por Chile, Colombia y Perú, y por último Argentina, como se indica en el cuadro 1.

CUADRO 1. Comparación entre la muestra final y la inicial

País	Acciones en muestra inicial	Acciones en muestra final	Volumen transado (%)
Argentina	20	12	70,52%
Brasil	391	176	88,63%
Chile	225	58	82,21%
Colombia	83	24	96,71%
México	157	52	79,19%
Perú	197	21	80,66%
Total	1073	343	88,47%

Cada transacción de la muestra se clasificó como una compra o una venta según su posición relativa con respecto a las cotizaciones vigentes y anteriores, siguiendo la metodología de Lee y Ready (1991), como es usual

en la literatura de PIN (por ejemplo, Easley *et al.*, 1996). Una vez clasificadas las transacciones, se calcularon para cada día el total de transacciones balanceadas, es decir, el menor entre el número de compras y ventas, $TT_t - |K_t|$, así como el número de transacciones desbalanceadas, como el valor absoluto de la diferencia entre compras y ventas $|K_t|$.

La PIN dinámica se estimó para cada acción de la muestra siguiendo la metodología de Easley *et al.* (2008), que proponen un modelo autorregresivo bivariado de las tasas de llegada de negociación informadas y desinformadas estimado por máxima verosimilitud. La implementación de dicha metodología se obtuvo por medio de un código desarrollado en *Matlab* para encontrar los parámetros que maximizan la función de verosimilitud propuesta por estos autores, a partir de 120.000 semillas para cada acción, con el objeto de garantizar que el resultado sea el máximo global y que su solución se encuentre dentro de la solución factible de la optimización (Yan y Zhang, 2010).

Como medidas de rentabilidad se calcularon los rendimientos diarios (r_t) estimados como el logaritmo natural de la razón entre los precios de cierre entre un día (P_t) y el anterior hábil (P_{t-1}):

$$r_t = \text{Ln} \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \quad (7)$$

El rendimiento intradiario (r_i) se calculó como el logaritmo natural entre el precio de cierre (P_{ci}) y el precio de apertura del mercado (P_{ai}) en un determinado día t .

$$r_i = \text{Ln} \left(\frac{P_{ci}}{P_{ai}} \right) \quad (8)$$

Como medida de actividad bursátil se utilizó el logaritmo natural del número de transacciones diarias.

$$\text{Ln}(OP) = \text{Ln} (\text{número diario de transacciones}) \quad (9)$$

4. Resultados

En el gráfico 1 se puede observar la distribución de frecuencia de las PIN diarias estimadas

para las acciones de los seis países latinoamericanos, seleccionados tal como se describe en la sección anterior. Resulta claro que son más frecuentes los valores bajos de PIN que los valores altos, esto es, que en la mayoría de días no se tiene una alta asimetría de la información. Los días de alta PIN son menos frecuentes, por lo que resulta particularmente interesante su estudio. Además, la forma de la distribución conduce también a utilizar métodos no paramétricos de análisis.

Es importante enfatizar que los resultados aquí presentados se refieren a la muestra de acciones para las cuales fue posible estimar la PIN dinámica, y que por ende excluye acciones poco transadas o no transadas en absoluto. En cualquier caso, como se anotó, la muestra comprende una gran parte de la actividad bursátil de cada uno de los mercados accionarios, lo que le otorga suficiente representatividad a los resultados.

4.1. Comportamiento de la PIN en Latinoamérica

4.1.1. Relación entre el PIN y el volumen transado

Utilizando métodos no paramétricos, se busca encontrar si existe un comportamiento diferente de la asimetría en la información entre las acciones con diferente volumen de negociación.

Para este fin se dividió la muestra en cuartiles y se realizaron pruebas de Kruskal-Wallis y de Mann-Whitney, siguiendo el procedimiento utilizado por Easley *et al.* (1996).

En el cuadro 2 se comprueba el comportamiento decreciente de la PIN en la medida en que las acciones presentan mayor volumen transado; de esta manera, las acciones pertenecientes al cuartil 1, es decir, aquellas con un menor volumen promedio transado, tienen estadísticamente un nivel promedio de asimetría menor que el cuartil 2. Esta relación continúa hasta el cuartil 4 cuyas acciones contienen un menor nivel de PIN.

Por lo tanto, en Latinoamérica es menor la proporción relativa de transacciones informadas en las acciones con mayor volumen transado, esto puede ser como consecuencia de una menor presencia de agentes informados o por una mayor participación de agentes que transan por liquidez. Asimismo, se concluye entonces que hay un mayor riesgo de asimetría en la información en las acciones menos transadas, lo cual es consistente en todos los países de la muestra. Dicho resultado está relacionado con los reportados por Stoll (2003), Lesmond (2005) y Barbedo *et al.* (2009, 2010) en Estados Unidos, en un conjunto de países emergentes, y en Brasil respectivamente, en el sentido de que la liquidez, uno de cuyos determinantes es la asi-

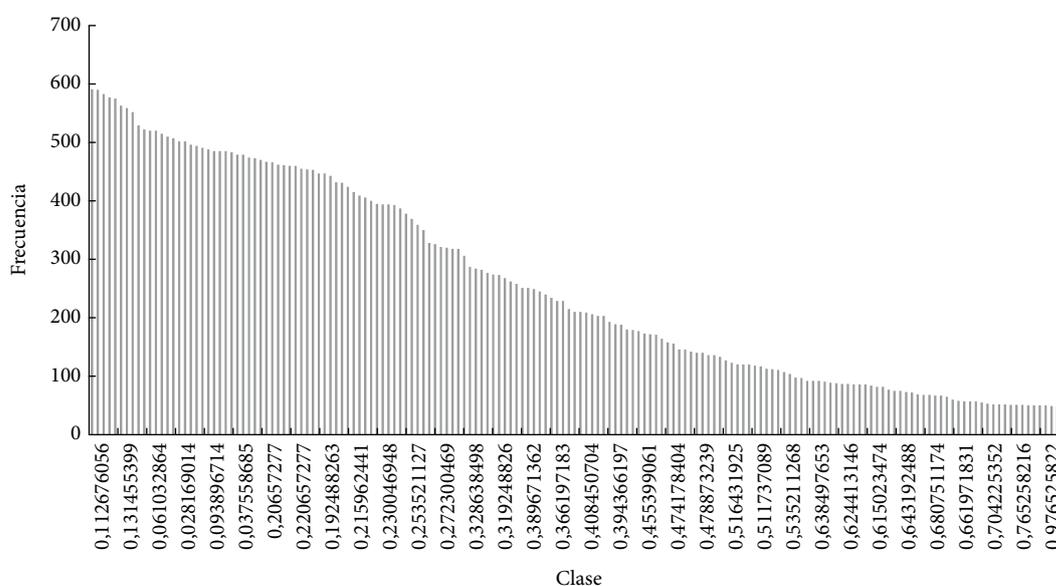


GRÁFICO 1. Histograma de PIN calculadas.

metría de la información, está directamente relacionada con el volumen transado.

CUADRO 2. Relación entre la PIN y el volumen transado

Datos por cuartiles por volumen transado				
Parámetro	Cuartil 1	Cuartil 2	Cuartil 3	Cuartil 4
Media	0,358	0,314	0,207	0,130
PIN Mediana	0,307	0,269	0,197	0,102
Desviación	0,240	0,214	0,198	0,127

Cuartil 1: acciones con menor volumen transado.

Cuartil 4: acciones con mayor volumen transado.

Test de Kruskal-Wallis		
Parámetro	Estadístico	Valor P
PIN	8,404.0	0,0001

Ho: los cuartiles tienen la misma distribución de probabilidad.

Test de Mann-Whitney						
Parámetro	Cuartil 1 con cuartil 2		Cuartil 2 con cuartil 3		Cuartil 3 con cuartil 4	
	Estadístico	Valor P	Estadístico	Valor P	Estadístico	Valor P
PIN	13,5	0	26,5	0	50,6	0

Ho: son iguales las medianas.

4.1.2. Relación entre el PIN y la capitalización de mercado

El cuadro 3 muestra cómo se relaciona la probabilidad de que haya transacciones informadas con el tamaño de la empresa. Tai *et al.* (2007) encontraron que en los mercados asiáticos las acciones de mayor capitalización de mercado presentan una mayor probabilidad de transacciones informadas, mientras que Easley *et al.* (1996) y Hasbrouck (1991a) hallaron una relación inversa para acciones de Estados Unidos.

En Latinoamérica se encuentra que hay mayor riesgo de asimetría en la información en las acciones con menor capitalización de mercado y esta relación es consistente para los cuatro cuartiles. Este resultado coincide con el reportado en los mercados de Estados Unidos por Stoll (2000) y Grullon, Kanatas y Weston (2004). Se considera, en general, que acciones más grandes, con mayor actividad bursátil y mayor visibilidad tienden a presentar una mayor liquidez, asociada a una menor asimetría de la información.

CUADRO 3. Relación entre el PIN y la capitalización de mercado

Datos por cuartiles por capitalización de mercado				
Parámetro	Cuartil 1	Cuartil 2	Cuartil 3	Cuartil 4
Media	0,345	0,304	0,240	0,166
PIN Mediana	0,292	0,256	0,184	0,124
Desviación	0,236	0,215	0,211	0,154

Cuartil 1: acciones con menor capitalización de mercado.

Cuartil 4: acciones con mayor capitalización de mercado.

Test de Kruskal-Wallis		
Parámetro	Estadístico	Valor P
PIN	5,126.0	0,0001

Ho: los cuartiles tienen la misma distribución de probabilidad.

Test de Mann-Whitney						
Parámetro	Cuartil 1 con cuartil 2		Cuartil 2 con cuartil 3		Cuartil 3 con cuartil 4	
	Estadístico	Valor P	Estadístico	Valor P	Estadístico	Valor P
PIN	12,8	0	26,0	0	25,9	0

Ho: son iguales las medianas.

4.1.3. Relación entre el PIN y el día de la semana

Además, se exploró la relación entre el día de la semana transado y el nivel de asimetría de información en el mercado (cuadro 4).

CUADRO 4. Relación entre el PIN y el día de la semana

Datos por día					
Parámetro	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
Media	0,276	0,270	0,256	0,261	0,265
PIN Mediana	0,220	0,209	0,201	0,206	0,209
Desviación	0,223	0,227	0,256	0,261	0,256

Test de Kruskal-Wallis		
Parámetro	Estadístico	Valor P
PIN	31,5	0,0001

Ho: los cuartiles tienen la misma distribución de probabilidad.

Test de Mann-Whitney										
	Lunes		Martes		Miércoles		Jueves		Viernes	
	Estadístico	Valor P								
Lunes	2,68	0,007	5,47	0,000	3,87	0,000	3,03	0,002		
			2,66	0,008	1,07	0,281	0,35	0,728		
Martes					-1,64	0,101	-2,34	0,019		
							-0,75	0,453		
Miércoles										
Jueves										

Ho: son iguales las medianas.

Nota: se compara fila con columna.

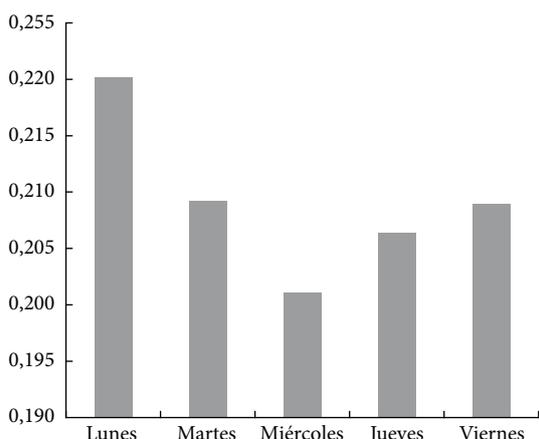


GRÁFICO 2. PIN por día de la semana

En el gráfico 2 se presenta evidencia de un patrón en U en Latinoamérica, con un valor muy alto el día lunes en el nivel de asimetría en la información y un menor valor el día miércoles. De manera similar, Subrahmanyam (2001) encontraron un patrón en U al analizar medidas de liquidez en Estados Unidos, las cuales, al menos en parte, son explicadas por asimetría de la información. Este resultado puede ser explicado en el sentido de que los agentes no informados que invierten de un día para otro tienden a evitar tomar posiciones largas durante el fin de semana, por los mayores riesgos que esto implica y, por ende, compran menos el viernes y venden menos el lunes, con lo cual se tiene una mayor asimetría de la información en ambos días.

4.1.4. Relación entre el PIN y el país

El cuadro 5 muestra los resultados de la comparación del comportamiento de la asimetría en la información entre los seis países estudiados. En el gráfico se pueden separar los países de la muestra entre grupos confirmados por el test de Mann-Whitney. Primero, hay dos países con alta PIN: Argentina y Perú, luego hay dos países con un nivel medio de PIN: Colombia y Chile. Por último, los dos países con menor PIN son México y Brasil. El cuadro 5 pone de presente que el resultado de PIN por países se explica en parte por las relaciones inversas entre PIN y volumen y PIN y capitalización de mercado, que ya fueron evidenciadas.

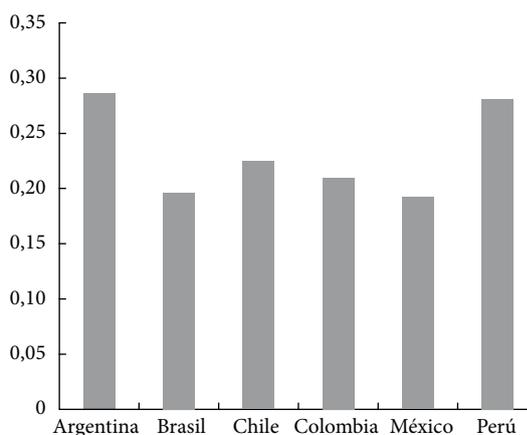


GRÁFICO 3. PIN por país

CUADRO 5. Relación entre el PIN y el país

Datos por país						
Parámetro	Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México	Perú
PIN						
Media	0,3275	0,2536	0,2803	0,2653	0,2423	0,3387
Mediana	0,2865	0,1964	0,2246	0,2100	0,1922	0,2811
Desviación	0,2164	0,2169	0,2192	0,2010	0,2015	0,2070
VST ^a	3.815,20	868.093,85	53.307,63	28.127,46	120.064,19	5.009,61
DMC ^b	63.909,79	1.171.625,01	341.798,88	208.501,74	454.345,26	103.347,48

^a Value of Share Trading US\$ Million - Federación Iberoamericana de Bolsas, 2011.

^b Domestic Market Capitalization US\$ Million - Federación Iberoamericana de Bolsas, 2011.

Test de Kruskal - Wallis		
Parámetro	Estadístico	Valor P
PIN	689,3	0,0001

Ho: los cuartiles tienen la misma distribución de probabilidad.

(Continúa)

CUADRO 5. Relación entre el PIN y el país (continuación)

		Test de Mann-Whitney					
		Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México	Perú
Argentina	Estadístico		15,18	9,14	10,05	15,77	0,16
	Valor P		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,8376
Brasil	Estadístico			-11,74	-6,31	1,21	-19,08
	Valor P			0,0000	0,0000	0,2258	0,0000
Chile	Estadístico				1,91	10,87	-11,02
	Valor P				0,0558	0,0000	0,0000
Colombia	Estadístico					6,83	-11,26
	Valor P					0,0000	0,0000
México	Estadístico						-18,67
	Valor P						0,0000

Ho: son iguales las medianas.

Nota: se compara fila con columna.

4.2. Comportamiento de los agentes

Los resultados de la estimación de la PIN dinámica permiten además de estimar el nivel de asimetría de información, de la acción día, estimar la dinámica de la actividad de los agentes informados y no informados que arriban al mercado. Específicamente, los coeficientes de la matriz $\Phi^* = \Phi + \Gamma$ de la ecuación 3 estiman la interdependencia serial entre las transacciones de los agentes informados y los no informados, entre el período $t - 1$ y t . El cuadro 6 muestra la mediana de los coeficientes y su respectivo intervalo de confianza del 95%, para la muestra completa de acciones para las que se estimó la PIN.

CUADRO 6. Coeficientes de la matriz Φ^*

Coeficiente	Coeficientes matriz FI		
	Mediana	LI 95%	LS 95%
$\Phi^* = 11$	0,4493	0,3951	0,4938
$\Phi^* = 12$	0,0278	0,0191	0,0384
$\Phi^* = 21$	0,1282	0,0854	0,1564
$\Phi^* = 22$	0,9890	0,9780	1,0077

El coeficiente Φ^*11 corresponde a la componente (1,1) de la matriz Φ^* y puede interpretarse como el pronóstico para el tiempo t de la tasa de llegada de transacciones informadas dada la información en $t - 1$ de la tasa de transacciones informadas. El coeficiente Φ^*21 corresponde a la componente (2,2) de la matriz Φ^* y se interpreta como el pronóstico en tiempo t de la tasa

de llegada de transacciones no informadas dado el pronóstico sobre dicha tasa de llegada en el tiempo $t - 1$. Ambos coeficientes presentan un significativo valor positivo que evidencia un importante comportamiento serial tanto en las transacciones informadas como en las no informadas. Este comportamiento también fue encontrado por Easley *et al.* (2008), quienes lo interpretaron como evidencia de efecto rebaño para el caso de los no informados. Para ambos agentes, este comportamiento puede deberse además a la partición de órdenes de gran tamaño en pequeños lotes a lo largo de varios días.

El coeficiente Φ^*21 muestra cómo se relaciona el pronóstico de las tasas de llegada de las transacciones de los agentes no informados, dado el pronóstico en $t - 1$ de la tasa de llegada de los agentes informados. Se encuentra un valor positivo pero no tan fuerte como en el caso de los coeficientes de la diagonal. Este resultado sugiere que los agentes no informados de cierta manera logran obtener con rezago de un día, algún grado de información incorporada en las transacciones del día anterior. En contraste, Easley *et al.* (2008) encontraron un valor negativo para este coeficiente, para las acciones evaluadas en Estados Unidos.

Por otro lado, el coeficiente Φ^*12 corresponde a la manera como se relacionan las tasas de llegada de los agentes informados, dado el pronóstico en $t - 1$ de la tasa de llegada de los

agentes no informados. Su valor positivo, pero cercano a cero, es consistente con la idea de que los agentes informados actúan de manera casi independiente al comportamiento de los agentes no informados, pero que están en mejores condiciones de transar para explotar su información en aquellos días donde se espera un mayor volumen de transacciones no informadas que les permita ocultar sus estrategias, como en el modelo de Kyle (1985).

El cuadro 7 muestra el test de Kruskal-Wallis realizado para los coeficientes de la matriz Φ^* con el fin de verificar si existe alguna diferencia en la dinámica de arribo de los agentes informados y no informados, dependiendo del cuartil de volumen transaccional, cuartil de capitalización de mercado de las acciones negociadas, o del país en el cual se transa.

De acuerdo con las pruebas efectuadas, solo existe evidencia de diferencias significativas de la componente Φ^*11 entre diversos países. Para los demás casos y componentes no se manifiestan diferencias significativas. Para indagar en

ese único caso, se realizó un test de pares de Mann-Whitney, cuyos resultados se indican en el cuadro 8. Se observa cómo Brasil presenta una menor autocorrelación en el arribo de los agentes informados que países como Chile, Colombia y Perú.

CUADRO 7. Test de Kruskal-Wallis sobre coeficientes de la matriz Φ^*

Test de Kruskal-Wallis			
Parámetro		Estadístico	Valor P
$\Phi^* = 11$	Volumen	5,38	0,1453
	Capitalización	4,14	0,2472
	País	24,92	0,0001
$\Phi^* = 12$	Volumen	1,58	0,6649
	Capitalización	2,63	0,4521
	País	2,49	0,7788
$\Phi^* = 21$	Volumen	3,33	0,3438
	Capitalización	5,60	0,1148
	País	2,48	0,7793
$\Phi^* = 22$	Volumen	4,57	0,2062
	Capitalización	3,47	0,3251
	País	4,31	0,5060

CUADRO 8. Test de Mann-Whitney para Φ^*11 por país

		Test de Mann-Whitney					
		Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México	Perú
Argentina	Estadístico		0,194	-2,347	-1,812	-0,688	-1,946
	Valor P		0,8466	0,0189	0,0700	0,4914	0,0517
Brasil	Estadístico			-4,277	-2,059	-1,523	-2,566
	Valor P			0,0000	0,0395	0,1278	0,0103
Chile	Estadístico				1,135	2,429	0,255
	Valor P				0,2564	0,0151	0,7989
Colombia	Estadístico					1,039	-0,484
	Valor P					0,2987	0,6285
México	Estadístico						-1,668
	Valor P						0,0954

País	Coficiente	Mediana	LI 95%	LS 95%
Argentina	$\Phi^* = 11$	0,4231	0,1655	0,4933
Brasil	$\Phi^* = 11$	0,3470	0,2398	0,4538
Chile	$\Phi^* = 11$	0,6440	0,4335	0,7001
Colombia	$\Phi^* = 11$	0,5083	0,4019	0,6028
México	$\Phi^* = 11$	0,4328	0,2888	0,5663
Perú	$\Phi^* = 11$	0,5453	0,3915	0,7540

Mediana por país.

El gráfico 4 muestra la mediana de los diferentes coeficientes de la matriz Φ^* reflejando la única diferencia que existe en el comportamiento de los agentes entre los países de Latinoamérica que corresponde al comportamiento serial de los agentes informados, mientras que las demás relaciones son bastante similares entre los diferentes países.

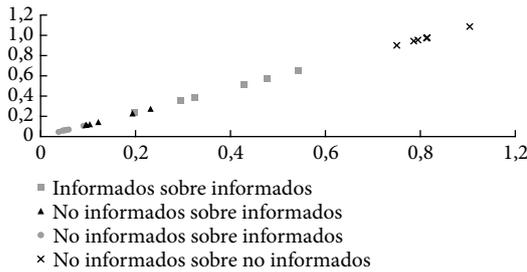


GRÁFICO 4. Coeficientes de la matriz Φ^* por país

4.3. Relación entre la asimetría en la información y los rendimientos

Para poner a prueba la hipótesis de que la asimetría de información detectada con el modelo PIN dinámico efectivamente mueve los precios de las acciones, se define la variable PIN con signo, a la que se le asigna un signo positivo (negativo), si el desbalance de órdenes es positivo (negativo), es decir, si el número de compras en el día es mayor (menor) que el número de ventas y por lo tanto la información dominante es probablemente positiva (negativa). La incorporación del signo del desbalance de órdenes para asociar al PIN con los rendimientos, tiene fundamento en Chordia, Roll y Subrahmanyam (2002), quienes presentan evidencia de una relación positiva entre el desbalance de

órdenes y los rendimientos. De esta manera, en la medida en que el desbalance de órdenes refleja la presencia de agentes informados, una PIN con signo positivo debe estar asociada a un aumento del precio de la acción, y una PIN negativa debe asociarse a una disminución del precio del activo.

En el cuadro 9 se muestran las especificaciones alternativas de los modelos de panel de datos con efectos fijos utilizados en el análisis de la relación entre la probabilidad de transacciones informadas con dirección y los rendimientos. Estos modelos incluyen corrección por heterocedasticidad y efectos cruzados entre residuales¹. Los modelos 1.1 y 2.1 indagaron por la relación entre la PIN dinámica con signo y los rendimientos diarios e intradiarios de las acciones. Los modelos 1.2 y 2.2 exploran por dicha relación en cada país. Por otro lado, en los modelos 1.3 y 2.3 se incorporan variables de PIN dinámica con signo rezagado por país para investigar algún grado de persistencia y, por ende, de predictibilidad, del efecto de la PIN con signo sobre los rendimientos.

Como variables de control se emplearon el rendimiento del índice de cada país y la variación porcentual en la tasa de cambio respectiva, entregando coeficientes significativos, positivos y negativos respectivamente, como se puede observar en el cuadro 10. La relación positiva

1 Para determinar la correcta especificación del modelo se realizaron las pruebas de Breush y Pagan para examinar si existen efectos aleatorios, la prueba Hausman para eficiencia de efectos fijos, la prueba de Wooldridge para autocorrelación, la prueba modificada de Wald para heterocedasticidad y el test Breush Pagan LM para interdependencia.

CUADRO 9. Especificación de modelos de panel de datos que relacionan rendimientos con PIN

Modelo	Especificación
1.1	$r_t = \beta_{10} + \beta_1(\text{signo})PIN_t + \beta_2\text{índice} + \beta_3\text{tasa de cambio} + \mu_{it}$
1.2	$r_t = \beta_{10} + \sum_{j=1}^6 D_{1j}(\text{signo})PIN_t + \beta_2\text{índice} + \beta_3\text{tasa de cambio} + \mu_{it}, j = \text{país}$
1.3	$r_t = \beta_{10} + \sum_{j=1}^6 D_{1j}(\text{signo})PIN_t + \sum_{j=1}^6 D_{2j}(\text{signo})PIN_{t-1} + \beta_3\text{índice} + \beta_4\text{tasa de cambio} + \mu_{it}, j = \text{país}$
2.1	$r_t = \beta_{10} + \beta_1(\text{signo})PIN_t + \beta_2\text{índice} + \beta_3\text{tasa de cambio} + \mu_{it}$
2.2	$r_t = \beta_{10} + \sum_{j=1}^6 D_{1j}(\text{signo})PIN_t + \beta_2\text{índice} + \beta_3\text{tasa de cambio} + \mu_{it}, j = \text{país}$
2.3	$r_t = \beta_{10} + \sum_{j=1}^6 D_{1j}(\text{signo})PIN_t + \sum_{j=1}^6 D_{2j}(\text{signo})PIN_{t-1} + \beta_3\text{índice} + \beta_4\text{tasa de cambio} + \mu_{it}, j = \text{país}$

CUADRO 10. Relación de la PIN con rendimientos

Parámetro	Rendimiento diario			Rendimiento intradiario		
	Modelo 1.1	Modelo 1.2	Modelo 1.3	Modelo 2.1	Modelo 2.2	Modelo 2.3
Pinsign	0,0122 ***			0,0098 ***		
Índice	0,1233 ***	0,1274 ***	0,1357 ***	0,0846 ***	0,08998 ***	0,0954 ***
Tasa de cambio	-0,4121***	-0,4023 ***	-0,4008 ***	-0,2305 ***	-0,2191 ***	-0,2239 ***
Pinsigncolombia		0,0113 ***	0,0120 ***		0,0071 ***	0,0073 ***
Pinsignperú		0,0072 ***	0,0083***		0,0048 ***	0,0056 ***
Pinsignchile		0,0022 *	0,0028 *		0,0009	0,0018
Pinsignmexico		0,0116***	0,0133***		0,0094 ***	0,01051 ***
Pinsignbrasil		0,0156 ***	0,0165 ***		0,0136 ***	0,0142 ***
Pinsignargentina		0,0215***	0,0203***		0,0168 ***	0,0158 ***
L.pinsigncolombia			-0,001			0,0002
L.pinsignperú			-0,0039 **			-0,0020 **
L.pinsignchile			-0,0018			-0,0021 *
L.pinsignmexico			-0,0047 ***			-0,0027 ***
L.pinsignbrasil			-0,0044***			-0,0019 ***
L.pinsignargentina			0,0049 ***			0,0053***

*Significancia al 90%, **Significancia al 95%, ***Significancia al 99%.

esperada entre el rendimiento del índice y los rendimientos de las acciones de la muestra es positiva debido a que captura de alguna manera el riesgo sistémico. Por su parte, el signo de la relación entre los rendimientos de la muestra y la variación en el tipo de cambio es negativo, consistente con los efectos de recomposición de portafolio citados en la literatura.

Como se observa en los modelos 1.1 y 2.1, en Latinoamérica existe una relación positiva significativa entre la asimetría de la información de las negociaciones en bolsa y el rendimiento de los activos negociados. Este efecto está presente tanto al emplear rendimientos diarios como intradiarios². Utilizando los resultados de los

modelos 1.2 y 2.2., los gráficos 5 y 6 representan el efecto de la PIN dinámica sobre el rendimiento diario e intradiario para cada país estudiado, con su respectivo intervalo de confianza del 95%.

Se observa que el efecto de la asimetría de la información sobre el rendimiento diario es significativo para todos los países al 10%, así como el efecto sobre el rendimiento intradiario con la sola excepción de Chile.

Las gráficos 5 y 6 sugieren que existen tres grupos para el efecto de la información asimétrica sobre los precios. Primero, en Argentina, donde se evidencia un mayor efecto. Con un resultado moderado estarían Brasil, Colombia, México y Perú. Finalmente, Chile muestra un menor efecto de la asimetría de la información sobre los rendimientos.

Para dar una idea de la magnitud de la relación, tomamos el coeficiente del efecto de la PIN con signo sobre el rendimiento diario en Argentina, de 0,0215, que se traduce en que un 1% adicional en la probabilidad de que las transacciones informadas se den en la dirección de compra (venta), implica en promedio un

ticamente significativa entre el coeficiente de (*signo*) PIN_t para acciones con y sin ADRs.

2 Por sugerencia de uno de los evaluadores, se exploró el posible efecto diferencial del PIN en los rendimientos entre acciones con y sin ADRs (American Depository Receipts). En principio, las acciones con ADRs, al tratarse en general de empresas mayores, más líquidas y con mejores estándares de gobierno corporativo, presentarían un menor efecto de la PIN sobre los rendimientos, comparado con el de las demás empresas. Para explorarlo se estimaron versiones modificadas de los modelos 1.1. y 2.1 reemplazando la variable (*signo*) PIN_t por dos variables (*signo*) $PIN_t(ADR)$ y (*signo*) $PIN_t(no ADR)$. Se exploraron tres posibles formas de identificar las acciones con ADR: tomando solo los tipo III, y II y tipo III, o todos, incluyendo los tipo I. Los resultados, no reportados aquí, no presentan en ninguno de los casos una diferencia estadís-

adicional 0,021% (-0,021%) en el rendimiento diario del activo, equivalente a 5,4% anual continuo. Por otro lado, en Chile esta variación en el rendimiento adicional anual se reduce a 0,7%, mientras que en un país con nivel intermedio como México, estaría por el orden del 3,3% anual continuo.

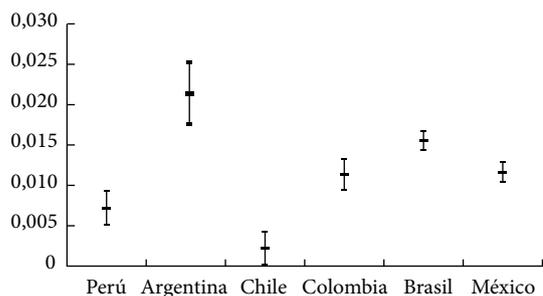


GRÁFICO 5. Intervalo de confianza del 95% para coeficientes que relacionan PIN con rendimiento diario

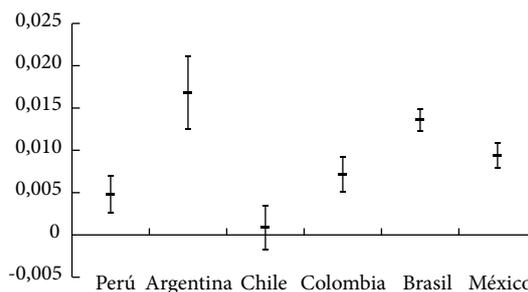


GRÁFICO 6. Intervalo de confianza del 95% para coeficientes que relacionan PIN con rendimiento intradiario

Los cuadros 11 y 12 muestran los efectos sobre los rendimientos diarios e intradiarios frente a cambios en diferentes niveles de PIN para varios percentiles. A manera de ejemplo se puede observar cómo un incremento de la PIN del percentil 10 (0,0039) al percentil 90 (0,582)

CUADRO 11. Efecto de cambios en la PIN sobre los rendimientos diarios en Latinoamérica

	Percentil 5	Percentil 10	Percentil 20	Percentil 30	Percentil 40	Percentil 50	Percentil 60	Percentil 70	Percentil 80	Percentil 90	Percentil 95
PIN	0,018898400	0,039127624	0,08188608	0,120614275	0,163438178	0,209367610	0,262039105	0,330334083	0,423915273	0,581543070	0,729225468
Percentil 5	0,019 0	0,000247940	0,000772009	0,001246681	0,001771552	0,002334486	0,002980054	0,003817111	0,004964089	0,006896054	0,008706124
Percentil 10	0,039	0	0,000524069	0,000998741	0,001523612	0,002086546	0,002732115	0,003569172	0,004716150	0,006648115	0,008458184
Percentil 20	0,082		0	0,000473665	0,000998536	0,001561471	0,002207039	0,003044096	0,004191074	0,006123039	0,007933108
Percentil 30	0,121			0	0,000524871	0,001087805	0,001733373	0,002570431	0,003717409	0,005649374	0,007459443
Percentil 40	0,163				0	0,000561834	0,001207402	0,002044460	0,003191437	0,005123403	0,006933472
Percentil 50	0,209					0	0,000645568	0,001482626	0,002629603	0,004561569	0,006371638
Percentil 60	0,262						0	0,000836459	0,001983437	0,003915402	0,005725472
Percentil 70	0,330							0	0,001146978	0,003078943	0,004889012
Percentil 80	0,424								0	0,001930894	0,003740963
Percentil 90	0,582									0	0,001809277
Percentil 95	0,729										0

CUADRO 12. Efecto de cambios en la PIN sobre los rendimientos intradiarios en Latinoamérica

	Percentil 5	Percentil 10	Percentil 20	Percentil 30	Percentil 40	Percentil 50	Percentil 60	Percentil 70	Percentil 80	Percentil 90	Percentil 95
PIN	0,018898400	0,039127624	0,08188608	0,120614275	0,163438178	0,209367610	0,262039105	0,330334083	0,423915273	0,581543070	0,729225468
Percentil 5	0,019 0	0,000198331	0,000617544	0,000997243	0,001417097	0,001867398	0,002383800	0,003053378	0,003970866	0,005516281	0,006964189
Percentil 10	0,039 0	0	0,000419213	0,000798911	0,001218766	0,001669067	0,002185469	0,002855046	0,003772535	0,005317950	0,006765857
Percentil 20	0,082 0	0	0	0,000378894	0,000798748	0,001249049	0,001765451	0,002435029	0,003352517	0,004897932	0,006345839
Percentil 30	0,121 0	0	0	0	0,000419854	0,000870155	0,001386557	0,002056135	0,002973624	0,004519038	0,005966946
Percentil 40	0,164 0	0	0	0	0	0,000449421	0,000965823	0,001635401	0,002552890	0,004098304	0,005546212
Percentil 50	0,209 0	0	0	0	0	0	0,000516402	0,001185980	0,002103468	0,003648883	0,005096790
Percentil 60	0,262 0	0	0	0	0	0	0	0,000669099	0,001586588	0,003132002	0,004579910
Percentil 70	0,330 0	0	0	0	0	0	0	0	0,000917489	0,002462903	0,003910811
Percentil 80	0,424 0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,001544558	0,002992465
Percentil 90	0,582 0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,001447274
Percentil 95	0,730 0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

se asocia con un incremento en los rendimientos diarios del 0,689% o de un 0,532% intradiario.

También se evaluó si existía una relación de persistencia en el efecto de la PIN direccional sobre los rendimientos y, por ende, si ofrece alguna posibilidad de pronóstico. Como se observa en los modelos 1.3 y 2.3 del cuadro 10, el coeficiente de la PIN direccional rezagada es negativo, en Brasil, Chile (solo en 2.3), México y Perú, implicando un efecto de reversión del efecto de la PIN direccional sobre el rendimiento. En Colombia el efecto no es significativo mientras que en Argentina existe, por el contrario, un reforzamiento del efecto mismo.

Si se considera, acorde con Duarte y Young (2009), el efecto del PIN sobre los rendimientos compuesto de dos partes, uno temporal atribuible a la liquidez y otro permanente asociado con la información, la reversión presente en cuatro países puede interpretarse como la corrección de la componente temporal en los rendimientos. La diferencia entre los coeficientes de la PIN direccional contemporánea y el rezagado sirve como estimación del efecto permanente de la asimetría de la información en los precios, como se resume en el cuadro 13.

El gráfico 7 muestra este proceso de reversión del efecto de la asimetría de la información sobre el precio de las acciones para los diferentes países, partiendo de un precio normalizado en 1,0.

El único patrón de persistencia lo presenta Argentina. En dicho mercado accionario la información tarda al menos dos días en incorporarse en los precios, sugiriendo algún grado de ineficiencia de mercado de la forma débil. En concreto, si los agentes en el mercado observan

un predominio de compras sobre ventas en un determinado día, implicando una probabilidad importante de información positiva, podrían comprar al cierre de ese día con la expectativa de que al siguiente el rendimiento sea positivo en expectativa. Sin embargo, es incierto si esta estrategia sería rentable después de tener en cuenta los costos de transacción, y si esta rentabilidad es conmensurada con el riesgo involucrado.

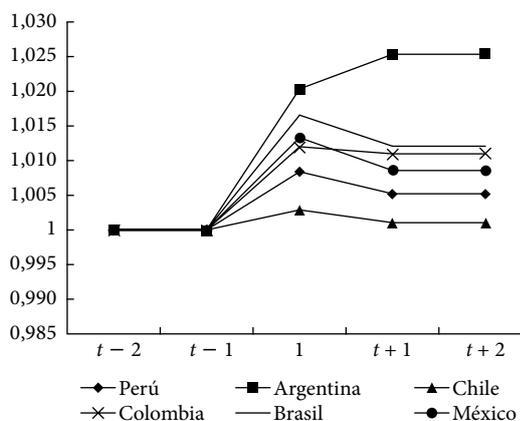


GRÁFICO 7. Efecto de la asimetría en la información sobre los precios

5. Conclusiones

El presente artículo contribuye a la literatura de finanzas internacionales y de microestructura de mercado al estimar el modelo PIN dinámico (Easley *et al.*, 2008), en las acciones de un grupo de seis países emergentes. Por un lado, se evidencia la importancia de la asimetría de la información y su efecto en la formación de precios en dichos mercados y, por otro, se encuentran diferencias sustanciales en dicho aspecto

CUADRO 13. Efecto permanente de la PIN sobre el rendimiento

País	Rendimiento diario			Rendimiento intradiario		
	Efecto total	Efecto transitorio	Efecto permanente	Efecto total	Efecto transitorio	Efecto permanente
Perú	0,0083859***	-0,0031579**	0,005228	0,005602***	-0,0020432**	0,007645
Argentina	0,0203526***	0,0049785***	0,0253311	0,015826***	0,0052895***	0,0105367
Chile	0,0028856 *	-0,0018349	0,0010507	0,001807	-0,0021395*	0,0039464
Colombia	0,0120057***	-0,0010208	0,0109849	0,007351***	0,0002252	0,0071259
Brasil	0,0165487***	-0,0044789***	0,0120698	0,01426***	-0,0019225***	0,0161828
México	0,0133157***	-0,0047498***	0,0085659	0,010519***	-0,0027596***	0,0132785

*Significancia al 90%, **Significancia al 95%, ***Significancia al 99%.

en los distintos países. En particular, se encontró que Argentina y Perú presentan los mayores niveles de PIN, mientras que Brasil y México los menores. Esto podría ser un indicador del grado de desarrollo de los mercados, entendidos como volumen transado y capitalización de mercados.

La distribución transversal del PIN dinámico evidencia que existe una relación entre el nivel de transacciones con información y el tamaño de la empresa de la acción que es negociada, de tal manera que las acciones con mayor capitalización de mercado poseen menor riesgo de transacciones informadas. También se evidenció una relación entre el volumen de transacción y el riesgo de asimetría en la información. Las acciones con menor volumen transado tienen una mayor probabilidad de transacciones informadas. Las relaciones anteriores son consistentes con los resultados de Easley *et al.* (1996).

Por otra parte, la distribución temporal del PIN dinámico permitió encontrar un efecto día de la semana en el nivel de asimetría en la información en los mercados latinoamericanos. De acuerdo con los resultados, existe un patrón en U similar al hallado por Subrahmanyam (2001) para la liquidez. En concreto, en Latinoamérica los días lunes se presenta en promedio un nivel mayor de probabilidad de transacciones informadas y un menor nivel el día miércoles.

Ahora bien, la estimación del modelo de PIN dinámico permite estudiar la dependencia temporal de la tasa de llegada de agentes informados y no informados. En específico se halló evidencia de una importante persistencia de un día a otro en la tasa de llegada de los agentes no informados, que corresponde con el efecto de rebaño reportado por Easley *et al.* (2008). También se encontró persistencia de un día a otro en la tasa de llegada de los agentes informados, aunque de menor magnitud, y que puede ser interpretada como efecto rebaño, o un uso gradual de la información entre varios días. Este comportamiento es particularmente alto en Chile, y menor en Brasil.

La definición de la variable PIN dinámica con signo, permitió descubrir evidencia de una relación directa entre el nivel de asimetría de información y los rendimientos esperados en el activo con periodicidad diaria, resultado que

verifica empíricamente, en el corto plazo y en diferentes mercados, los resultados localizados en largos períodos de tiempo por Easley *et al.*, (2002); y corresponde con las predicciones teóricas de los modelos de Kyle (1985) y Glosten y Milgrom (1985). Sin embargo, este efecto es revertido parcialmente al día siguiente, presumiblemente por efectos de liquidez, con lo cual el efecto total permanente es menor pero aún significativo.

Finalmente, se propone para futuros estudios evaluar el comportamiento de la PIN dinámica frente a anuncios macroeconómicos, sectoriales o empresariales en Latinoamérica, y el efecto de dicha medida sobre la liquidez de las acciones individuales. De igual manera, siguiendo la línea de los estudios hechos por Cruces y Kawamura (2005) y Barbedo *et al.* (2009, 2010), se podría evaluar con la PIN dinámica la relación entre el nivel de transacciones informadas y la calidad del gobierno corporativo, y así otorgarle a los reguladores fundamentos para aumentar la transparencia en los mercados tal y como lo propone Dolgoplov (2012). También, usando la metodología de Tay, Ting, Tse y Warachka (2009) se pueden evaluar las relaciones entre asimetría de información, rendimientos y liquidez intradiaria.

Edwin Villarraga

Es director financiero de Bienes & Bienes S. A., magíster en Finanzas de la Universidad Eafit, Medellín, Colombia. Ingeniero administrador de la Universidad Nacional de Colombia. Sus áreas de interés en investigación son los mercados financieros, las finanzas corporativas y la valoración de activos.

Santiago Giraldo

Es jefe de Planeación Financiera de Incolmotos Yamaha S. A., magíster en Finanzas de la Universidad Eafit, Medellín, Colombia. Ingeniero civil de la Escuela de Ingeniería de Antioquia. Sus áreas de interés en investigación son las estrategias de *trading*, las finanzas internacionales y las finanzas corporativas.

Diego A. Agudelo

Es profesor titular y coordinador del Grupo de Investigación en Finanzas y Banca de la Universidad Eafit, Medellín, Colombia. Ph. D. en Finanzas, Indiana University, Bloomington, Estados Unidos y MBA de la Universidad Eafit. Sus principales áreas de interés en la investigación son los mercados financieros, las finanzas internacionales y la microestructura de mercados.

Referencias

- Bagehot, W. (1971). The only game in town. *Financial Analyst Journal*, 27, (12) 14-22.
- Barbedo, C., Silva, E., & Leal, R. (2009). Probabilidade de informação privilegiada no mercado de ações, liquidez intra-diária e níveis de governança corporativa. *Revista Brasileira de Economia*, 63, 102-156.
- Barbedo, C., Silva, E., & Leal, R. (2010). Premium listing segments and information based trading in Brazil. *Academia, Revista Latinoamericana de Administración*, 45, 1-19.
- Bekaert, G., & Harvey, C. (2003). Emerging markets finance. *Journal of Empirical Finance*, 10, 3-55.
- Bloomberg. www.bloomberg.com/markets/funds/country/argentina.
- Blume, L., & Easley, D. (2006). If you're so smart, why aren't you rich: Belief selection in complete and incomplete markets. *Econometrica*, 74, 929-966.
- Bolsa de Comercio de Santiago. www.bolsadesantiago.com.
- Bolsa de Valores de Colombia. www.bvc.com.co.
- Bolsa de Valores de Lima. www.bvl.com.pe.
- Bolsa de Valores de São Paulo. www.bmfbovespa.com.br.
- Bolsa Mexicana de Valores. www.bmv.com.mx.
- Chordia, T. R., Roll, & Subrahmanyam, A. (2002). Order imbalance, liquidity, and market returns. *Journal of Financial Economics*, 65, 111-130.
- Cruces, J., & Kawamura, E. (2005). Insider trading and corporate governance in America Latina. Inter-American Development Bank, Research Department Series. *Working Paper*, 3206.
- Copeland, T., & Galai, D. (1983). Information effects on the bid-ask spread. *Journal of Finance*, 38, 1453-1469.
- De Jong, F., & Rindi, B., (2009). *The microstructure of financial markets*. Cambridge: University Press.
- Dolgoplov, S. (2012). Insider trading, informed trading, and market making: Liquidity of securities markets in the zero-sum game. *William & Mary Business Law Review*, 3(1), 1-57. Disponible en <http://scholarship.law.wm.edu/wmblr/vol3/iss1/2>.
- Duarte, J., & Young, L. (2009). Why is PIN priced? *Journal of Financial Economics*, 91, 119-138.
- Easley, D., & O'Hara, M. (1992). Time and the process of security price adjustment. *Journal of Finance*, 47, 577-605.
- Easley, D., Kiefer, N., O'Hara, M., & Paperman, J. (1996). Liquidity, information, and infrequently traded stocks. *Journal of Finance*, 51, 1405-1436.
- Easley, D., Kiefer, N., & O'Hara, M. (1997). One day in the life of a very common stock. *The Review of Financial Studies*, 10, 805-835.
- Easley, D., Hvidkjaer, S., & O'Hara, M. (2002). Is information risk a determinant of asset returns? *Journal of Finance*, 57, 2185-2221.
- Easley, D., & O'Hara, M. (2004). Information and the cost of capital. *Journal of Finance*, 59, 1553-1583.
- Easley, D., Engle, R. F., O'Hara, M., & Wu, L. (2008). Time-varying arrival rates of informed and uninformed trades. *Journal of Financial Econometrics*, 6, 171-207.
- Federación Iberoamericana de Bolsas (2011). *Anuario estadístico*.
- Glosten, L., & Milgrom, P. (1985). Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders. *Journal of Financial Economics*, 14, 71-100.
- Grullon, G., Kanatas, G., & Weston, J. (2004). Advertising, breadth of ownership, and liquidity. *The Review of Financial Studies*, 17, 439-461.
- Harris, L. (2003). *Trading & Exchanges - Market microstructure for practitioners*. Oxford: University Press.
- Hasbrouck, J. (1991a). Measuring the information content of stock trades. *Journal of Finance*, 46, 179-207.
- Hasbrouck, J. (1991b). The summary informativeness of stock trades: An econometric analysis. *The Review of Financial Studies*, 4, 571-595.
- Hasbrouck, J. (2007). *Empirical market microstructure the institutions, economics, and econometrics of securities trading*. Oxford: University Press.
- Kang, M. (2010). Probability of information-based trading and the January effect. *Journal of Banking and Finance*, 34, 2985-2994.

- Kyle, A. (1985). Continuous auctions and insider trading. *Econometrica*, 53, 1315-1336.
- Lee, Ch., & Ready, M. (1991). Inferring trade direction from intraday data. *Journal of Finance*, 46, 733-746.
- Lei, Q., & Wu, G. (2005). Time-varying informed and uninformed trading activities. *Journal of Financial Markets*, 8, 153-181.
- Lesmond, D. (2005). Liquidity of emerging markets. *Journal of Financial Economics*, 77, 411-452.
- Ma, T., Hsieh, M., & Chen, J. (2007). The probability of informed trading and the performance of stock in an order-driven market. *Asian-Pacific Journal of Financial Studies*, 36, 871-896.
- Madhavan, A. (2002). Market microstructure: A practitioner's guide. *Financial Analysts Journal*, 58, 28-42.
- O'Hara, M. (1997). *Market microstructure theory*. Wiley.
- Stoll, H. (2000). Friction. *The Journal of Finance*, 55, 1479-1514.
- Stoll, H. (2003). Market microstructure. En G. M. Constantinides, M. Harris, & R. M. Stulz (Eds.), *Handbook of the Economics of Finance* (vol. 1, pp. 553-604). Elsevier.
- Subrahmanyam, A. (2001). Market liquidity and trading activity. *The Journal of Finance*, 56-2, 501-530.
- Tai, M., Minh-Hua, H., & Jang-Hu, C. (2007). The probability of informed trading and the performance of stock in an order-driven market. *Asian-Pacific Journal of Financial Studies*, 36, 871-896.
- Tay, A., Ting, C., Tse, Y., & Warachka, M. (2009). Using high-frequency transaction data to estimate the probability of informed trading. *Journal of Financial Econometrics*, 7, 288-311.
- Yan, Y., & Zhang, S. (2010). An improved estimation method and empirical properties of the probability of informed trading. *Working Paper*. Disponible en: SSRN:<http://ssrn.com/abstract=890486>.

RECEPCIÓN DEL ARTÍCULO: 13/01/2012

ENVÍO EVALUACIÓN A AUTORES: 11/05/2012

RECEPCIÓN DE CORRECCIONES: 22/05/2012

ACEPTACIÓN DEL ARTÍCULO: 7/06/2012