

No. 12-19

2012



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

*Edwin Villarraga
Santiago Giraldo
Diego Agudelo*

Documentos de trabajo

Economía y Finanzas

Centro de Investigaciones Económicas y Financieras (CIEF)



**UNIVERSIDAD
EAFIT**
Abierta al mundo

ASIMETRIA EN LA INFORMACIÓN Y SU EFECTO EN LOS RENDIMIENTOS EN LOS MERCADOS ACCIONARIOS LATINOAMERICANOS

RESUMEN

En este estudio se estima la probabilidad de transacciones informadas 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 6 principales mercados latinoamericanos, constituyéndose en el primer estudio en evaluar la dinámica de la asimetría de la información en los mercados 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.

JEL: G10, G15, G19

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

INFORMATION ASSYMETRY EFFECTS ON LATIN AMERICAN STOCK MARKETS.

ABSTRACT

We estimate the probability of informed transactions and its effects on daily and intraday returns in Latin America. Calculating the probability of dynamic informed trading (Easley, Engle, O'Hara, and Wu, 2008) in a daily basis, as a measure of the level of informed trades, we study whether this is related with trading volumes and market capitalization in Latin American stocks. Additionally, we test for a short-term relation between the probability of informed trades and returns. 343 actions were evaluated in the 6 largest Latin American markets, becoming the first study in assessing the dynamics of asymmetric information in the stock markets in the region. 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.

JEL: *G10, G15, G19*

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

I. 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 Jung 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 Copelan y Galai (1983) y 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), posteriormente Easley y O'Hara (1992), Easley, Kiefer, O'Hara y Paperman (1996), y Easley, Kiefer y O'Hara (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 sus siglas en inglés: Probability of Informed trading). El modelo del 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, un PIN alto 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 periodo de estimación son constantes. En estos estudios, el PIN estático ha sido calculado para periodos trimestrales o superiores, ignorando la dinámica diaria de las tasas de llegada de las transacciones (Easley, Engle, O'Hara y Wu, 2008).

Easley, Engle, O'Hara y Wu (2008), de aquí en adelante EEOW (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, éste 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, 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, México y Chile 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 existe antecedentes de utilización del PIN en el estudio realizado por Cruces y Kawamura (2005) quienes estiman el PIN estático para varios países de Latinoamérica, y asocian su variabilidad, en un modelo transversal, a la calidad del gobierno corporativo en cada país. Barbedo, Silva y Leal (2009 y 2010), estudian la relación entre el 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 el 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 el PIN dinámico 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 documento se organiza de la siguiente manera. En la sección II se resumen los aspectos generales de los modelos de PIN estático y dinámico, respectivamente, 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 III se describen las series de datos y variables utilizadas. La sección IV contiene los resultados encontrados para los mercados de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. En la sección V se presentan las conclusiones.

II. ANTECEDENTES

a) Probabilidad estática de transacciones informadas

Easley y O'Hara (1992), Easley, Kiefer, O'Hara y Paperman (1996), y Easley, Kiefer y O'Hara (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 racionalmente 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, respectivamente. 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:

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

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

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

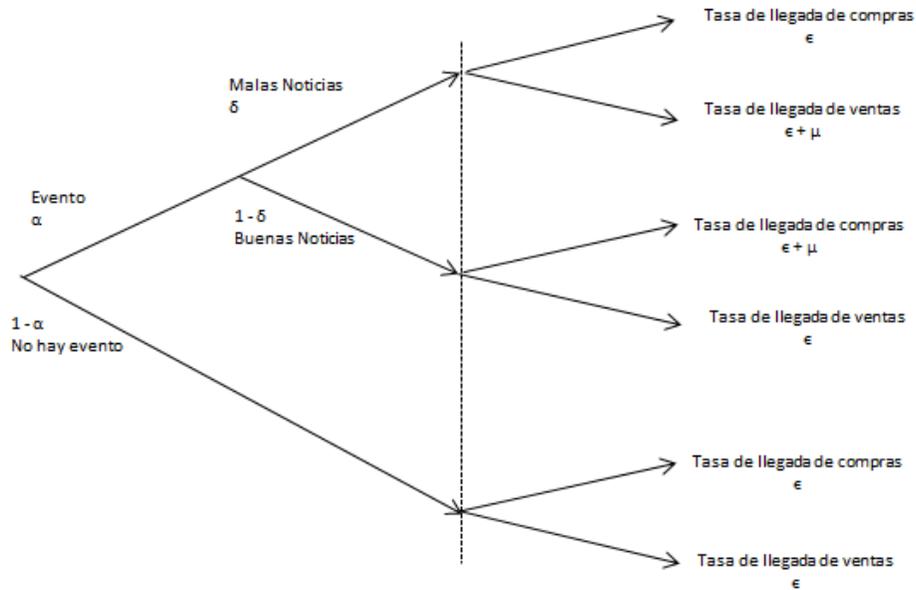


Figura 1. Diagrama secuencial del PIN estático (Easley, Kiefer, O'Hara y Paperman, 1996).

Para estimar los parámetros del modelo, el econometrista debe observar y_t durante varios días, e inferirlos mediante una estimación de máxima verosimilitud. Finalmente el 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 condicionales a los eventos de información provienen de distribuciones idénticas e independientes.

b) Probabilidad dinámica de transacciones informadas

Los modelos dinámicos de probabilidad de transacciones informadas, extienden los modelos de PIN estático permitiendo 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).

EOW (2008), proponen un modelo de PIN dinámico con el mismo espíritu del planteado por Easley y O'Hara (1992), Easley, Kiefer, O'Hara y Paperman (1996), y Easley, Kiefer y O'Hara (1997); planteando 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 $2\varepsilon_t$ la tasa de llegada de las transacciones no informadas, se define el vector $\psi=[\alpha\mu_t, 2\varepsilon_t]^T$ para denotar las dos tasas de llegada, las cuales son parámetros no observables tipo Poisson, como en el modelo estático, y que deben ser estimadas para cada día. Se especifica que la tasa (sin tendencia) estimada de llegada sigue un proceso bivariado autorregresivo:

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

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

Y $\widetilde{\psi}_t$ es el vector de predicción (sin tendencia) en t de la tasa de llegada en $t+1$. $Z_t = [|K_t|, TT_t - |K_t|]^T$ 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 simultáneamente 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, el PIN dinámico estará definido por la ecuación:

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

c) *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 (Kyle, 1985; Hasbrouk, 1991a). Esta predicción teórica ha sido sustentada por la evidencia presentada por Easley, Kiefer y O'Hara (1997), Easley, Hvidkjaer y O'Hara (2002) y EOW (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, Hvidkjaer, y O'Hara (2002) afirman que el PIN tiene un efecto importante y significativo sobre los retornos de los activo, dado que los agentes del mercado demandan rendimientos extras para incorporar en su portafolio activos con mayor riesgo de información. De otro lado Kang (2010) encontró un efecto enero 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, Hasbrouck (1991b) encuentra que hay mayor información contenida en las transacciones de las firmas pequeñas. Blume y Easley (2006) presentan evidencia de que la probabilidad de transacciones informadas es menor para acciones con alto volumen de negociaciones. Ma, Hsieh, y Chen (2007) encuentran, para un grupo de acciones asiáticas, que las empresas de mayor tamaño tienen una mayor probabilidad de transacciones informadas, hecho que contraría a los hallazgos de los dos estudios mencionados.

III. 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 Sao 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 agosto 4 de 2010 y marzo 4 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 promedio 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 esta 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 del PIN dinámico 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, consideramos 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 la tabla 1.

Tabla 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, Kiefer, O'Hara y Paperman, 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 $|K_t|$.

El PIN dinámico se estimó para cada acción de la muestra siguiendo la metodología propuesta por EOW (2008), que propone 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 mediante 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) calculados como el logaritmo natural de la razón entre los precios de cierre entre un día (P_t) y el anterior hábil (P_{t-1}):

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

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 .

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

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

$$\ln(OP) = \ln(\text{Número diario de transacciones}) \quad (9)$$

IV. RESULTADOS

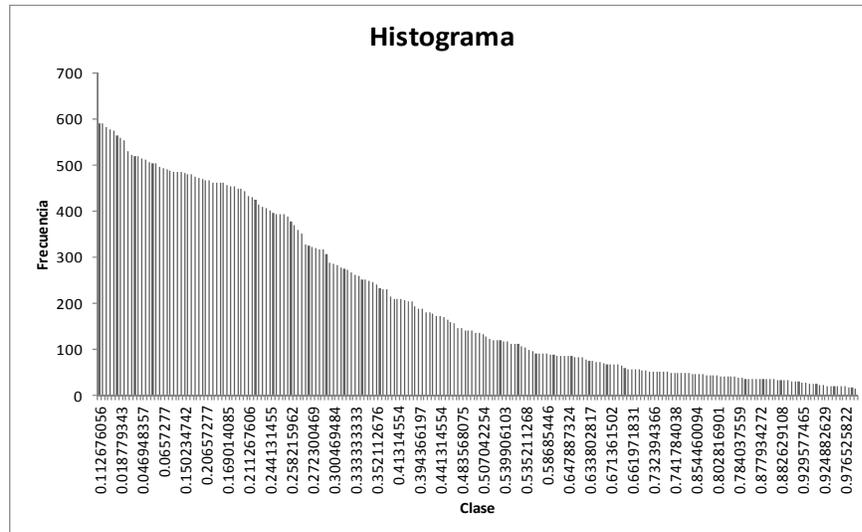


Figura 2. Histograma de PIN calculados

En la figura 2 se puede observar la distribución de frecuencia de los PIN diarios estimados 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, es decir, que en la mayoría de días no se tiene una alta asimetría de la información. Los días de alto PIN son menos frecuentes por lo que resulta particularmente interesante su estudio. Adicionalmente, 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 el PIN dinámico, y que por ende excluye acciones poco transadas o no transadas en absoluto. En cualquier caso, como se anotó anteriormente, la muestra comprende una gran parte de la actividad bursátil de cada una de los mercados accionarios lo que le otorga suficiente representatividad a los resultados.

a) Comportamiento del PIN en Latinoamérica

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-Whiney, siguiendo el procedimiento utilizado por Easley, Kiefer, O'Hara y Paperman (1996).

En la tabla 2 se comprueba el comportamiento decreciente del 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.

Tabla 2. Relación entre el PIN y el volumen transado

| Datos por Cuartiles por Volumen Transado | | | | |
|--|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Parámetro | Cuartil 1 | Cuartil 2 | Cuartil 3 | Cuartil 4 |
| PIN | | | | |
| Media | 0.3579 | 0.3136 | 0.2069 | 0.1303 |
| Mediana | 0.3074 | 0.2687 | 0.1968 | 0.1023 |
| Desviación | 0.2395 | 0.2144 | 0.1984 | 0.1267 |

Cuartil 1: Acciones con menor volumen transado

Cuartil 4: Acciones con mayor volumen transado

| Test de Kruskal - Wallis | | |
|--------------------------|-------------|---------|
| Parametro | Estadístico | Valor P |
| PIN | 8,404.0 | 0.0001 |

Ho: Los cuartiles tienen la misma distribución de probabilidad

| Test de Mann-Whitney | | | | | | |
|----------------------|-------------------------|---------|-------------------------|---------|-------------------------|---------|
| Parametro | 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

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. Así mismo, 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. Este resultado está relacionado con los reportados por Stoll (2001), Lesmond (2005), [Barbedo, Silva y Leal \(2009 y 2010\)](#) 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 asimetría de la información, está directamente relacionada con el volumen transado.

Relación entre el PIN y la Capitalización de Mercado

La tabla 3 muestra cómo se relaciona la probabilidad de que haya transacciones informadas. 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) encontraron una relación inversa para acciones de Estados Unidos.

Tabla 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 |
| PIN | | | | |
| Media | 0.3445 | 0.3038 | 0.2404 | 0.1655 |
| Mediana | 0.2921 | 0.2561 | 0.1837 | 0.1239 |
| Desviación | 0.2356 | 0.2152 | 0.2110 | 0.1541 |

Cuartil 1: Acciones con menor capitalización de mercado

Cuartil 4: Acciones con mayor capitalización de mercado

| Test de Kruskal - Wallis | | |
|--------------------------|-------------|---------|
| Parametro | Estadístico | Valor P |
| PIN | 5,126.0 | 0.0001 |

Ho: Los cuartiles tienen la misma distribución de probabilidad

| Test de Mann-Whitney | | | | | | |
|----------------------|-------------------------|---------|-------------------------|---------|-------------------------|---------|
| Parametro | 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

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 tiende a presentar una mayor liquidez, asociada a una menor asimetría de la información.

Relación entre el PIN y el Día de la Semana

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

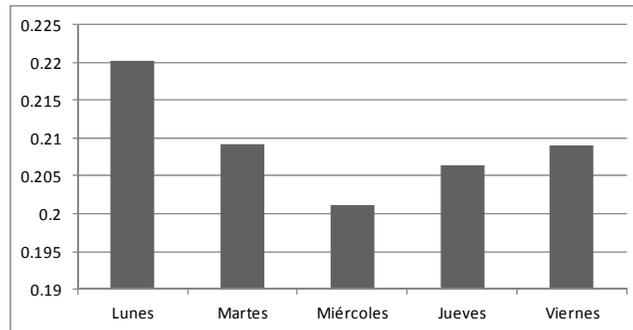


Figura3. PIN por día de la Semana

Se observa en Latinoamérica un patrón en U, con un valor muy alto el día lunes en el nivel de asimetría en la información y un menor valor el día miércoles. Similarmente, Chordia, Roll y Subrahmanyam (2001) encontraron un patrón un 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 lo tanto compran menos el viernes y venden menos el lunes, con lo cual se tiene una mayor asimetría de la información en ambos días.

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

| Parámetro | Datos por Día | | | | |
|------------|---------------|--------|-----------|--------|---------|
| | Lunes | Martes | Miércoles | Jueves | Viernes |
| PIN | | | | | |
| Media | 0.2760 | 0.2701 | 0.2557 | 0.2607 | 0.2654 |
| Mediana | 0.2202 | 0.2092 | 0.2011 | 0.2064 | 0.2090 |
| Desviación | 0.2229 | 0.2267 | 0.2557 | 0.2607 | 0.2564 |

| Test de Kruskal - Wallis | | |
|--------------------------|-------------|---------|
| Parametro | 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 |
| Lunes | Estadístico | | 2.68 | 5.47 | 3.87 | 3.03 |
| | Valor P | | 0.0074 | 0.0000 | 0.0001 | 0.0024 |
| Martes | Estadístico | | | 2.66 | 1.07 | 0.35 |
| | Valor P | | | 0.0078 | 0.2806 | 0.7276 |
| Miércoles | Estadístico | | | | -1.64 | -2.34 |
| | Valor P | | | | 0.1008 | 0.0189 |
| Jueves | Estadístico | | | | | -0.75 |
| | Valor P | | | | | 0.4534 |

Ho: Son iguales las medianas

Se compara fila con columna

Relación entre el PIN y el País

La tabla 5 muestra los resultados de la comparación del compartimento de la asimetría en la información entre los seis países estudiados. De acuerdo con los test de Mann-Whitney se pueden identificar tres grupos. En primer lugar hay dos países con alto PIN, Argentina y Perú, luego hay dos países con un nivel medio de PIN, Colombia y Chile. Finalmente los dos países con menor PIN son México y Brasil. La Tabla 5, por su parte 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 anteriormente.

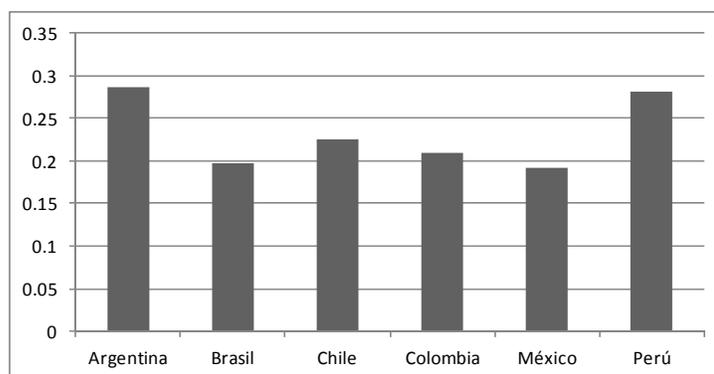


Figura4. PIN por país

Tabla 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* | | 3,815.20 | 868,093.85 | 53,307.63 | 28,127.46 | 120,064.19 | 5,009.61 |
| DMC** | | 63,909.79 | 1,171,625.01 | 341,798.88 | 208,501.74 | 454,345.26 | 103,347.48 |

* Value of Share Trading US\$ Million - Federación Iberoamerica de Bolsas, Anuario Estadístico 2011

** Domestic Market Capitalization US\$ Million - Federación Iberoamerica de Bolsas, Anuario Estadístico 2011

| Test de Kruskal - Wallis | | |
|--------------------------|-------------|---------|
| Parametro | Estadístico | Valor P |
| PIN | 689.3 | 0.0001 |

Ho: Los cuartiles tienen la misma distribución de probabilidad

| | | 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

Se compara fila con columna

b) *Comportamiento de los agentes*

Los resultados de la estimación del PIN dinámico, permiten además de estimar el nivel de asimetría de información, a nivel de 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 periodo t-1 y t. La tabla 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 el PIN.

Tabla 6. Coeficientes de la Matriz Φ^*

| Coeficiente | Coeficientes Matriz FI | | |
|---------------|------------------------|--------|--------|
| | Mediana | LI 95% | LS 95% |
| Φ^*_{11} | 0.4493 | 0.3951 | 0.4938 |
| Φ^*_{12} | 0.0278 | 0.0191 | 0.0384 |
| Φ^*_{21} | 0.1282 | 0.0854 | 0.1564 |
| Φ^*_{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 EOW (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 alguna manera logran obtener con rezago de un día algún grado de información incorporada en las transacciones del día anterior. En contraste, EOW (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).

La tabla 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.

Tabla 7. Test de Kruskal-Wallis sobre coeficientes de la Matriz Φ^*

| Test de Kruskal - Wallis | | | |
|--------------------------|----------------|--------------|---------------|
| Parametro | | Estadístico | Valor P |
| Φ^*11 | Volumen | 5.38 | 0.1453 |
| | Capitalización | 4.14 | 0.2472 |
| | País | 24.92 | 0.0001 |
| Φ^*12 | Volumen | 1.58 | 0.6649 |
| | Capitalización | 2.63 | 0.4521 |
| | País | 2.49 | 0.7788 |
| Φ^*21 | Volumen | 3.33 | 0.3438 |
| | Capitalización | 5.60 | 0.1148 |
| | País | 2.48 | 0.7793 |
| Φ^*22 | Volumen | 4.57 | 0.2062 |
| | Capitalización | 3.47 | 0.3251 |
| | País | 4.31 | 0.5060 |

De acuerdo las pruebas efectuadas, solo existe evidencia de diferencias significativas de la componente Φ^*11 entre diferentes países. Para los demás casos y componentes no se evidencian diferencias significativas. Para indagar en ese único caso, se realizó un test de pares de Mann-Whitney, cuyos resultados se indican en la tabla 7. Se observa como Brasil presenta un menor autocorrelación en el arribo de los agentes informados que países como Chile, Perú y Colombia.

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

| | | 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 |
| Perú | Estadístico | | | | | | |
| | Valor P | | | | | | |

| País | Coficiente | Mediana | LI 95% | LS 95% |
|-----------|------------|---------|--------|--------|
| Argentina | Φ^*11 | 0.4231 | 0.1655 | 0.4933 |
| Brasil | Φ^*11 | 0.3470 | 0.2398 | 0.4538 |
| Chile | Φ^*11 | 0.6440 | 0.4335 | 0.7001 |
| Colombia | Φ^*11 | 0.5083 | 0.4019 | 0.6028 |
| México | Φ^*11 | 0.4328 | 0.2888 | 0.5663 |
| Perú | Φ^*11 | 0.5453 | 0.3915 | 0.7540 |

Mediana por país

La figura 5 muestra la mediana de los diferentes coeficientes de la matriz Φ^* mostrando gráficamente la única diferencia que existe en el comportamiento de los agentes entre los países de Latinoamérica corresponde al comportamiento serial de los agentes informados, mientras que las demás relaciones son bastante similares entre los diferentes países.

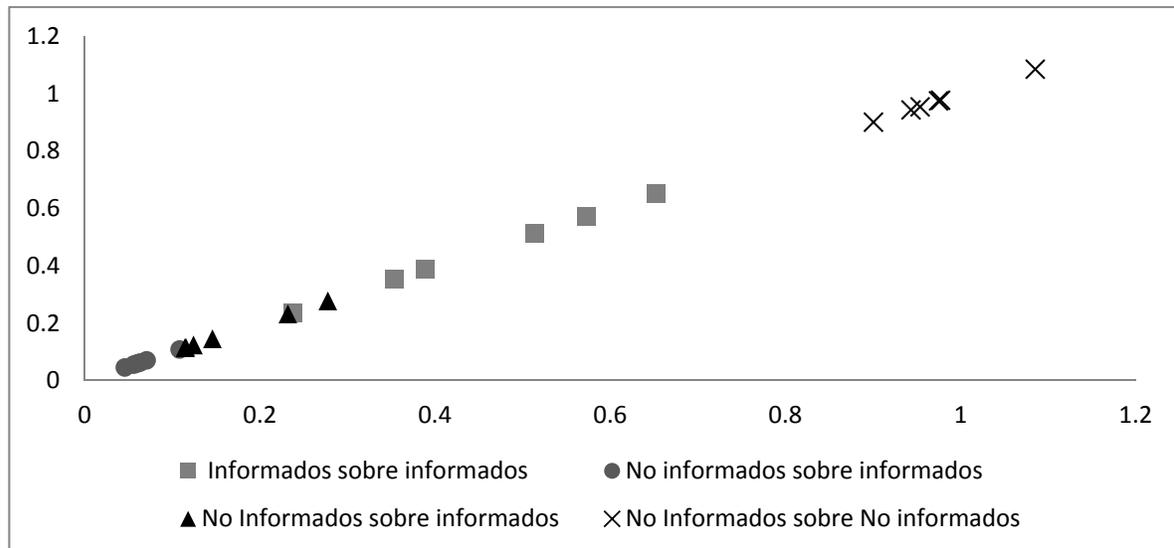


Figura 5. Coeficientes de la matriz Φ^* por país.

c) *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, un PIN con signo positivo debe estar asociado a un aumento del precio de la acción, y un PIN negativo debe asociarse a una disminución del precio del activo.

En la tabla 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 indagan por la relación entre el PIN dinámico con signo y los rendimientos diarios e intradiarios de las acciones. Los modelos 1.2 y 2.2 exploran por dicha relación a nivel de país. Por otro lado, en los modelos 1.3 y 2.3 se incorporan variables de PIN dinámico con signo rezagado por país

¹Para 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 de modificada de Wald para heterocedasticidad y el test Breush Pagan LM para interdependencia

para investigar algún grado de persistencia, y por ende de predictibilidad, del efecto del PIN con signo sobre los rendimientos.

Tabla 9
Especificación de modelos de panel de datos que relacionan rendimientos con PIN

| Modelo | Especificación |
|--------|--|
| 1.1 | $r_t = \beta_{i0} + \beta_1(\text{Signo})PIN_t + \beta_2\text{Indice} + \beta_3\text{Tasa de Cambio} + \mu_{it}$ |
| 1.2 | $r_t = \beta_{i0} + \sum_{j=1}^6 D_{1j}(\text{Signo})PIN_t + \beta_2\text{Indice} + \beta_3\text{Tasa de Cambio} + \mu_{it}, j=\text{país}$ |
| 1.3 | $r_t = \beta_{i0} + \sum_{j=1}^6 D_{1j}(\text{Signo})PIN_t + \sum_{j=1}^6 D_{2j}(\text{Signo})PIN_{t-1} + \beta_3\text{Indice} + \beta_4\text{Tasa de Cambio} + \mu_{it}, j=\text{país}$ |
| 2.1 | $r_i = \beta_{i0} + \beta_1(\text{Signo})PIN_t + \beta_2\text{Indice} + \beta_3\text{Tasa de Cambio} + \mu_{it}$ |
| 2.2 | $r_i = \beta_{i0} + \sum_{j=1}^6 D_{1j}(\text{Signo})PIN_t + \beta_2\text{Indice} + \beta_3\text{Tasa de Cambio} + \mu_{it}, j=\text{país}$ |
| 2.3 | $r_i = \beta_{i0} + \sum_{j=1}^6 D_{1j}(\text{Signo})PIN_t + \sum_{j=1}^6 D_{2j}(\text{Signo})PIN_{t-1} + \beta_3\text{Indice} + \beta_4\text{Tasa de Cambio} + \mu_{it}, j=\text{país}$ |

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 ver en la tabla 10. La relación positiva 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.

Tabla 10 Relación del PIN con rendimientos

| Parametro | Rendimiento Diario | | | Rendimiento Intradivario | | |
|--------------------|--------------------|-------------|-------------|--------------------------|-------------|-------------|
| | 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 *** |
| pinsignperu | | 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.pinsignperu | | | -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%

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. Empleando los resultados de los modelos 1.2 y 2.2., las figuras 3 y 4 representan el efecto del PIN dinámico sobre el rendimiento diario e intradiario para cada país estudiado, con su respectivo intervalo de confianza del 95%.

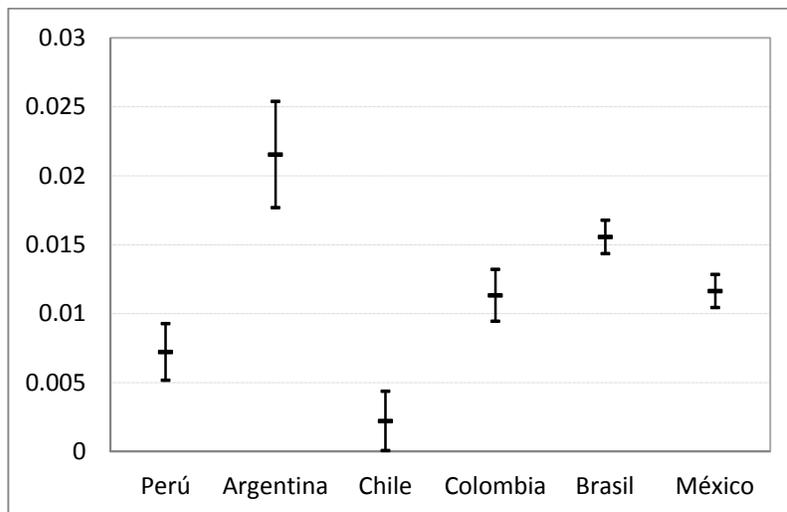


Figura 6. Intervalo de confianza del 95% para coeficientes que relacionan PIN con rendimiento diario

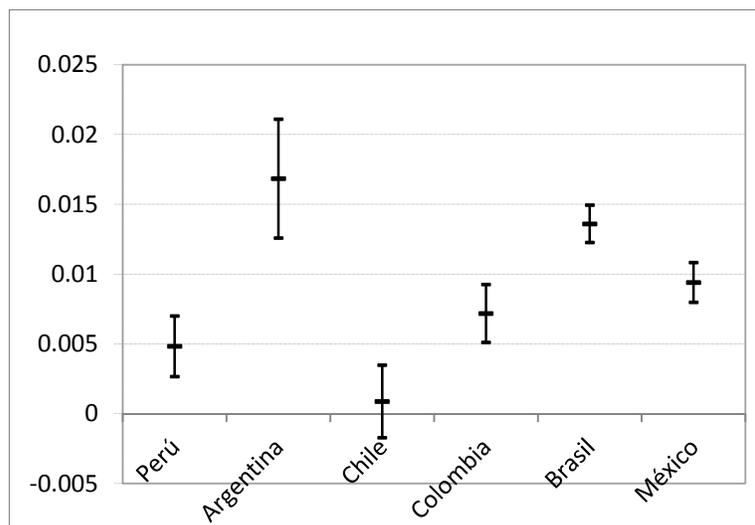


Figura 7. Intervalo de confianza del 95% para coeficientes que relacionan PIN con rendimiento intradiario

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. 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 del 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 $(Signo)PIN_t(no ADR)$. Exploramos tres posibles formas de identificar las acciones con ADR: tomando sólo los tipo III, los tipo II y tipo III, o todos, incluyendo los tipo I. Los resultados, no reportados aquí, no presentan en ninguno de los casos una diferencia estadísticamente significativa entre el coeficiente de $(Signo)PIN_t$ para acciones con y sin ADRs.

También se evaluó si existía una relación de persistencia en el efecto del 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 de la tabla 10, el coeficiente del PIN direccional rezagado es negativo, en Perú, México, Chile (solo en 2.3) y Brasil, implicando que un efecto de reversión del efecto del 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) que el efecto del PIN sobre los rendimientos compuesto de dos partes, una temporal atribuible a la liquidez y otra permanente asociada a 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 del PIN direccional contemporáneo y el rezagado sirve como estimación del efecto permanente de la asimetría de la información en los precios, como se resume en la Tabla 12.

Tabla 13.
Efecto permanente del PIN sobre el rendimiento

| PAIS | 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%

La figura 8 muestra gráficamente 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

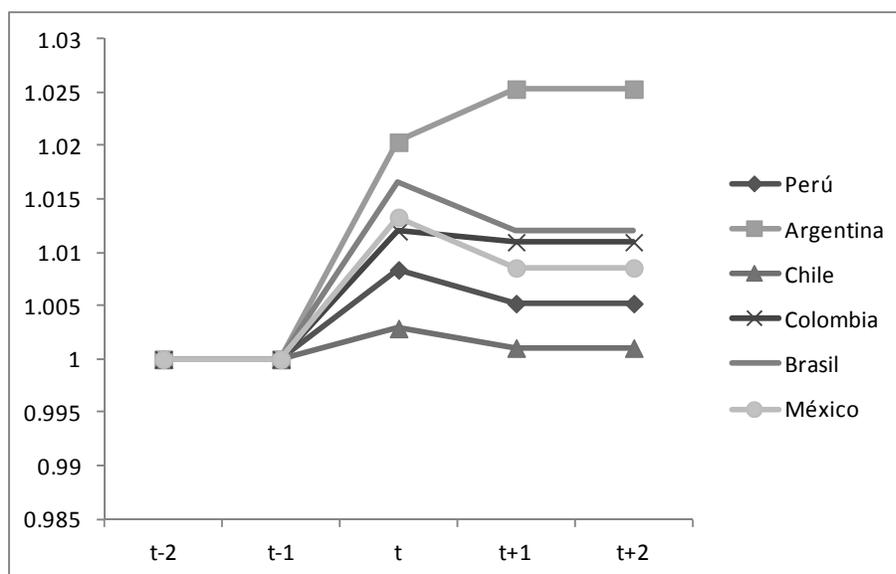


Figura 8. Efecto de la asimetría en la información sobre los precios

En ese mismo orden de ideas, el efecto de refuerzo en el caso de Argentina implica que la información tarda al menos dos días en incorporarse en los precios, sugiriendo algún grado de ineficiencia de mercado de la forma débil. Concretamente, 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 día 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 commensurada con el riesgo involucrado.

V. CONCLUSIONES

El presente estudio contribuye a la literatura de finanzas internacionales y de microestructura de mercado al estimar el modelo PIN dinámico (EOW 2008), en las acciones de un grupo de seis países emergentes. De un lado, se evidencia la importancia de la asimetría de la información y su efecto en la formación de precios en dichos mercados, y de otro lado, se encuentran diferencias sustanciales en dicho aspecto en los diferentes países. En particular, se encontró que Argentina y Perú presentan los mayores niveles de PIN, mientras que Brasil y México presentan los menores niveles. Esto podría ser un indicador del nivel 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).

De otro lado, 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 encontrado por Subrahmanyam (2001) para la liquidez. Concretamente, en Latinoamérica los días lunes se presenta en promedio un nivel mayor de probabilidad de transacciones informadas y un menor nivel el día miércoles.

Por otro lado, la estimación del modelo de PIN dinámico permite estudiar la dependencia temporal de la tasa de llegada de agentes informados y no informados. Concretamente se encontró 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 EEOW (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 dinámico con signo, permitió encontrar 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 encontrados en largos periodos de tiempo por Easley, Hvidkjaer y O'Hara (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 los cual el efecto total permanente es menor pero aún significativo.

Finalmente se propone para futuros estudios evaluar el comportamiento del PIN Dinámico 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), Barbedo, Silva y Leal (2009 y 2010), se podría evaluar con el PIN Dinámico la relación entre el nivel de transacciones informadas y la calidad del gobierno corporativo, y así otorgarle a los reguladores bases 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 a nivel intradiario.

REFERENCIAS

- Bagehot, W., 1971. "The Only Game in Town". *Financial Analyst journal* 27: 12-14+22
- Barbedo, C., Silva, E., y 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., y Leal, R., 2010. "Premium listing segments and information based trading in Brazil". *Academia, Revista Latinoamericana de Administración*, 45: 1-19.
- Bekaert, G y Harvey, C., 2003. "Emerging Markets Finance". *Journal of Empirical Finance*. 10: 3-55.
- Blume, L. y Easley, D., 2006. "If You're So Smart, Why Aren't You Rich: Belief Selection in Complete and Incomplete Markets". *Econometrica* 74: 929-966
- Bollerslev, T., 1986. "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". *Journal of Econometrics* 31: 307-327.
- Campbell, J., Lo, A., y Mackinlay, A., 1997. *The Econometrics of Financial Markets*. (2 ed.). Princeton University Press. 611p.
- Chordia, T., R. Roll, y Subrahmanyam, A., 2001, "Market Liquidity and Trading Activity". *The Journal of Finance*. 56-2: 501-530.
- Chordia, T., R. Roll, y Subrahmanyam, A., 2002. "Order imbalance, liquidity, and market Returns". *Journal of Financial Economics*. 65: 111-130.
- Cruces, J. y Kawamura, E., 2005. "Insider Trading and Corporate Governance in America Latina". *Inter-American Development Bank, Research Department Series. Working Paper No. 3206*.
- Copeland, T. y Galai, D., 1983. "Information Effects on the Bid-Ask Spread". *Journal of Finance*. 38: 1453-1469.
- De Jong, F. y Rindi, B., 2009. *The Microstructure of Financial Markets*. Cambridge University Press, 210p.
- Dolgoplov, S., 2012. "Insider Trading, Informed Trading, and Market Making: Liquidity of Securities Markets in the Zero-Sum Game", *3 Wm. & Mary Bus. L. Rev.* 1. Disponible en: <http://scholarship.law.wm.edu/wmblr/vol3/iss1/2>
- Duarte, J. y Young, L., 2009. "Why is PIN Priced?". *Journal of Financial Economics* 91: 119-138.
- Easley, D., R. F. Engle, O'Hara, M., y Wu, L., 2008. "Time-Varying Arrival Rates of Informed and Uninformed Trades". *Journal of Financial Econometrics* 6: 171-207.
- Easley, D., Hvidkjaer, S., y O'Hara, M., 2002. "Is information risk a determinant of asset returns?". *Journal of Finance* 57: 2185-2221.

- Easley, D., Kiefer, N., O'Hara, M. y Paperman, J., 1996. "Liquidity, information, and infrequently traded stocks". *Journal of Finance* 51: 1405-1436.
- Easley, D., Kiefer, N. y O'Hara, M., 1997. "One day in the life of a very common stock". *The Review of Financial Studies* 10: 805-835.
- Easley, D. y O'Hara, M., 1992. "Time and the Process of Security Price Adjustment". *Journal of Finance* 47: 577-605.
- Easley, D. y O'Hara, M., 2004. "Information and the Cost of Capital". *Journal of Finance* 59: 1553-1583.
- Engle R., 2000. "The economics of Ultra-High Frequency Data". *Econometrica* 68: 1-22.
- Glosten, L. y 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., y 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, 643p.
- 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. y Ready, M., 1991. "Inferring trade direction from intraday data". *Journal of Finance* 46: 733-746.
- Lei, Q., y 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. y 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., 2000. "Market microstructure: A survey". *Journal of Financial Markets* 3: 205-258.

Madhavan, A., 2002. "Market Microstructure: A Practitioner's Guide". *Financial Analysts Journal* 58, 28-42.

O'Hara, M., 1997. *Market Microstructure Theory*. Wiley. 304p.

Stoll, H., 2000. "Friction". *The Journal of Finance* 55: 1479-1514

Yan, Y 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>