

**MODELOS DE ESTIMACIÓN DE LA PROBABILIDAD
DE NEGOCIACIÓN INFORMADA:
UNA COMPARACIÓN METODOLÓGICA
EN EL MERCADO ESPAÑOL^{*}**

David Abad y Antonio Rubia^{}**

WP-EC 2005-12

Correspondencia a: David Abad, Dpto. Economía Financiera, Universidad de Alicante, 03080 Alicante, Tel./Fax: 965 90 36 21 / E-mail: goliat@ua.es.

Editor: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S.A.

Primera Edición Abril 2005

Depósito Legal: V-2047-2005

Los documentos de trabajo del IVIE ofrecen un avance de los resultados de las investigaciones económicas en curso, con objeto de generar un proceso de discusión previo a su remisión a las revistas científicas.

^{*} Los autores agradecen a Marina Balboa, Gonzalo Rubio, Roberto Pascual, el evaluador anónimo del IVIE, y a los participantes de un seminario de investigación en la Universidad de las Islas Baleares por sus valiosos comentarios y sugerencias. Cualquier error es responsabilidad exclusiva de los autores. Los autores agradecen la financiación del proyecto BEC2002-03797. Este artículo se completó durante la estancia de investigación de Antonio Rubia en the Anderson School at UCLA, cuya hospitalidad es gratamente reconocida.

^{**} D. Abad y A. Rubia: Dpto. de Economía Financiera, Universidad de Alicante.

MODELOS DE ESTIMACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE NEGOCIACIÓN INFORMADA: UNA COMPARACIÓN METODOLÓGICA EN EL MERCADO ESPAÑOL

David Abad y Antonio Rubia

RESUMEN

Caracterizar el grado de asimetría informativa ocupa un papel predominante en la literatura de microestructura moderna. En este trabajo, se revisa y analiza la idoneidad de los métodos existentes para calibrar la probabilidad de negociación informada [Easley *et al.*, 1996; Nyholm, 2002, 2003]. El análisis empírico toma como referencia el mercado español. La evidencia obtenida señala que el modelo de régimen cambiante de Nyholm (2002, 2003) no ofrece medidas consistentes con los efectos de asimetría informativa. El análisis sobre el mercado español revela una mayor probabilidad de negociación informada en los activos menos líquidos como consecuencia de una reducción drástica en el número de agentes que negocia por motivos de liquidez. Esta evidencia sugiere un fuerte comportamiento de aversión al riesgo de selección adversa.

Palabras Clave: Información asimétrica, selección adversa, probabilidad de negociación informada, PIN.

ABSTRACT

Determining the degree of informational asymmetry is a major topic in the literature of modern microstructure. In this paper, we review and analyze the suitability of the models for estimating the probability of informed trading [Easley *et al.*, 1996; Nyholm, 2002, 2003]. The empirical analysis is carried out on the Spanish market. We find evidence suggesting that the regime-switching model by Nyholm (2002, 2003) does not provide estimates consistent with the effects of asymmetry. The specific analysis on the Spanish market reveals a higher likelihood of informed trading for the less-frequently traded assets as a consequence of the dramatic fall in the number of liquidity traders. This issue suggests a strong degree of aversion to the risk of adverse selection.

Key words: Asymmetric information, adverse selection, probability of informed trading, PIN.

JEL classification: C21, C52, D82

1 Introducción

Una de las principales áreas de interés en microestructura se centra en la problemática ligada a la existencia de asimetrías informativas entre los inversores. Este fenómeno tiene profundas implicaciones para la liquidez de los activos y, en términos generales, resulta esencial para la correcta comprensión del mecanismo de ajuste de precios. La literatura financiera ha reconocido dos tipos de inversores atendiendo a su nivel de información. Por un lado, los agentes informados disponen de información privada que les permite obtener provecho económico mientras el precio del activo no refleja el valor fundamental del activo. Por otro lado, los agentes desinformados negocian principalmente por motivos de liquidez, atendiendo únicamente a información públicamente disponible y a sus creencias personales, sin por ello afectar permanentemente al valor fundamental. Dado que ambos tipos de agentes operan simultáneamente en el sistema de negociación, no es posible identificar en términos de certeza su naturaleza informativa. Este hecho genera un riesgo de selección adversa para los oferentes de liquidez, que se arriesgan a negociar frente un agente con un conocimiento más preciso sobre el valor del activo, y por tanto, a pérdidas potenciales.

La existencia de asimetrías informativas conlleva claras repercusiones económicas para los participantes del mercado. Debido a ello, ha surgido un creciente interés por caracterizar el grado de asimetría en los activos negociados y sus consecuencias para los inversores, principalmente desde dos grandes perspectivas. Por un lado, se ha considerado la caracterización de los componentes que subyacen en la horquilla de precios. Desde un punto de vista teórico, y con una argumentación orientada principalmente a mercados dirigidos por precios, se acepta que la horquilla incluye al menos un componente que pretende retribuir al oferente de liquidez por hacer frente al coste esperado de selección adversa. La literatura en esta área es muy extensa, y una revisión completa está más allá del objetivo de este trabajo. Destacan los modelos iniciales basados en la covarianza de los precios de transacción (ver Roll, 1984; Choi, Salandro y Shastri, 1988; George, Kaul y Nimalendran, 1991; Stoll, 1989; Huang y Stoll, 1994; Lin, Sanger y Booth, 1995), los modelos recientes basados en la variable indicadora de la negociación (entre otros, Glosten y Harris, 1988; Madhavan y Smidt, 1991; Huang y Stoll, 1997; Madhavan, Richardson

y Roomans, 1997) y los modelos dinámicos de vector autorregresivo (Hasbrouck 1991a, 1991b). Sin embargo, existen dudas sobre la capacidad de la mayoría de estos modelos para medir adecuadamente el componente de selección adversa (Van Ness, Van Ness y Warr, 2001).

Por otro lado, la literatura financiera ha planteado procedimientos para caracterizar los efectos derivados de asimetrías informativas a través de la probabilidad de negociar frente a un agente informado [PIN]. La ventaja de esta metodología es que proporciona una medida directa del grado de asimetría, que además es mucho más independiente de la organización del mercado que el componente de selección adversa, aunque a costa de un planteamiento técnico algo más complejo. La dificultad de este problema no es trivial, y la literatura existente es mucho más escasa. La contribución original se debe a Easley, Kiefer, O'Hara y Paperman (1996) [EKOP], quienes desarrollaron una medida PIN centrada en el desequilibrio entre compras y ventas en un determinado periodo de tiempo. Recientemente, Nyholm (2002, 2003) plantea una metodología alternativa basada en una generalización del modelo de variable indicadora ampliamente utilizado en la literatura de descomposición de horquilla. El autor dota al creador de mercado de un papel dinámico por el que la revisión en el valor fundamental se condiciona al estado (informado o no informado) del inversor, modelizado a través de una variable latente. El principal atractivo de este planteamiento reside en que intenta proporcionar una medida PIN para cada transacción, lo que en principio sugiere un potencial empírico mucho mayor que el modelo EKOP.

La principal motivación del presente trabajo es ofrecer una revisión de los procedimientos de estimación de la probabilidad de negociación informada, estableciendo un análisis comparativo sobre un mercado dirigido por órdenes, como es el mercado español. Con ello, el análisis ofrece varias perspectivas empíricas. En primer lugar, el análisis comparativo aporta evidencia clara sobre la idoneidad de los procedimientos analizados. Si bien la metodología EKOP goza de aceptación y ha sido ampliamente utilizada para aplicaciones más avanzadas, mucho menos es sabido acerca del comportamiento empírico del procedimiento de régimen cambiante descrito por Nyholm y su relación con respecto al modelo EKOP. En este sentido, no existe evidencia acerca de su correcto funcionamiento más allá de la aportada por el propio autor. De manera similar a los estudios de Van Ness *et al.* (2001), centrados en varios modelos de descomposición

de horquilla, y Chung y Li (2003) para la relación entre la medida del modelo de EKOP y la estimación del componente de selección adversa, este trabajo pretende valorar y aportar mayor evidencia sobre la validez empírica de las alternativas existentes, hasta el momento, para aproximar la probabilidad de negociación informada.

En segundo lugar, la literatura que ha tratado la presencia de asimetrías de información en el mercado español es relativamente escasa. La literatura existente se ha centrado en la caracterización del componente de selección adversa siguiendo diferentes metodologías y con distintos fines (ver Farinós, García e Ibáñez, 1999; Acosta, Osorno y Rodríguez, 2000; Gómez-Sala y Yagüe, 2002; Minguez-Vera y Martín-Ugedo, 2003), pero no existe, en nuestro conocimiento, ningún trabajo previo que aborde la caracterización de la medida PIN. Mediante este análisis, se ofrece una caracterización de la frecuencia con la que la información es incorporada en los precios, así como de la composición característica de los inversores interesados en los distintos activos. Este conocimiento es valioso tanto para los organizadores de mercado, como para los propios inversores. Por ejemplo, y en la medida que el riesgo de selección adversa está condicionado por la información revelada por las compañías, la correcta caracterización del grado de asimetría informativa podría ser muy útil a la hora de establecer y evaluar políticas de revelación adecuadas.

La metodología aplicada en el análisis es similar a la empleada en Easley *et al.* (1996) para datos procedentes del mercado NYSE. Tras agrupar activos atendiendo al volumen de negociación, la medida PIN se caracteriza para cada activo atendiendo a las dos metodologías. La evidencia obtenida es consistente en mostrar que los activos más atractivos en términos de actividad están sometidos a un menor grado de asimetría y a una menor probabilidad de negociación informada. Además, se perfilan ciertas características en la negociación típica del mercado español, como un fuerte comportamiento de aversión al riesgo de selección adversa, que indudablemente repercuten en el proceso de negociación y en la liquidez de los activos. Finalmente, se analiza la capacidad de las medidas resultantes para aproximar el grado de asimetría informativa. El análisis comparativo revela que el procedimiento de Nyholm, si bien más atractivo a priori, no genera estimaciones con buenas propiedades, lo que arroja severas dudas sobre la idoneidad de este modelo, al menos, en su formulación original.

El trabajo se organiza como sigue: la sección segunda presenta y discute los principales rasgos de los modelos de estimación que se emplean. La sección tercera revisa las principales características microestructurales del mercado bursátil español, presenta los criterios de selección muestral empleados, y la información descriptiva usual. Los resultados de la estimación de los dos modelos y sus implicaciones se discuten en la sección cuarta. El análisis comparativo del comportamiento de los modelos se presenta en la sección quinta. Finalmente, la sección sexta resume y concluye.

2 Modelos de Probabilidad de Negociación Informada

El planteamiento común de las dos metodologías asume que una parte de los inversores cuenta con información privada relevante para el valor del título, bien porque son los primeros en recibir una señal informativa, bien por que son capaces de hacer una mejor interpretación de una misma información pública. En cualquier caso, un agente informado intentará obtener un beneficio de su ventaja comprando (vendiendo) después de detectar una señal positiva (negativa) y siempre que las cotizaciones permanezcan sin ajustarse a la nueva información. Son los agentes informados los que, con su actuación, fuerzan al precio de los títulos a converger hacia su valor fundamental.

Junto con los agentes informados, los agentes desinformados negocian por razones de liquidez o de cartera, siguiendo una pauta de comportamiento no predecible. En agregado muestran un comportamiento ruidoso generando desviaciones aleatorias del precio con respecto del valor fundamental. Junto a estos dos tipos de inversores, los modelos asumen que el creador de mercado (oferente de liquidez) es consciente de la existencia de asimetría informativa entre los inversores y de sus diferentes incentivos, pero no puede distinguir si una transacción tiene su origen en un agente informado o no. Como consecuencia, el oferente de liquidez sufre pérdidas cuando negocia frente a un agente mejor informado, que intentará minimizar actualizando sus cotizaciones tan rápido como sea posible. Además, intentará resarcirse de la pérdida esperada repercutiéndola vía horquilla a los agentes que negocian por motivos de liquidez. Por esta razón, el tamaño de la horquilla en estos modelos está relacionado positivamente con el grado

de asimetría entre los inversores del mercado. Más adelante se utilizará esta relación como indicador de la aptitud de los distintos modelos.

Al margen de un trasfondo de referencia común, los dos modelos parten de consideraciones distintas y explotan estrategias diferentes para determinar la medida PIN. El modelo EKOP se basa en los desequilibrios entre compras y ventas en un determinado espacio de tiempo derivados de la llegada de nueva información privada al mercado. El modelo de Nyholm utiliza un planteamiento similar al utilizado en los modelos de descomposición de la horquilla, esto es, cambios permanentes en el precio están asociados a la presencia de información, mientras que cambios transitorios se deben a fricciones reales de carácter no informativo. A continuación, se desarrollan las principales características de cada metodología, así como su técnica de estimación.

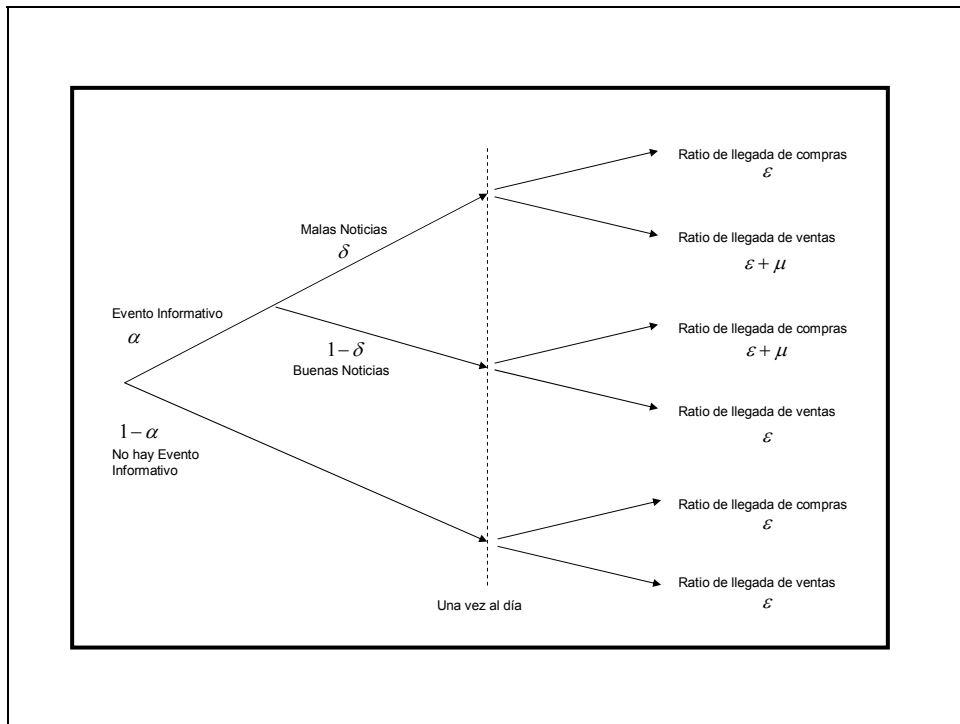
2.1 El Modelo de Easley, Kiefer, O'Hara y Paperman [EKOP]

Este procedimiento se basa en un planteamiento probabilístico acerca de cómo llegan eventos informativos al mercado, y la forma en la que los distintos inversores y el propio creador de mercado operan. Se asume que los eventos informativos relevantes para el activo se generan independientemente entre sí y a lo largo de los días de negociación, $t = 1, \dots, N$, y que éstos ocurren con una cierta probabilidad α . Los eventos informativos pueden generar valor para el activo con probabilidad $(1 - \delta)$, o representar malas noticias, con probabilidad δ . Por sencillez, estos parámetros se asumen constantes durante el intervalo de tiempo considerado.

La llegada de compradores y vendedores desinformados ocurre independientemente del flujo de información, y se modeliza a través de dos procesos independientes de Poisson. Tanto compradores como vendedores desinformados acuden a negociar al mercado mediante un ratio desconocido, ε , definido por minuto de negociación. En el caso de los agentes informados, la llegada de información condiciona completamente su comportamiento. Estos operan comprando cuando identifican buenas noticias, y vendiendo en caso contrario. La llegada de agentes informados también se modeliza mediante un proceso Poisson con parámetro μ , independiente de los anteriores. La Figura 1 resume el proceso completo.

Figura 1

El presente diagrama describe el proceso de negociación propuesto por EKOP (1996). En el primer nodo, la naturaleza decide si un evento informativo va a producirse. En caso afirmativo, se determina si se trata de buenas o malas noticias. Los tres nodos (no evento, buenas noticias y malas noticias) antes de la línea de puntos ocurren sólo una vez al día. Entonces, dado el nodo seleccionado por un día, los agentes llegan al mercado de acuerdo con el proceso de *Poisson* relevante. Esto es, en los días de buenas noticias el ratio de llegadas será $\mathcal{E} + \mu$ para órdenes de compra y \mathcal{E} para las órdenes de venta. En los días de malas noticias el ratio de llegadas será \mathcal{E} para las compras y $\mathcal{E} + \mu$ para ventas. Finalmente, en los días que no se produce evento informativo, sólo los agentes desinformados están presentes en el mercado y el ratio de llegadas para compras y ventas es \mathcal{E} .



La caracterización de la medida PIN requiere estimar el vector de parámetros desconocidos $\theta = (\alpha, \delta, \varepsilon, \mu)'$ que gobierna las secuencias de eventos. La principal dificultad reside en que la llegada de eventos informativos, y las operaciones realizadas por los agentes informados, son inobservables. La estimación requiere entonces de un planteamiento basado en la secuencia de información observable: la llegada de órdenes de compra o venta. Este procedimiento encuentra un cierto fundamento teórico en el supuesto de que el creador de mercado es un agente Bayesiano, neutral al riesgo y competitivo que modifica sus expectativas atendiendo a la secuencia de órdenes, dado que ésta obedece a la estructura de información subyacente, con más compras en los días que hay eventos positivos y más ventas en los días con eventos negativos. Similarmente, en los días sin eventos informativos no habrá agentes informados en el mercado, y el número de transacciones será relativamente menor. Resulta posible, por ello, diseñar un modelo probabilístico basado en las distribuciones asociados a estos tres eventos básicos que permita identificar θ .

Consideremos, en primer lugar, que en el i -ésimo día se produce una señal informativa negativa. Las órdenes de venta llegarán con el ratio $(\mu + \varepsilon)$, reflejando que tanto agentes desinformados como informados querrán vender, aunque sólo los inversores informados saben que están operando en el sentido correcto. También se observarán llegadas de órdenes de compra, al ratio ε , ya que únicamente los agentes desinformados comprarán en un entorno de malas noticias. Bajo la distribución de Poisson, la probabilidad conjunta condicionada de observar un cierto número de órdenes de compras y ventas, $\{C_i, V_i\}$, viene dada por:

$$\exp(-\varepsilon T) \frac{(\varepsilon T)^{C_i}}{C_i!} \exp(-(\mu + \varepsilon) T) \frac{[(\mu + \varepsilon) T]^{V_i}}{V_i!}. \quad (1)$$

donde T representa el número de intervalos de negociación dentro de la sesión. Nótese que la hipótesis de independencia permite factorizar las distribuciones marginales asociadas a compras y ventas. Por un razonamiento completamente similar, en un día con evento positivo la verosimilitud condicionada de $\{C_i, V_i\}$ viene dada por:

$$\exp(-(\mu + \varepsilon) T) \frac{[(\mu + \varepsilon) T]^{C_i}}{C_i!} \exp(-\varepsilon T) \frac{(\varepsilon T)^{V_i}}{V_i!}. \quad (2)$$

y, por último, si no se genera información privada, la probabilidad de una secuencia de compras

y ventas viene dada por las operaciones de agentes desinformados, luego:

$$\exp(-2\varepsilon T) \frac{(\varepsilon T)^{C_i+V_i}}{C_i!V_i!}. \quad (3)$$

En definitiva, la verosimilitud conjunta de observar la realización $\{C_i, V_i\}$ se determina al ponderar (1)–(3) por la respectiva probabilidad de ocurrencia de cada suceso (“malas noticias”, “buenas noticias”, y “ausencia de información”), esto es, $\alpha\delta$, $\alpha(1-\delta)$ y $(1-\alpha)$:

$$\begin{aligned} L(C_i, V_i|\theta) = & \alpha\delta \left[\exp(-\varepsilon T) \frac{(\varepsilon T)^{C_i}}{C_i!} \exp(-(\mu + \varepsilon)T) \frac{[(\mu + \varepsilon)T]^{V_i}}{V_i!} \right] \\ & + \alpha(1-\delta) \left[\exp(-(\mu + \varepsilon)T) \frac{[(\mu + \varepsilon)T]^{C_i}}{C_i!} \exp(-\varepsilon T) \frac{(\varepsilon T)^{V_i}}{V_i!} \right] \\ & + (1-\alpha) \left[\exp(-2\varepsilon T) \frac{(\varepsilon T)^{C_i+V_i}}{C_i!V_i!} \right]. \end{aligned} \quad (4)$$

y, dado el supuesto de independencia para cada día de negociación, la función de verosimilitud conjunta para el horizonte de N días es,

$$\mathcal{L}(\theta) = \prod_{i=1}^N L(C_i, V_i|\theta). \quad (5)$$

lo que permite identificar θ bajo el principio de máxima verosimilitud. Finalmente, la probabilidad implícita de negociación informada para el activo se determina como,

$$PIN = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + 2\varepsilon}. \quad (6)$$

sustituyendo los parámetros poblacionales por sus estimaciones.

Este sencillo procedimiento se ha utilizado en gran variedad de aplicaciones empíricas, gozando de general aceptación. Entre otros estudios, el modelo se ha aplicado para extraer el contenido informativo del volumen de negociación y comprobar la precisión de distintos modelos de microestructura (Easley, Kiefer y O’Hara, 1997a y 1997b); analizar el efecto de las asimetrías informativas en el seguimiento de las recomendaciones de analistas financieros (Easley, O’Hara y Paperman, 1998); comprobar si los agentes informados prefieren negociar en el mercado de contado o en el de opciones (Easley, O’Hara y Srinivas, 1998); en el análisis de las operaciones de *split* (Easley, O’Hara y Saar, 2001); el análisis de la información generada en mercados paralelos (Grammig, Schiereck y Theissen, 2001), o el impacto de la negociación informada en la valoración de activos (Easley, Hvidkjaer y O’Hara, 2002).

2.2 El Modelo de Régimen Cambiante de Nyholm

Este modelo no se fundamenta en un planteamiento económico, sino que se basa en una relación heurística de cómo actúa el creador de mercado fundamentada en el modelo de variable indicadora. La principal motivación y ventaja de la presente extensión es permitir obtener una medida PIN transacción a transacción.

El modelo de variable indicadora asume que las revisiones en el precio del activo siguen el sentido de la transacción, de manera que compras (ventas) provocarán aumentos (disminuciones) en el precio atendiendo a una cierta fracción constante de horquilla observada. Además, la llegada de información pública genera fluctuaciones aleatorias en el precio. El modelo recoge estos elementos en la formulación,

$$\Delta M_t = \alpha \frac{S_{t-1}}{2} Q_{t-1} + \varepsilon_t; \varepsilon_t \sim (0, \sigma^2) \quad t = 1, \dots, T. \quad (7)$$

donde ΔM_t representa la modificación en el valor subyacente (aproximada por el medio punto cotizado), S_{t-1} denota la horquilla cotizada y la variable indicadora Q_{t-1} señala si la transacción supuso una compra ($Q_{t-1} = 1$) o venta ($Q_{t-1} = -1$). El término de error $\varepsilon_t \sim (0, \sigma^2)$ recoge las fluctuaciones aleatorias, y el parámetro α representa el ajuste medio tras la negociación. Nótese que a pesar de que este modelo asume un comportamiento lineal muy restrictivo y con toda seguridad irrealista, es uno de los elementos básicos en gran parte de la literatura de descomposición de horquilla.

Nyholm (2002) relaja el comportamiento pasivo del creador de mercado implícito en el modelo anterior para permitir que las revisiones en el precio se condicionen a la llegada de información privada. Esto es, se dota al agente encargado de ofrecer liquidez al mercado de cierta habilidad para distinguir (probabilísticamente) entre agentes informados y desinformados. Bajo esta idea, el modelo (7) se generaliza asociando el tamaño de la revisión a una variable latente inobservable, denotada I_t , que toma valor 0 cuando la transacción en t proviene de un agente desinformado, y 1 cuando la negociación tiene origen en una agente informado. El modelo resultante es una extensión de (7) que reconoce una relación no-lineal en la revisión de

precios. La expresión resultante es:

$$\Delta M_t = \begin{cases} \alpha_0 \frac{S_{t-1}}{2} Q_{t-1} + \varepsilon_t & , \text{ si } I_{t-1} = 0 \\ (\alpha_0 + \alpha_1) \frac{S_{t-1}}{2} Q_{t-1} + \varepsilon_t & , \text{ si } I_{t-1} = 1 \end{cases} \quad (8)$$

donde $\alpha_0, \alpha_1 \geq 0$. Bajo las premisas del modelo, la revisión característica bajo el estado excitado $(\alpha_0 + \alpha_1)$ es mayor que la observable en el estado normal, dado que el creador de mercado intentará cubrirse así de la mayor pérdida esperada, por lo que $\alpha_1 >> \alpha_0$.

El modelo asume que la variable latente I_t sigue un proceso estocástico de régimen cambiante Markoviano de primer orden, de manera que la probabilidad de que la variable se encuentre en cada estado en un momento del tiempo sólo depende del estado en el momento anterior. La dinámica temporal del proceso se caracteriza entonces por una matriz de transición 2×2 , denotada $\mathbb{P} = \{p_{ij}\}$, que gobierna el proceso y determina la probabilidad de cada estado en cada periodo de tiempo,

$$p_{ii} = \Pr(I_t = i | I_{t-1} = i); \quad i = \{0, 1\}. \quad (9)$$

y donde

$$\mathbb{P} = \begin{pmatrix} p_{00} & 1 - p_{11} \\ 1 - p_{00} & p_{11} \end{pmatrix} \quad (10)$$

El vector de los parámetros desconocidos $\theta = (\alpha, \sigma, p_{00}, p_{11})'$ se estima mediante casi-máxima verosimilitud (QML) bajo el supuesto de normalidad en ε_t . El supuesto de normalidad en este contexto no es realista debido a la discrecionalidad de los precios, pero el método QML proporciona estimaciones consistentes (aunque ineficientes) siempre que la especificación paramétrica del modelo sea correcta y que la auténtica distribución del término de error no se aleje demasiado de la normal.

Las estimaciones resultantes permiten inferir la dinámica de la cadena oculta de Markov, caracterizando la llegada de información privada transacción a transacción. Ésta se determina mediante la técnica de suavizado, $PIN_t = \Pr(I_t = 1 | \hat{\theta}; \Psi_T)$, donde Ψ_T denota el conjunto de información disponible hasta T . Nyholm (2002) sugiere también una medida representativa del PIN promedio a lo largo del periodo analizado, similar a la de EKOP, calculada como la media de la secuencia estimada PIN_t . Nótese que bajo el supuesto implícito de ergodicidad

en la cadena de Markov, esta medida es representativa de la probabilidad incondicional de que el proceso esté en estado excitado, $\Pr(I_t = 1)$, por lo que puede calcularse simplemente como $\tilde{p}_{00}/(\tilde{p}_{00} + \tilde{p}_{11})$, con $\tilde{p}_{ii} = 1 - \hat{p}_{ii}$. Con la finalidad de comparar las estimaciones procedentes de las dos metodologías, nos centraremos en las probabilidades incondicionales generadas por los dos procedimientos.

3 Descripción del Mercado y Composición Muestral

El presente estudio se centra en los activos que son negociados a través del denominado Sistema de Interconexión Bursátil Español (SIBE). Se trata de una plataforma electrónica computerizada y centralizada que conecta las cuatro plazas del mercado bursátil siguiendo un diseño similar al del sistema CATS empleado en otros mercados, como Paris y Toronto. El sistema se articula a través del denominado libro de órdenes límite, que registra y acumula las propuestas de compra y venta de todos los participantes. No existen creadores de mercado cotizando continuamente precios y cantidades, sino que son los propios participantes del mercado quienes ofrecen o demandan liquidez a través del uso de varios tipos de órdenes (básicamente, órdenes de mercado, órdenes por lo mejor y órdenes límite) que especifican diferentes condiciones referentes al precio, volumen, y tiempo de expiración de la orden. Esta es, precisamente, la principal diferencia entre mercados dirigidos por órdenes (como el español) y mercados dirigidos por precios (p.ej., el NASDAQ antes de la introducción de los ECNs), mientras que en los primeros, la oferta de liquidez se realiza de forma voluntaria y se fundamenta en el equilibrio entre agentes pacientes que actúan a través de órdenes límite y agentes impacientes que lo hacen a través de órdenes de mercado, en los segundos, existen agentes formalmente designados para esta tarea (creadores de mercado). Estos agentes están obligados a cotizar continuamente precios y cantidades a los que comprar y vender.¹

¹La tendencia actual está en simultanear ambas estructuras en lo que se ha venido denominando como "sistema híbrido" (p.ej., NYSE o NASDAQ en la actualidad). En este tipo de estructura coexisten tanto la figura del creador de mercado, como la del libro de órdenes donde los participantes en el mercado pueden ofrecer liquidez a través de uso de órdenes límite. Para una revisión más extensa de estos sistemas ver, entre otros,

La contratación para la gran mayoría de activos se realiza en tres fases claramente diferenciadas: subasta de apertura (de 8:30h a 9:00h), sesión abierta (de 9:00h a 17:30h) y subasta de cierre (de 17:30h a 17:35h). La apertura y cierre están basados en una subasta *call* donde se pueden introducir, modificar y cancelar propuestas, pero sin mediar ejecución alguna. Al final del periodo fijado se resuelve la subasta y se intercambian activos a un único precio que maximiza el número de títulos negociados y que representa el precio de referencia para la apertura y cierre de la sesión. La sesión principal (8 horas y media de mercado abierto) está organizada como una contratación continuada, produciéndose una transacción cuando dos propuestas de distinto signo contrario se cruzan. Las propuestas son introducidas a través de los miembros del mercado (agencias y sociedades de valores, y entidades financieras autorizadas) y deben venir expresadas en euros (si especifican precio), existiendo dos variaciones mínimas o *ticks* para los mismos: 0,01 para precios por debajo de 50 y 0,05 para precios superiores a 50 . Finalmente, con el fin de evitar situaciones de alarma, el sistema realiza una serie de paradas automáticas cuando el precio al que se intercambia un título supera unos determinados rangos, prefijados periódicamente por Sociedad de Bolsas, S.A. y que atienden a la volatilidad del mercado y del título en cuestión. Cuando esto ocurre se activa un proceso de subasta de 5 minutos de duración, tras la cual se reanuda la negociación continua.

La distribución de la información relevante de negociación tiene lugar en tiempo real. En sesión abierta, el sistema ofrece información sobre los cinco mejores niveles de cada lado del libro (*pre-trade transparency*), así como de las transacciones que en él tienen lugar (*post-trade transparency*). Cuando se produce una subasta (de cierre, de apertura o por superar alguno de los rangos establecidos) el sistema es algo más opaco, ya que sólo se ofrece el precio de equilibrio potencial y el volumen que se intercambiaría a dicho precio. Toda la información es actualizada de manera instantánea en las pantallas de los miembros del mercado, de manera que cualquier introducción, cancelación o modificación de una propuesta quedará reflejada inmediatamente en las mismas.

Madhavan (1992), Theissen (2000) y Viswanathan y Wang (2002).

3.1 Selección Muestral

Los datos intradiarios necesarios para el análisis se recopilaron a partir de los ficheros SM procedentes de Sociedad de Bolsas, S.A. Estos ficheros contienen información sobre cualquier evento que afecta al primer nivel del libro de órdenes, como son la introducción y cancelación de órdenes límite, así como las distintas transacciones realizadas. A diferencia de los mercados dirigidos por precios, cada transacción puede ser calificada como iniciada por un comprador o un vendedor con exactitud, sin necesidad de recurrir a un algoritmo de clasificación. Esto es importante porque permite eliminar la conocida imprecisión de dichos algoritmos y el sesgo que podría derivarse en las estimaciones de la medida PIN (Theissen, 2001). El periodo muestral considerado abarca desde el 1 de septiembre al 29 de diciembre del año 2000, incluyendo 80 días de negociación.

El procedimiento de selección muestral sigue la metodología desarrollada en Easley *et al.* (1996). Todos los activos negociados en la modalidad de mercado continuo son ordenados atendiendo al volumen de negociación durante el año 2000. Los activos son agrupados en siete carteras con el mismo número de activos, donde la primera cartera incluye los activos con mayor frecuencia de negociación. Siguiendo a Easley *et al.* (1996), nos centramos en los activos que corresponden a la segunda, cuarta y sexta carteras, aproximando así tres niveles de actividad: “alta”, “media” y “baja”. Denotaremos CA, CM y CB a cada uno de estos grupos de activos. Se aplicaron varios filtros para excluir activos que pudieran sesgar las estimaciones propuestas. Así, se eliminaron los títulos negociados en el sistema *Fixing* y los activos que no cumplieran un grado mínimo de negociación diaria. También fueron excluidos varios activos con precios tan reducidos que implicaban *ticks* excesivamente restrictivos.² La lista final de los activos seleccionados, así como información estadística referente a distintos indicadores de liquidez, actividad y volatilidad durante el periodo muestral es presentada en la Tabla 1.

En la Tabla 2 se muestra un resumen por carteras de la horquilla de precios (absoluta y relativa), y del nivel de precios (aproximado por el punto medio cotizado) de los activos incluidos

²El nivel de actividad mínimo exigido se ha fijado en una transacción diaria. Similarmente, para activos con precios iguales o inferiores a 0,5 se ha considerado que el *tick* supone una fuerte restricción para la horquilla mínima que puede ser cotizada, lo que podría condicionar las estimaciones de los modelos propuestos.

Tabla 1. Estadísticos Descriptivos

En la siguiente tabla figura el nombre y abreviatura de las empresas incluidas en nuestra muestra. El número de observaciones (filas del fichero SM) y los valores medios de distintas medidas de horquilla, profundidad, actividad, precio y volatilidad aparecen en las distintas columnas. La *Horquilla relativa*, la *Horquilla sobre tick*, la *Profundidad bid € y ask €* y el *Medio punto cotizado* son medias ponderadas por el tiempo que permanecen en el libro calculada sobre los 80 días del periodo muestral. La variable *volumen* es el montante monetario total intercambiado en el periodo considerado en millones de €. % *Cambio en el precio* muestra la rentabilidad obtenida calculada con el primer precio de transacción el día 1 y el último correspondiente al día 80. Finalmente, la *volatilidad* está medida como la desviación estándar de los precios de transacción en el periodo considerado. Las medias de estas variables para cada grupo también son presentadas.

Ticker	Nombre de la Compañía	Observ	Horq. relativa	Horq absoluta	Prof. Bid €	Prof. Ask €	Volum. Mill €	% Cambio Precio	Medio punto cotizado	Volat
CA: Alta Actividad										
ACE	Acesa S.A.	23091	0.0031	0.028	15745	16717	333.84	7.45	9.02	0.0014
ACR	Aceralia SA	27832	0.0034	0.031	14325	12092	189.13	-3.41	9.24	0.0017
ACS	Construcción y Servicios, S.A.	19137	0.0039	0.103	21657	18412	346.38	-9.16	26.59	0.0014
AGS	Aguas de Barcelona, S.A.	19714	0.0037	0.052	13752	11920	248.16	-2.62	14.24	0.0013
ALB	Alba, S.A.	14641	0.0058	0.160	14645	15860	383.98	-9.86	27.74	0.0017
ANA	Acciona, S.A.	22745	0.0033	0.126	18211	20670	466.08	4.34	37.99	0.0012
AUM	Aurea Conc. Infraestructuras, S.A.	6190	0.0049	0.083	20969	15162	168.06	7.43	17.21	0.0019
DRC	Dragados, S.A.	35401	0.0036	0.038	19463	19344	742.28	27.89	10.57	0.0015
MAP	Mapfre, S.A.	8234	0.0066	0.128	16776	15826	266.93	14.48	19.29	0.0022
NHH	NH Hoteles, S.A.	18319	0.0047	0.063	15010	18105	428.27	-5.39	13.29	0.0016
REE	Red Eléctrica de España, S.A.	21349	0.0043	0.045	12513	8525	133.17	-5.93	10.55	0.0017
SOL	Sol Melia, S.A.	21512	0.0045	0.047	12662	11823	261.62	-14.06	10.62	0.0019
VAL	Vallehermoso, S.A.	19716	0.0044	0.030	12161	11876	213.05	-9.10	6.79	0.0018
<i>Media de Sección Cruzada</i>		19837	0.0043	0.072	15992	15103	321.61	0.16	16.40	0.0016
CM: Actividad Media										
AEA	Azucarera Ebro Agrícola, S.A.	3243	0.0096	0.128	9295	8499	32.13	-8.03	13.51	0.0034
AZC	Asturiana del Zinc, S.A.	5115	0.0076	0.074	10503	8308	48.71	-11.71	9.90	0.0031
AZK	Azkoyen S.A.	4112	0.0093	0.064	64440	6400	22.71	-22.52	6.91	0.0039
CPF	Campofrío Alimentación, S.A.	3129	0.0080	0.098	11425	7475	26.09	6.24	12.25	0.0026
CRI	Cristalería Española, S.A.	2662	0.0075	0.237	11159	11312	37.22	-17.91	31.97	0.0028
ENC	Grupo Empresarial Ence, S.A.	4606	0.0076	0.135	8538	9608	56.68	-15.73	17.84	0.0032
PAS	Banco Pastor, S.A.	1332	0.0048	0.221	23699	23268	16.41	0.11	45.97	0.0006
PQR	Parques Reunidos, S.A.	4368	0.0093	0.045	5059	6638	30.59	-12.04	4.93	0.0037
SOS	Sos Arana, S.A.	2591	0.0107	0.097	8023	8519	17.86	-16.18	9.06	0.0026
TAZ	Transportes Azkar, S.A.	3243	0.0121	0.083	4561	57811	38.02	-33.89	7.18	0.0047
VDR	Portland Valderrivas, S.A.	1264	0.0127	0.267	9601	8222	24.55	-7.04	21.00	0.0024
VIS	Viscofan, S.A.	9709	0.0058	0.036	7535	6254	58.65	-34.51	6.42	0.0028
ZOT	Zardoya Otis, S.A.	5200	0.0051	0.047	10840	13100	60.68	0.88	9.07	0.0021
<i>Media de Sección Cruzada</i>		3890	0.0085	0.118	9745	9491	36.18	-13.26	15.08	0.0029
CB: Baja Actividad										
ASA	Tavex Algodonera, S.A.	1070	0.0161	0.037	4633	5017	4.34	-24.80	2.37	0.0035
BAM	Bami S.A.	1739	0.0107	0.032	9499	6958	8.61	0.99	3.02	0.0031
CAF	Cons.y Aux. de Ferrocarriles, S.A.	673	0.0173	0.375	8755	6339	4.80	-11.06	21.99	0.0024
DGI	Dogi International Fabrics, S.A.	2228	0.0127	0.081	5035	3827	7.65	-44.44	6.72	0.0044
ENA	Enaco, S.A.	2525	0.0216	0.109	3289	4724	13.60	27.98	5.11	0.0056
IBG	Iberpapel Gestión, S.A.	804	0.0195	0.201	4063	5455	2.48	-10.36	10.37	0.0034
MCM	Miquel y Costas & Miquel, S.A.	789	0.0228	0.547	12438	6440	7.52	11.36	23.62	0.0025
NEA	Nicolás Correa, S.A.	923	0.0172	0.051	8104	3469	2.09	-35.14	3.08	0.0035
PAC	Papeles y Cartones de Europa, S.A.	1122	0.0164	0.025	6184	5137	6.18	-36.71	1.60	0.0032
RIO	Bodegas Riojanas, S.A.	728	0.0196	0.169	6227	3652	6.85	-2.60	8.94	0.0025
UBS	Urbanizaciones y Transportes, S.A.	938	0.0219	0.016	8342	6229	2.44	-26.14	0.76	0.0033
VWG	Volkswagen Aktiengesellchft, S.A.	835	0.0244	1.31	8742	6869	10.63	11.58	54.14	0.0046
ZNC	Española del Zinc, S.A.	893	0.0211	0.057	5132	4579	4.06	-73.23	2.92	0.0040
<i>Media de Sección Cruzada</i>		1174	0.0186	0.231	6957	5284	6.25	-16.35	11.13	0.0035

Tabla 2. Horquilla y Punto Medio Cotizado por Carteras

Los estadísticos descriptivos son presentados en este cuadro para los 39 activos incluidos en nuestra muestra agrupada en tres carteras de volumen. La Horquilla Cotizada Absoluta (*HCA*) se define como la diferencia entre el mejor precio de compra (ask_t) y venta (bid_t) disponibles en el libro en cada momento ($ask_t - bid_t$). La Horquilla Cotizada Relativa (*HCR*) corresponde a la medida anterior estandarizada por el Punto Medio Cotizado en cada momento ($(ask_t - bid_t)/PMC_t$). El Punto Medio Cotizado (*PMC*) es la media entre el mejor precio de compra y el mejor precio de venta ($(ask_t + bid_t)/2$). Estas tres medidas son calculadas diariamente para cada uno de los activos como medias ponderadas por tiempo. La ponderación corresponde al tiempo (en segundos) que cada observación permanece en el libro. Posteriormente se lleva a cabo una media entre los 80 días de la muestra, para finalmente, obtener los estadísticos de sección cruzada que aparecen en la tabla. Las pruebas estadísticas llevadas a cabo son las siguientes: El test no paramétrico de *Kruskal-Wallis* es utilizado para comprobar la hipótesis nula de que los valores de las variables descritas de los activos incluidos en cada una de las tres carteras pertenecen a poblaciones idénticas frente a la hipótesis alternativa de que al menos una de ellas genera valores observados más altos que el resto. El test no paramétrico de *Mann-Whitney* es utilizado para comprobar la hipótesis de que dos muestras proceden de poblaciones idénticas contra la hipótesis alternativa de que una de ellas tiende a ofrecer valores superiores.

Panel A: Estadísticos Horquilla y Punto Medio						
	CA	CM	CB			
Activos Incluidos	13	13	13			
<i>HCA</i>						
Media	0.072	0.118	0.231			
Mediana	0.052	0.097	0.081			
Desv. Std.	0.044	0.077	0.360			
<i>PMC</i>						
Media	16.396	15.086	11.123			
Mediana	13.290	9.904	5.103			
Desv. Std.	9.226	11.900	14.824			
<i>HCR</i>						
Media	0.004	0.008	0.018			
Mediana	0.004	0.008	0.019			
Desv. Std.	0.001	0.002	0.004			
Panel B: Comparación conjunta (Test de <i>Kruskal-Wallis</i>)						
	Test		[Prob]			
<i>HCA</i>	2.524		[0.28]			
<i>PMC</i>	6.825		[0.03]			
<i>HCR</i>	31.844		[0.00]			
Panel C: Comparación dos a dos (Test de <i>Mann-Whitney</i>)						
	CA vs CM	[Prob]	CA vs CB	[Prob]	CM vs CB	[Prob]
<i>HCA</i>	1.629	[0.09]	0.872	[0.38]	0.256	[0.80]
<i>PMC</i>	0.923	[0.36]	2.410	[0.02]	1.795	[0.07]
<i>HCR</i>	3.949	[0.00]	4.308	[0.00]	4.154	[0.00]

en las tres carteras. En los paneles B y C de esta tabla se llevan a cabo varias pruebas estadísticas sobre dichas variables (contrastes no-paramétricos de igualdad de medianas de Kruskal-Wallis y Mann-Whitney). Los contrastes rechazan la igualdad de los valores de la mediana a los niveles usuales para las variables nivel de precio y horquilla relativa, pero no pueden rechazar la hipótesis nula, ni en conjunto, ni dos a dos, para el caso de la horquilla absoluta. Esto hecho se debe a que existen diferencias en el nivel de precio medio de los activos incluidos en cada una de las carteras, como se desprende del análisis del punto medio cotizado. Los activos en la cartera de menor actividad poseen también menores precios medios. Claramente, es la horquilla en términos relativos la que ofrece un análisis mucho más robusto del progresivo deterioro del grado de liquidez de los activos considerados. Este hecho será tenido en cuenta más adelante a la hora de realizar el análisis comparativo.

4 Resultados Empíricos

4.1 Modelo EKOP

En la Tabla 3 se presentan las estimaciones resultantes para el modelo EKOP sobre los activos de las tres carteras. Por motivos de claridad en la exposición, se presentan, en el panel A, únicamente los valores medios, mediana, y las desviación estándar de los parámetros estimados, así como de la medida PIN resultante.³ Se presentan también los estadísticos acerca de la significatividad entre las diferencias observadas para cada grupo de activos (paneles B, C y D). Reviste gran interés comentar estos resultados y compararlos con los evidenciados para el mercado NYSE en Easley *et al.* (1996). Aunque la comparación rigurosa entre los dos mercados esta más allá del objetivo de este trabajo, la referencia con otros mercados permite ofrecer una visión simple e intuitiva acerca de la magnitud de las estimaciones y de sus implicaciones.

El grupo de activos con menor frecuencia de negociación es el que tiene una mayor probabilidad media de negociar frente a un inversor informado. Por término medio, esta probabilidad es 17,9% para el grupo de activos más negociados, 21,7% para el grupo intermedio,

³Los resultados pormenorizados para cada activo se encuentran disponibles.

Tabla 3. Modelo EKOP (1996):
Resumen de los Parámetros Estimados en cada Cartera

Esta tabla presenta la media, mediana y desviación estándar de los parámetros estimados siguiendo el modelo de Easley *et al* (1996) para 39 activos del mercado español divididos en 3 carteras de actividad. El parámetro μ representa el ratio de llegada de agentes informados; ε , es el ratio de llegada de agentes desinformados; α , representa la probabilidad de que ocurra un evento informativo en un día concreto y δ es la probabilidad de que la nueva información esté representada por malas noticias. El PIN es una variable obtenida siguiendo la expresión: $PIN = \alpha\mu/(\alpha\mu + 2\varepsilon)$ y mide la probabilidad de negociación basada en información. El test no paramétrico de Kruskal-Wallis es utilizado para comprobar la hipótesis nula de que los valores de los parámetros estimados de las tres carteras de volumen pertenecen a poblaciones idénticas, frente a la hipótesis alternativa de que al menos una de ellas genera valores observados más altos que el resto. El test no paramétrico de Mann-Whitney es utilizado para comprobar la hipótesis de que dos muestras proceden de poblaciones idénticas contra la alternativa de que una de ellas tiende a ofrecer valores superiores. Adicionalmente, para la medida PIN se ha realizado un t-test de igualdad siguiendo la metodología Bootstrat (Panel D).

Panel A: Parámetros Estimados						
	CA	CM	CB			
Activos Incluidos	13	13	13			
μ						
Media	10.948	4.954	2.130			
Mediana	10.795	3.604	1.303			
Desv. Std.	2.932	4.112	2.402			
ε						
Media	10.832	2.058	0.568			
Mediana	10.892	1.822	0.485			
Desv. Std.	4.342	1.315	0.294			
α						
Media	0.404	0.306	0.272			
Mediana	0.380	0.242	0.208			
Desv. Std.	0.082	0.183	0.204			
δ						
Media	0.654	0.680	0.726			
Mediana	0.663	0.725	0.771			
Desv. Std.	0.100	0.218	0.253			
PIN						
Media	0.179	0.217	0.268			
Mediana	0.183	0.190	0.244			
Desv. Std.	0.034	0.079	0.132			
Panel B: Comparación conjunta (Test de <i>Kruskal-Wallis</i>)						
	Test		[Prob]			
μ	23.422		0.000			
ε	32.046		0.000			
α	6.541		0.038			
δ	2.597		0.273			
PIN	7.588		0.022			
Panel C: Comparación dos a dos (Test de <i>Mann-Whitney</i>)						
	CA vs CM	[Prob]	CA vs CB	[Prob]	CM vs CB	[Prob]
μ	3.385	[0.00]	4.154	[0.00]	2.564	[0.01]
ε	4.205	[0.00]	4.205	[0.00]	3.950	[0.00]
α	1.487	[0.14]	2.666	[0.01]	0.512	[0.61]
δ	0.718	[0.47]	1.538	[0.12]	0.897	[0.37]
PIN	1.179	[0.24]	2.769	[0.01]	1.384	[0.17]
Panel D: Comparación PIN dos a dos (<i>Bootstrap t-test</i>)						
	CA vs CM	[Prob]	CA vs CB	[Prob]	CM vs CB	[Prob]
PIN	-1.560	[0.04]	-2.278	[0.00]	-1.139	[0.09]

y 26,8% para los activos menos negociados. Este resultado es el esperado a priori, dado que se acepta ampliamente en la literatura que los activos menos negociados son menos seguidos por los inversores y presentan un mayor grado de asimetría informativa. Las estimaciones de las medidas PIN son ligeramente superiores a las presentadas en Easley *et al.* (1996) para el NYSE (respectivamente, 16,4%, 20,7% y 22%).

Un análisis más profundo de las estimaciones permite obtener mayor información sobre el origen de las diferencias observadas entre las distintas carteras, y sus implicaciones para los inversores y el mercado. Si bien es completamente previsible que los ratios de llegada del conjunto de inversores se reduzcan en los activos menos negociados, como así se observa, estos activos también presentan una menor probabilidad de ocurrencia de eventos informativos (esta probabilidad se reduce drásticamente con respecto de los activos más líquidos). Mucho más importante, la proporción de agentes informados respecto de los desinformados es mucho mayor para los activos menos negociados. Por ejemplo, mientras que la magnitud del ratio de llegada de los agentes desinformados ($\mu = 10,89$) es comparable a la de los informados ($\mu = 10,79$) en los activos líquidos, en el caso de los activos menos negociados el ratio de llegada de los agentes desinformados (0,48) sufre una caída dramática con respecto a los agentes informados (1,30). Esta diferencia representa una frecuencia de llegada 37 veces menor, que repercute claramente en una mayor medida PIN para estos activos. Aunque nuestro análisis se centra en un periodo concreto, la relación estadística entre los ratios de llegada poblacionales es muy estable a lo largo del tiempo, como evidencian Easley *et al.* (2002).

El hecho más significativo en términos de asimetría informativa en el caso de los activos ilíquidos, no es tanto el que exista un menor volumen de noticias relevantes, o menor negociación, sino el hecho de que, característicamente, haya pocos agentes dispuestos a negociar únicamente por motivos de liquidez. De ello se deriva una mayor probabilidad de negociar frente a un inversor informado, y los mayores costes esperados derivados del riesgo de selección adversa. Si comparamos estas estimaciones de los ratios con las obtenidas en el NYSE, observamos que mientras que el ratio de llegada de agentes informados resulta similar en ambos mercados (10,49 vs 10,79 en la cartera alta, 2,76 vs 3,60 en la cartera media y 1,41 vs 1,30 en la cartera de baja negociación), el ratio de llegada de desinformados es marcadamente inferior en el mercado

español (13,68 vs 10,89 en la cartera alta, 2,29 vs 1,82 en el grupo medio y 0,89 vs 0,48 en la cartera baja). Esto refuerza la idea, ya sugerida por el análisis anterior, de que existe un fuerte grado de aversión al riesgo de selección adversa en el conjunto de inversores de nuestro mercado, que lleva a una clara preferencia del inversor desinformado hacia los activos donde ese riesgo es mucho menor. Esta evidencia es importante para el diseño del mercado, dado que este fenómeno tiene repercusiones para todas las facetas del mismo, y especialmente, para el éxito de los mecanismos destinados a mejorar la liquidez de los títulos.

Finalmente, el análisis estadístico presentado en los paneles B, C y D revela que las diferencias observables entre carteras son significativas. Las diferencias en la medida de probabilidad muestran que, efectivamente, la cartera de menor actividad obtiene un PIN estadísticamente distinto en su comparación con la cartera de actividad alta. Los estadísticos basados en la prueba *bootstrap* rechazan la hipótesis de igualdad de medias, aunque sólo marginalmente en el caso de las carteras representativas de volumen bajo y medio. Tanto los ratios de llegada de los distintos grupos de inversores, como la probabilidad de ocurrencia de eventos informativos difieren de manera significativa entre las distintas carteras de negociación. Por último, las diferencias en las estimaciones de δ entre las distintas carteras no son significativas. El valor estimado de este parámetro revela una mayor probabilidad de llegada de eventos negativos, correspondiéndose con la fase bajista en la que se situó el mercado durante el periodo analizado.

4.2 Modelo de Régimen Cambiante

Los resultados básicos de la estimación del modelo de régimen cambiante se presentan en la Tabla 4 (ver panel A). Las estimaciones de la medida PIN coinciden en señalar un menor componente de asimetría para los activos más líquidos del mercado. La medida de probabilidad incondicional es del 12,7% para la cartera de mayor actividad, 16,5% para la cartera media, y 16,7% de los activos con menor frecuencia de negociación. Estas probabilidades son más reducidas que las evidenciadas por el modelo anterior, y superiores a las evidenciadas por Nyholm (2002), especialmente en la cartera de menor actividad, debido a una mayor persistencia

Tabla 4.
Modelo Nyholm (2002): Resumen de los Parámetros Estimados en cada Cartera.

Esta tabla presenta la media, mediana y desviación estándar de los parámetros estimados siguiendo el modelo propuesto por Nyholm (2002) para 39 activos del mercado español divididos en 3 carteras de actividad. Los parámetros $\alpha^{(0)}$ y $\alpha^{(1)}$ representan la revisión que se produce en la horquilla de precios como consecuencia de la negociación de un agente desinformado e informado,

respectivamente; P_{00} y P_{11} representa las probabilidades de transición del el proceso de Makov que caracteriza la identificación de agentes con distinta información. La PIN es la media de las probabilidades estimadas (*smoothed probabilities*) utilizando todas las observaciones para cada uno de los activos. El test no paramétrico de Kruskal-Wallis es utilizado para comprobar la hipótesis nula de que los valores de los parámetros estimados de las tres carteras de volumen pertenecen a poblaciones idénticas frente a la hipótesis alternativa de que al menos una de ellas genera valores observados más altos que el resto. El test no paramétrico de Mann-Whitney es utilizado para comprobar la hipótesis de que dos muestras proceden de poblaciones idénticas contra la alternativa de que una de ellas tiende a ofrecer valores mayores. Adicionalmente, para la medida de PIN se ha realizado un t-test de igualdad siguiendo la metodología Boostat (Panel D).

Panel A: Parámetros Estimados			
	CA	CM	CB
Activos Incluidos	13	13	13
$\alpha^{(0)}$			
Media	0.066	0.081	0.080
Mediana	0.066	0.081	0.085
Desv. Std.	0.008	0.017	0.034
$\alpha^{(1)}$			
Media	1.372	1.345	1.316
Mediana	1.384	1.317	1.259
Desv. Std.	0.069	0.096	0.174
σ			
Media	0.017	0.031	0.059
Mediana	0.014	0.021	0.026
Desv. Std.	0.011	0.020	0.097
P_{00}			
Media	0.904	0.877	0.885
Mediana	0.902	0.890	0.879
Desv. Std.	0.013	0.026	0.024
P_{11}			
Media	0.342	0.380	0.425
Mediana	0.336	0.387	0.428
Desv. Std.	0.036	0.048	0.058
PIN			
Media	0.127	0.165	0.167
Mediana	0.129	0.153	0.174
Desv. Std.	0.019	0.033	0.036

Tabla 4 (Continuación)
Modelo Nyholm (2002): Resumen de los Parámetros Estimados en cada Cartera.

Panel B: Comparación conjunta (Test de <i>Kruskal-Wallis</i>)						
	Test		[Prob]			
$\alpha^{(0)}$	5.381		[0.07]			
$\alpha^{(1)}$	3.140		[0.21]			
σ	3.945		[0.14]			
p_{00}	13.015		[0.00]			
p_{11}	9.903		[0.01]			
PIN	11.133		[0.00]			

Panel C: Comparación dos a dos (Test de <i>Mann-Whitney</i>)						
	CA vs CM	[Prob]	CA vs CB	[Prob]	CM vs CB	[Prob]
$\alpha^{(0)}$	2.564	[0.01]	1.333	[0.18]	0.078	[0.94]
$\alpha^{(1)}$	1.179	[0.24]	1.436	[0.11]	1.128	[0.26]
σ	2.077	[0.03]	1.230	[0.22]	0.102	[0.92]
p_{00}	2.872	[0.00]	2.410	[0.02]	0.564	[0.57]
p_{11}	2.128	[0.03]	3.333	[0.00]	1.846	[0.06]
PIN	3.077	[0.00]	2.667	[0.01]	0.154	[0.88]

Panel D: Comparación PIN dos a dos (<i>Bootstrap t-test</i>)						
	CA vs CM	[Prob]	CA vs CB	[Prob]	CM vs CB	[Prob]
PIN	-3.485	[0.00]	-3.411	[0.00]	-0.196	[0.47]

del estado informado.

El valor medio de la revisión en el estado normal está comprendido entre 0,07 para el grupo de mayor actividad, y 0,08 para las otras dos carteras. La revisión en el estado excitado están comprendidas entre 1,37 (activos más líquidos) y 1,31 (activos menos negociados). Aunque es tentador hacer una comparación directa de estos coeficientes a lo largo de las distintas carteras, ésta debería realizarse con cierta cautela. El mayor valor de la estimación sugiere que se lleva a cabo un mayor ajuste en los títulos más activos del mercado, pero este coeficiente debe ser aplicado en referencia a la horquilla media que es claramente inferior para estos títulos (ver Tabla 1). Una mayor escala sobre un menor margen podría no suponer una mayor revisión efectiva en el precio.

Los paneles B, C y D de la Tabla 4 muestran los resultados de las pruebas de igualdad de parámetros entre las distintas carteras. La prueba de igualdad conjunta es rechazada para todos los parámetros exceptuando α_1 y σ (la igualdad de α_0 es rechazada marginalmente al 10%). Esto es, mientras que los ajustes de cada cartera a cada uno de los estados y la volatilidad no presentan grandes diferencias significativas, las medidas PIN son claramente distintas en cada una de ellas, debido, fundamentalmente, a los distintos niveles de persistencia de los estados representados por las probabilidades de transición (p_{00} y p_{11}). Por su parte, las pruebas dos a dos ponen de manifiesto que es la cartera de mayor actividad la que presenta un comportamiento claramente distinto al de las otras dos, no encontrando diferencias significativas entre las carteras de negociación media y baja.

Finalmente, Nyholm (2003) considera una extensión del modelo en el que se utiliza el tamaño de la transacción para condicionar la revisión mediante la utilización de variables binarias. Este modelo también fue estimado, pero al igual que en Nyholm (2003), no se observa ninguna diferencia cuantitativa en la dinámica de la medida PIN respecto a la obtenida en el modelo simple. Dado que el objeto de este análisis es la comparación de las medidas PIN, los resultados de este modelo no se presentan, pero se encuentran disponibles bajo petición.

5 Análisis de Consistencia

La aplicación de las dos metodologías muestra, a grandes rasgos, una evidencia a favor de la existencia de una relación inversa entre el nivel de actividad y el grado de asimetría informativa, de manera que la probabilidad de negociación informada aumenta a medida que la actividad disminuye. Sin embargo, existen diferencias importantes en los resultados evidenciados. En primer lugar, las estimaciones promedio de la medida PIN difieren claramente entre los dos criterios, y además muestran patrones diferentes en las carteras. Esto podría constituir una primera evidencia de un comportamiento deficiente en alguna de las dos metodologías.

El hecho de que los dos procedimientos generen estimaciones diferentes no es de por sí concluyente. Al igual que en el caso de los modelos de descomposición de horquilla, los modelos de medida PIN resultarían sensibles a la especificación empleada.⁴ Dado que ambos modelos se basan en aproximaciones diferentes, pueden observarse diferencias en las estimaciones puntuales. Por otro lado, la diferencias en la pauta de probabilidad es visible al representar la distribución de probabilidad empírica de la medida PIN estimada para cada cartera (ver Figura 2). Por ejemplo, la distribución de probabilidad en el modelo EKOP en la cartera de menor negociación se sitúan a la derecha de las otras dos carteras (esto es, se observa una mayor tendencia a valores acumulados más elevados en la cartera de menor volumen). Sin embargo, en el modelo de régimen cambiante es la cartera de mayor actividad la que se sitúa de forma más evidente a la izquierda de las otras dos (con diversos cruces entre ambas).

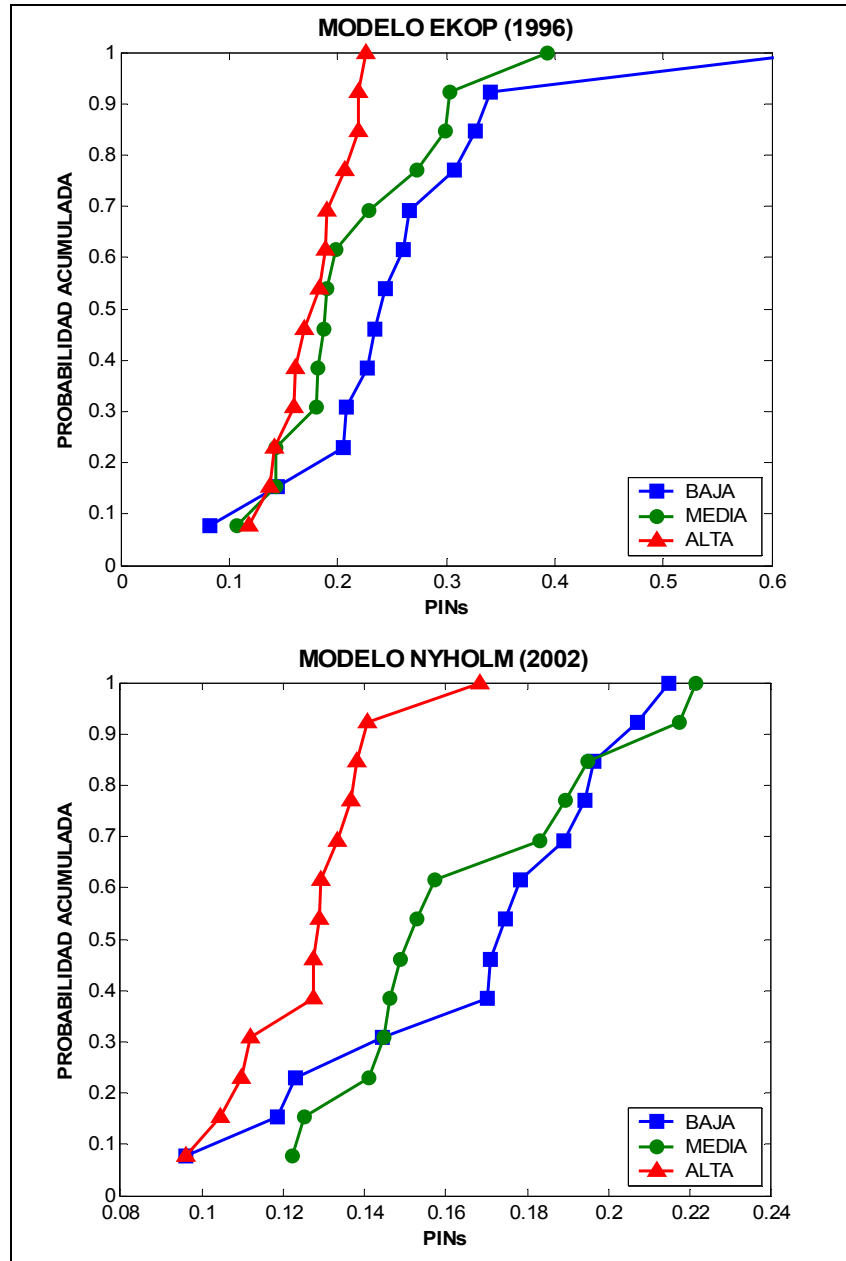
Resulta evidente que las estimaciones deberían mostrar patrones similares, dado que las metodologías de estimación pretenden capturar el mismo fenómeno. Por ello, las estimaciones deberían estar positivamente correlacionadas y tener poder predictivo sobre variables *proxy* de información asimétrica. Este tipo de análisis tiene la ventaja de ser muy sencillo, y permite evaluar si los modelos reúnen una serie de requisitos indispensables. Un análisis similar es planteado en Van Ness *et al.* (2001).

La Tabla 4 muestra la matriz de correlaciones en sección cruzada entre las probabilidades

⁴Por ejemplo, Van Ness *et al.* (2001) muestran en su estudio comparativo estimaciones muy diferentes sobre cinco modelos aplicados al mismo conjunto de datos.

Figura 2

La siguiente Figura muestra las funciones de distribución empíricas correspondientes a las probabilidades de negociación informada (PINs) estimadas para cada uno de los activos de las 3 carteras de actividad, siguiendo las metodologías propuestas por EKOP (1996) y Nyholm (2002) [probabilidades incondicionales].



estimadas bajo las dos metodologías, la horquilla cotizada (absoluta y relativa) y el volumen de negociación.⁵ El coeficiente de correlación entre las dos medidas de probabilidad estimadas es negativo aunque no significativo (-20%). Este resultado podría estar sugiriendo que las estimaciones resultantes de los modelos no sólo no obedecen a las mismas variaciones, sino que de hecho podrían estar midiendo dos fenómenos distintos. La ausencia de una relación clara entre estas dos variables se aprecia claramente en la Figura 3, donde se representan las probabilidades activo a activo. Puede observarse como las variaciones en las medidas PIN son en muchas ocasiones de signo opuesto. Por último, destacar como la correlación entre las medidas PIN y el volumen es la esperada, esto es, una correlación negativa y significativa (al 10% en el caso de EKOP).

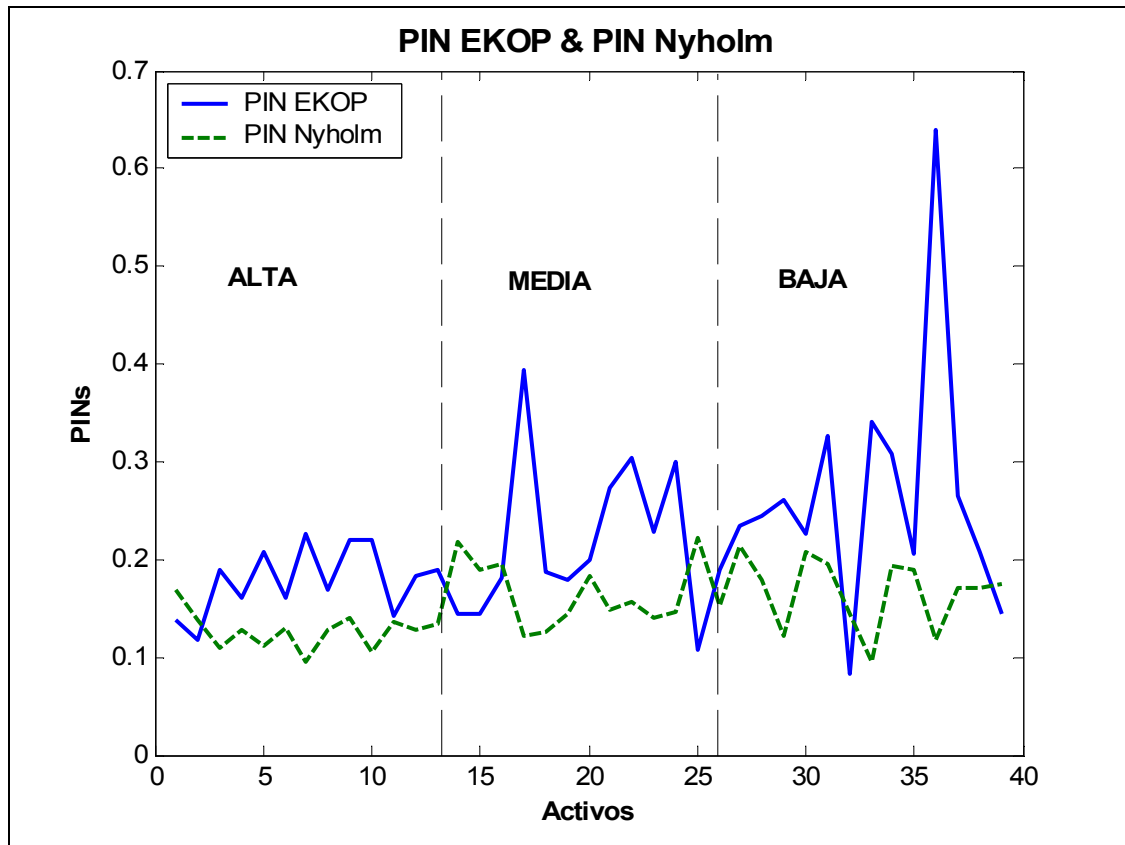
El comportamiento poco satisfactorio del modelo de régimen cambiante se observa además al comparar la correlación con los *proxies* de información. La medida EKOP ofrece unos resultados acorde con lo esperado, con una correlación del 43% con la horquilla relativa y del 12% con la horquilla absoluta. Los resultados del modelo de régimen cambiante son, en el mejor de los casos, mucho más modestos: la correlación con la horquilla relativa se reduce al 26%, mientras que la correlación con la horquilla en términos absolutos es negativa, alrededor del -10%. Nótese, en contraste, que el análisis de Van Ness *et al.* (2001) muestra que todos los modelos de horquilla analizados están positiva y fuertemente correlacionados entre sí, y correlacionados además con el tamaño de la horquilla.

Para analizar el poder predictivo de las estimaciones sobre las variables *proxy* de asimetría informativa consideramos en primer lugar, siguiendo a Easley *et al.* (1996), un modelo de regresión lineal donde la medida PIN estimada para cada activo y multiplicada por el nivel de precios ($PIN_i * PMC_i$) se utiliza para explicar la horquilla cotizada en términos absolutos, HCA_i . Como variable de control se considera el volumen de negociación en términos

⁵El tamaño de la horquilla es el *proxy* de información asimétrica más intuitivo y directo, y así se ha aplicado en numerosos estudios. En primer lugar, el propio planteamiento que subyace en el transfondo común de ambos modelos implica una relación positiva y significativa entre horquilla y grado de asimetría informativa, y, por tanto, entre horquilla y la medida de probabilidad estimada. Esta relación es refrendada y aceptada desde los modelos teóricos (entre otros, Copeland y Galai 1983; Glosten y Milgrom 1985).

Figura 3

La siguiente Figura representa las estimaciones de la probabilidad de negociación informada (PIN) para cada uno de los 39 incluidos en nuestra muestra. La línea azul corresponde a las estimaciones siguiendo la metodología propuesta por EKOP (1996), mientras que la línea verde corresponde a las estimaciones siguiendo el trabajo propuesto por Nyholm (2002).



monetarios, VOL_i :

$$HCA_i = \beta_0 + \beta_1(PIN_i * PMC_i) + \beta_2VOL_i + \eta_i \quad (11)$$

En segundo lugar, consideramos un modelo de regresión donde la variable a explicar es la horquilla relativa, HCR_i . Este análisis proporciona mayor grado de robustez, dado que se ha argumentado que la variable $(PIN_i * PMC_i)$ en (11) podría tener poder explicativo simplemente porque los activos con mayores horquillas absolutas poseen también mayores precios. En este caso, el modelo de regresión viene dado por:

$$HCR_i = \beta_0 + \beta_1PIN_i + \beta_2VOL_i + \eta_i \quad (12)$$

Los modelos (11) y (12) se estiman por mínimos cuadrados, considerando también las versiones restringidas $\beta_1 = 0$ y $\beta_2 = 0$. Los resultados de estas estimaciones se presentan en las Tablas 5 (modelo EKOP) y 6 (modelo de régimen cambiante). Las estimaciones del modelo de EKOP tienen mayor poder explicativo, y presentan un mejor comportamiento en cualquiera de los dos modelos de regresión. El coeficiente de determinación es razonablemente bueno, pero presenta importantes diferencias atribuibles al sesgo originado por el nivel de precios. En el caso del modelo EKOP (Nyholm), el ajuste es del 60% (56%) en (11) al considerar $\beta_2 = 0$, mientras que la capacidad explicativa se reduce al 16% (5%) en (12). Mientras que en el modelo EKOP la estimación de β_1 es siempre positiva y significativa, en el modelo de Nyholm la estimación no es significativa en (12) si se incluye el volumen como variable explicativa, y marginalmente significativamente en caso contrario. La ausencia de poder explicativo es muy desafortunada, y contradice además la relación intuitiva implicada en el planteamiento del propio modelo.⁶

⁶Las variables de control para la horquilla pueden ser ampliadas más allá de la consideración exclusiva del volumen. Stoll (1995) muestra que una de las relaciones de sección cruzada más estables e importantes en microestructura es aquella que relaciona la horquilla relativa (variable explicada) con el volumen de negociación, el número de transacciones, la capitalización bursátil, la volatilidad y el nivel de precios. Todas estas variables vienen justificadas bien vía coste de procesamiento de órdenes, bien vía mayor riesgo de inventario. Examinamos esta relación introduciendo la medida PIN estimada con cada una de las metodologías como *proxy* de información asimétrica. Los resultados cualitativos en cuanto a la ausencia de poder explicativo del modelo de Nyholm se mantienen utilizando esta aproximación y, aunque no se muestran, quedan a disposición de quienes así lo soliciten. Agradecemos al evaluador anónimo del IVIE este comentario.

Tabla 5. Matriz de Correlaciones: PIN-Horquilla-Volumen

La presente Tabla muestra la matriz de correlación (sección cruzada) entre las Probabilidades de Negociación Infomada (PINs) estimadas con la metodología propuesta por EKOP (1996) y Nyholm (2002), las medidas de Horquilla en términos Absolutos y Relativos (HCA y HCR) y el Volumen negociado en términos monetarios (Volumen). Igualmente se indica mediante ***, **, * si dicha correlación es distinta de cero a los niveles de significatividad habituales del 1%, 5% y 10% respectivamente.

	<i>HCA</i>	<i>HCR</i>	<i>PIN_{EKOP}</i>	<i>PIN_{Nyholm}</i>	<i>Volumen</i>
<i>HCA</i>	1	0.470***	0.118	-0.101	-0.196
<i>HCR</i>	0.470***	1	0.427***	0.258	-0.615***
<i>PIN_{EKOP}</i>	0.118	0.427***	1	-0.205	-0.289*
<i>PIN_{Nyholm}</i>	-0.101	0.258	-0.205	1	-0.461***
<i>Volumen</i>	-0.196	-0.615***	-0.289*	-0.461***	1

Tabla 6. PIN EKOP: Análisis de Regresión.

Esta tabla presenta los resultados de la estimación de las regresiones dadas por:

$$HCA = \beta_0 + \beta_1 * PMC * PIN + \beta_2 * VOL + \eta$$

$$HCR = \beta_0 + \beta_1 * PIN + \beta_2 * VOL + \eta$$

La variable dependiente en la primera regresión (Panel A) es la Horquilla Cotizada Absoluta (HCA). Como variables explicativas se incluye el PIN estimado mediante la metodología propuesta por EKOP (1996) multiplicado o corregido por el precio del activo medido, este último, con el Punto Medio Cotizado (PMC). VOL representa el volumen negociado. En la segunda regresión (Panel B) la variable dependiente es la Horquilla Cotizada Relativa (HCR), esto es, corregida por el punto medio. En este caso, las variables explicativas quedan representadas por el PIN y VOL. Los t-estadísticos de cada coeficiente aparecen debajo de su estimación entre paréntesis. ***, **, * representan los niveles de significatividad de 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Panel A: Resultados con HCA			
	Modelo General	Restricción $\beta_1 = 0$	Restricción $\beta_2 = 0$
<i>Constante</i>	-0.017 (-0.46)	0.171*** (3.98)	-0.049 (-1.39)
<i>PMC*PIN</i>	0.062*** (7.40)	-	0.062*** (7.04)
<i>VOL</i>	-2.21E-8** (-2.09)	-2.01E-8 (-1.20)	-
<i>Adj.R²</i>	0.596	0.012	0.561
<i>F-Value</i>	29.205	1.475	49.549

Panel A: Resultados con HCR			
	Modelo General	Restricción $\beta_1 = 0$	Restricción $\beta_2 = 0$
<i>Constante</i>	0.009** (3.74)	0.013*** (12.81)	0.004 (1.61)
<i>PIN</i>	0.018** (2.09)	-	0.029*** (2.87)
<i>VOL</i>	-1.66E-9*** (-4.15)	-1.90E-9*** (-4.75)	-
<i>Adj.R²</i>	0.415	0.362	0.1598
<i>F-Value</i>	14.510	22.564	8.233

Tabla 7. PIN Nyholm: Análisis de Regresión.

Esta tabla presenta los resultados de la estimación de las regresiones dadas por:

$$HCA = \beta_0 + \beta_1 * PMC * PIN + \beta_2 * VOL + \eta$$

$$HCR = \beta_0 + \beta_1 * PIN + \beta_2 * VOL + \eta$$

La variable dependiente en la primera regresión (Panel A) es la Horquilla Cotizada Absoluta (HCA). Como variables explicativas se incluye el PIN estimado con la metodología propuesta por Nyholm (2002) multiplicado o corregido por el precio del activo medido, este último, con el Punto Medio Cotizado (PMC). VOL representa el volumen negociado. En la segunda regresión (Panel B) la variable dependiente es la Horquilla Cotizada Relativa (HCR), esto es, corregida por el punto medio. En este caso, las variables explicativas quedan representadas por el PIN y VOL. Los t-estadísticos de cada coeficiente aparecen debajo de su estimación entre paréntesis. ***, **, * representan los niveles de significatividad de 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Panel A: Resultados con HCA			
	Modelo General	Restricción $\beta_1 = 0$	Restricción $\beta_2 = 0$
<i>Constante</i>	0.002 (0.065)	0.171*** (3.98)	-0.030 (-0.85)
<i>PMC*PIN</i>	0.084*** (6.85)	-	0.083*** (6.48)
<i>VOL</i>	-2.31E-8** (-2.09)	-2.01E-8 (-1.20)	-
Adj.R²	0.559	0.012	0.519
F-Value	25.122	1.475	42.847
Panel A: Resultados con HCR			
	Modelo General	Restricción $\beta_1 = 0$	Restricción $\beta_2 = 0$
<i>Constante</i>	0.014*** (3.05)	0.013*** (12.81)	0.003 (0.64)
<i>PIN</i>	-0.006 (-0.22)	-	0.048 (1.63)
<i>VOL</i>	-1.94E-9*** (-4.26)	-1.90E-9*** (-4.75)	-
Adj.R²	0.345	0.362	0.042
F-Value	11.012	22.564	2.675

6 Conclusiones

En este trabajo se ha pretendido, por un lado, el establecer una primera comparación de las metodologías existentes para la caracterización del grado de asimetría informativa a través de la probabilidad de información negociada y, por otro, el presentar evidencia específica sobre este fenómeno en el mercado español. El análisis realizado es importante para la investigación en el área de asimetría informativa en éste y otros mercados.

La evidencia obtenida es suficiente para concluir que el modelo de régimen cambiante no proporciona estimaciones claramente consistentes con los efectos observables de la llegada de información privada. El principal problema de este procedimiento es la carencia de un fundamento teórico y econométrico sólido que garantice la correspondencia entre la variable latente y la llegada de información. El planteamiento del modelo remarca la existencia de comportamientos no-lineales en el proceso de revisión inmediata de precios, de manera que es posible hablar de cambios “grandes” y “pequeños” en función de una cierta variable. Sin embargo, estas variaciones no tienen por qué corresponderse con cambios permanentes y transitorios en el precio, que es lo que permitiría detectar realmente la presencia de negociación informada. En otras palabras, el ajuste inmediato en el precio es un fenómeno tan complejo e influenciado por tantas variables, y la formulación econométrica tan ingenua, que nada impide que los cambios observados tengan su origen en alguna variable relacionada con el entorno de mercado o con la evolución del precio y que sea capaz de generar respuestas asimétricas. De ser revelación de información, el análisis intuitivo realizado habría bastado para identificar una serie de propiedades estadísticas básicas inherentes al planteamiento del modelo, que sin embargo no son verificadas. El procedimiento de régimen cambiante, por tanto, no parece ser una metodología adecuada para medir asimetrías informativas, al menos en su formulación original. Analizar si sería posible extender el modelo para superar estas deficiencias se analiza en un trabajo paralelo (Abad y Rubia, 2004).

Por otra parte, la evidencia empírica obtenida para el mercado español permite ganar perspectiva sobre el comportamiento de los inversores en el mercado, y es importante tanto para la futura investigación sobre este mercado, como para los distintos agentes que participan

en el mismo. El modelo de Easley *et al.* (1996) revela la existencia de un fuerte comportamiento de aversión al riesgo de selección adversa que aumenta enormemente a medida que los activos son menos negociados. Existe una preferencia inequívoca de los agentes desinformados por negociar sobre los activos de mayor volumen. Este hecho tiene implicaciones claras para los agentes que ofertan liquidez en el mercado, pero también para los reguladores y administración. Así, este comportamiento plantea cuestiones acerca de la capacidad efectiva de distintas reformas que se han centrado precisamente en el grupo de activos con menor negociación. Por ejemplo, desde 1998 opera en paralelo al mercado continuo el sistema Fixing, que pretende mejorar la liquidez de los títulos menos negociados (ver Abad y Rubia, 2003). Dado el fuerte componente de aversión al riesgo evidenciado en este trabajo, parece importante para los agentes y los diseñadores de mercado el comprobar empíricamente si el sistema ha sido capaz de mejorar la liquidez a través de una reducción de asimetría informativa. Esta cuestión constituye un interesante tema de investigación futura.

Referencias

- [1] Abad, D. y A. Rubia, 2003. Actividad, Volatilidad y Rendimientos en el Sistema Fixing Español: Una Evaluación Empírica, *Moneda y Crédito* 217, 45-72.
- [2] Abad, D. y A. Rubia, 2004. Estimating the Probability of Informed Trading: Further Evidence from an Order-driven Market, *Papel de Trabajo*, Universidad de Alicante.
- [3] Acosta, J., Osorno, M.P. y M.G. Rodríguez, 2000. Los Costes de Selección Adversa en el Mercado Bursátil Español, VIII Foro de Finanzas, Madrid.
- [4] Choi, J., Salandro, D. y K. Shastri, 1988. On the Estimation of Bid-Ask Spreads: Theory and Evidence, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 23, 219-230.
- [5] Chung, K.H. y M. Li, 2003. Adverse Selection Costs and the Probability of Information-Based Trading, *Financial Review* 38, 257-272.
- [6] Copeland, T. y D. Galai, 1983. Information Effects on the Bid-ask Spreads, *Journal of Finance* 38, 1457-1469.
- [7] Easley, D., Kiefer, N., O'Hara M. y J. Paperman, 1996. Liquidity, Information, and Infrequently Traded Stocks, *Journal of Finance* 51, 1405-1436.
- [8] Easley, D., Kiefer, N. y M. O'Hara, 1997a. One Day in the Life of a very Common Stock, *Review of Financial Studies* 10, 805-835.
- [9] Easley, D., Kiefer, N. y M. O'Hara, 1997b. The Information Content of the Trading Process, *Journal of Empirical Finance* 4, 159-186.
- [10] Easley, D., O'Hara, M. y J. Paperman, 1998. Financial Analysts and Information-Based Trade, *Journal of Financial Markets* 1, 175-201.
- [11] Easley, D., O'Hara, M. y P.S. Srinivas, 1998. Option Volume and Stock Prices: Evidence on Where Informed Traders Trade, *Journal of Finance* 53, 431-465.

- [12] Easley, D., O'Hara, M. y G. Saar, 2001. How Stock Splits Affect Trading: A Microstructure Approach, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 36, 25-51.
- [13] Easley, D., Hvidkjaer, S. y M. O'Hara, 2002. Is Information Risk a Determinant of Asset Returns?, *Journal of Finance* 62, 2185-2221.
- [14] Farinós, J.E., García. C.J. y A.M. Ibáñez, 1999. Efectos del Anuncio de una OPA en la Liqueidez y en la Actividad Negociadora de las Empresas Objetivo, *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa* 9, 13-27.
- [15] George, T., Kaul, G. y M. Nimalendran, 1991. Estimation of the Bid-Ask Spread and its Components: A new Approach, *Review of Financial Studies* 4, 623-656.
- [16] Gómez-Sala, J.C. y J. Yagüe, 2002. Tamaño de Transacciones, Introducción de Órdenes y Preferencias por Precios en los *Splits* de Acciones, Papeles de Trabajo del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE), WP-EC 2002-29.
- [17] Glosten, L.R. y L.E. Harris, 1988. Estimating the Components of the Bid-Ask Spread, *Journal of Financial Economics* 21, 123-142.
- [18] Glosten, L.R. y P.R. Milgrom, 1985. Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogenously Informed Traders, *Journal of Financial Economics* 14, 71-100.
- [19] Grammig, J., Schiereck, D. y E. Theissen, 2001. Knowing me, Knowing you: Trader Anonymity and Informed Trading in Parallel Markets, *Journal of Financial Markets* 4, 385-412.
- [20] Hasbrouck, J., 1991a. Measuring the Information Content of Stock Trades, *Journal of Finance* 46, 179-207.
- [21] Hasbrouck, J., 1991b. The Summary Informativeness of Stock Trades: An Econometric Analysis, *Review of Financial Studies* 4, 571-595.
- [22] Huang, R.D. y H.R. Stoll, 1994. Market Microstructure and Stock Return Predictions, *Review of Financial Studies* 7, 179-213.

- [23] Huang, R.D. y H.R. Stoll, 1997. The Components of the Bid-Ask Spread: A General Approach, *Review of Financial Studies* 10, 995-1034.
- [24] Lin, J., Sanger, G.C. y G.G. Booth, 1995. Trade Size and Components of the Bid-Ask Spread, *Review of Financial Studies* 8, 1153-1183.
- [25] Madhavan, A., 1992. Trading Mechanism in Securities Markets, *Journal of Finance* 47, 607-641.
- [26] Madhavan, A. y S. Smidt, 1991. A Bayesian Model of Intraday Specialist Pricing, *Journal of Financial Economics* 30, 99-134.
- [27] Madhavan, A., Richardson, M. y M. Roomans, 1997. Why Do Security Prices Change? A Transaction-Level Analysis of NYSE Stocks, *Review of Financial Studies* 10, 1035-1064.
- [28] Minguez-Vera, A. y J.F. Martin-Ugedo, 2003. Concentración Accionarial y Liquidez del Mercado: Un Análisis con Ecuaciones Simultáneas, *Papeles de Trabajo del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE)*, WP-EC 2003-20.
- [29] Nyholm, K., 2002. Estimating the Probability of Informed Trading, *Journal of Financial Research* 35, 485-505.
- [30] Nyholm, K., 2003. Inferring the Private Information Content of Trades: a Regime-Switching Approach, *Journal of Applied Econometrics* 18, 457-470.
- [31] Roll, R., 1984. A Simply Implicit Measure of the Effective Bid-Ask Spread in a Efficient Market, *Journal of Finance* 39, 1127-1139.
- [32] Stoll, H., 1989. Inferring the Components of the Bid-Ask Spread: Theory and Empirical Tests, *Journal of Finance* 44, 115-134.
- [33] Stoll, H., 1995. Friction, *Journal of Finance* 55, 1479-1514.
- [34] Theissen, E., 2001. A Test of the Accuracy of the Lee-Ready Trade Classification Algorithm, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 2, 147-165.

- [35] Theissen, E., 2000. Market Structure, Informational Efficiency and Liquidity: An Experimental Comparison of Auction and Dealer Markets, *Journal of Financial Markets* 3, 333-363.
- [36] Van Ness, B.F., Van Ness. R.A. y R.S. Warr, 2001. How well do Adverse Selection Components Measure Adverse Selection?, *Financial Management* 30, 77-98.
- [37] Viswanathan, S. y J. Wang, 2002. Market Architecture: Limit-Order Books versus Dealership Markets, *Journal of Financial Markets* 5, 127-167.