



Revista Brasileira de Finanças

ISSN: 1679-0731

rbfin@fgv.br

Sociedade Brasileira de Finanças

Brasil

Silva Martins, Orleans; Paulo, Edilson

A probabilidade de negociação com informação privilegiada no mercado acionário brasileiro

Revista Brasileira de Finanças, vol. 11, núm. 2, abril-junio, 2013, pp. 249-280

Sociedade Brasileira de Finanças

Rio de Janeiro, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=305828001004>

- ▶ Como citar este artigo
- ▶ Número completo
- ▶ Mais artigos
- ▶ Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe , Espanha e Portugal  
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

# A Probabilidade de Negociação com Informação Privilegiada no Mercado Acionário Brasileiro

(The Probability of Informed Trading in the Brazilian Stock Market)

**Orleans Silva Martins\***

**Edilson Paulo\*\***

## **Resumo**

Este artigo teve o objetivo de investigar a assimetria de informação existente na negociação de ações no mercado acionário brasileiro. Para isso, foi estimada a probabilidade de negociação com informação privilegiada (PIN) de 229 ações durante os anos de 2010 e 2011, por meio do modelo de Easley *et al.* (2002). Nos resultados, verificou-se que a PIN média dessas ações foi de 24,9%, o que sugere a existência de negociação informada nesse período. Considerando o segmento de governança corporativa, as ações listadas no Nível 2 apresentaram a menor PIN média (24,4%), enquanto as ações do Nível 1 a maior média (25,6%). Considerando as classes de ação, a PIN média das ON foi 24,2% e das PN foi 26,0%, indicando que ações com direito de voto apresentaram menor assimetria de informação. Ainda, verificou-se que a relação entre maior liquidez e menor PIN só foi confirmada para ações ON de alta liquidez.

**Palavras-chave:** assimetria de informação; informação privilegiada; probabilidade de negociação informada.

**Códigos JEL:** G12; G14; G34.

## **Abstract**

This paper aims to investigate the existence of insider trading in the Brazilian stock market. For this, we estimate the probability of informed trading (PIN) of 229 stocks during the years 2010 and 2011, using the model of Easley et al. (2002). In the results, it was found that the average PIN of these stocks was 24.9%, suggesting the existence of informed trading in that period. Considering the segment of

---

Submetido em 8 de dezembro de 2012. Reformulado em 12 de abril de 2013. Aceito em 17 de maio de 2013. Publicado on-line em 1 de julho de 2013. O artigo foi avaliado segundo o processo de duplo anonimato além de ser avaliado pelo editor. Editor responsável: Ricardo P. C. Leal

\*Universidade Federal da Paraíba, Paraíba, Brasil.

E-mail: [orleansmartins@yahoo.com.br](mailto:orleansmartins@yahoo.com.br)

\*\*Universidade Federal da Paraíba, Paraíba, Brasil.

E-mail: [e.paulo@uol.com.br](mailto:e.paulo@uol.com.br)

corporate governance, the stocks listed on Level 2 had the lowest average PIN (24.4%), while stocks on Level 1 had the highest average (25.6%). Considering the classes of stock, the average PIN of common stocks was 24.2% and the average PIN of preferred stocks was 26.0%, indicating that the stocks with voting rights had lower information asymmetry. Still, it was found that the relationship between greater and lesser liquidity PIN was only confirmed for common stocks with high liquidity.

**Keywords:** information asymmetry; private information; probability if informed trading.

## 1. Introdução

Conhecer a magnitude da assimetria de informação existente nos mercados de capitais é talvez uma das mais importantes edifícies tarefas no âmbito das finanças corporativas. Por essa razão, esse tema tem sido alvo de discussões relacionadas à determinação do retorno das ações (Easley *et al.*, 2002), à governança corporativa (Cruces & Kawamura, 2005) e às fusões e aquisições das empresas (Aktas *et al.*, 2007), considerando-se a utilização de informação privada por parte de alguns agentes econômicos como uma ineficiência do mercado. Nesse contexto, o mercado acionário brasileiro tem se desenvolvido e, consequentemente, motivado discussões acerca de sua eficiência e suas práticas de governança corporativa, especialmente no que diz respeito ao uso de informação privilegiada (Camargos *et al.*, 2008, Barbedo *et al.*, 2009).

Segundo Cohen *et al.* (2012), pode-se entender informação privilegiada (ou privada) como uma informação que ainda não foi divulgada ao público em geral, a qual pode proporcionar vantagens competitivas ao seu portador na negociação de ações, fenômeno denominado pelos autores como *insider trading*, sendo essa prática qualificada como ilícita em diversos mercados de capitais. Essa informação privilegiada é consequência da assimetria de informação existente entre os proprietários e os controladores de uma firma, assim como entre seus acionistas majoritários e minoritários, fenômeno que é abordado pela Teoria da Agência (Jensen & Meckling, 1976), que trata da relação entre os participantes de uma firma, onde a propriedade e o controle do capital são destinados a indivíduos distintos, dando espaço à formação de um conflito de interesses, que pode originar a assimetria de informação.

Nesse contexto, alguns casos de fraudes e escândalos corporativos envolvendo o uso de informação privilegiada nos mercados de capitais podem ser citados, como os ocorridos com a ImClone, nos Estados Unidos, e com a AmBev e a Copel, no Brasil. Esses casos motivaram questionamentos quanto à eficiência dos modelos de governança corporativa, especialmente no Brasil Barbedo *et al.* (2009), Alberton *et al.* (2011, ver), um país emergente que, segundo Duarte & Young (2009), é um campo fértil para a prática de *insider trading*. Nesse cenário, de acordo com Vieira & Mendes (2006), os modelos de governança, a princípio, deveriam reduzir a assimetria de informação existente no mercado e evitar a prática dessa ilicitude.

O uso de informação privilegiada no mercado acionário brasileiro é qualificado como crime pela legislação local, conforme Artigo 27 da Lei nº 6.385/1976, incluído pela Lei nº 10.303/2001, com pena de reclusão de 1 a 5 anos e multa de até 3 vezes o montante da vantagem ilícita obtida Brasil (1976, 2001). Apesar disso, evidências empíricas indicam a existência de negociações baseadas em informação privilegiada nesse mercado (Bopp, 2003, Cruces & Kawamura, 2005, Barbedo *et al.*, 2009). Nesse sentido, Barbedo *et al.* (2009) alertam que na ocasião em que essa prática ilegal permanece impune, como costuma ocorrer na maioria dos países da América Latina, os grupos controladores se sentem confortáveis para expropriar os ganhos dos acionistas minoritários através do uso desse tipo de informação ao negociar ações. Por consequência, qualquer suspeita de ocorrência desse fenômeno faz com que o investidor evite investir nesse mercado, ou nesse ativo, com receio de ser prejudicado na transação.

Por isso, a negociação com informação privilegiada nos mercados de capitais tem se transformado em um tema recorrente em discussões acadêmicas e profissionais na literatura internacional (Easley *et al.*, 1996, 2002, 2010, Abad & Rubia, 2005, Cruces & Kawamura, 2005, Duarte & Young, 2009, Mohanram & Rajgopal, 2009). No Brasil, todavia, não se tem observado a mesma preocupação com essa temática, especialmente em se tratando de pesquisas que utilizem dados de microestrutura desse mercado. A literatura que trata da existência de assimetria de informação no mercado brasileiro é relativamente escassa, principalmente no que diz respeito à mensuração da assimetria de informação.



Nesse contexto, em que a eficiência dos mercados de capitais e a quantidade e qualidade de informações disponibilizadas aos seus agentes são discutidas, Easley *et al.* (1996) desenvolveram um modelo de mensuração de assimetria de informação a partir dos volumes de negociação das ações, o qual foi aperfeiçoado por Easley *et al.* (2002), que possibilita estimar a probabilidade de negociação com informação privilegiada (PIN) de uma ação. Com esse modelo, diversos estudos realizados em países como Estados Unidos (Easley *et al.*, 1996, 1997, 2002) e Espanha (Abad & Rubia, 2005) têm verificado que a PIN influencia fortemente a negociação dos ativos e que as especificidades de cada mercado podem potencializar seus efeitos. No Brasil, sobretudo, a primeira investigação desse tipo foi desenvolvida por Barbedo *et al.* (2009), mensurando a PIN de 48 ações listadas em diferentes segmentos de governança corporativa.

Aliado a isso, observa-se escassez de trabalhos nesta linha, que pode estar relacionada à dificuldade de acesso às bases que contenham dados necessários para uma pesquisa desse tipo e à dificuldade de se mensurar a assimetria de informação no mercado brasileiro. Destaca-se, ainda, que a presença dessa assimetria pode fomentar a ineficiência de um mercado de capitais (Leland & Pyle, 1977). Assim, sua diminuição pode proporcionar um ambiente institucional mais seguro, cujos resultados são maior eficiência, menores custos de transação e maior quantidade de recursos negociados no mercado.

Nesse sentido, a motivação desta pesquisa surge da lacuna identificada na literatura, no que se refere à mensuração da assimetria de informação na negociação de ações no mercado brasileiro de capitais. Para isso, buscou-se responder à seguinte questão de pesquisa: qual é a magnitude da assimetria de informação existente na negociação de ações no mercado acionário brasileiro? Seus principais resultados indicaram a existência de assimetria nesse mercado, uma vez que foram identificadas probabilidades de negociação com informação privilegiada no período investigado. Assim, este estudo contribui com o melhor entendimento da PIN no mercado brasileiro, especialmente no que se refere às diferentes classes de ações e de listagem de governança corporativa, relacionando a PIN à liquidez das ações.

O artigo está organizado em cinco seções, incluindo esta introdução. Na seção seguinte são apresentadas as referências teóricas acerca da existência de assimetria de informação no mercado de capitais e da probabilidade de negociação de ações com o uso de informação privilegiada. Na terceira

seção, apresenta-se a amostra, a base de dados utilizada e os processos de estimativa PIN e relacionamento com a liquidez. Na quarta seção são apresentados os resultados do estudo e, na última, suas principais conclusões.

## 2. Referencial Teórico

### 2.1 Informação privilegiada no mercado de capitais

As implicações da assimetria de informação num mercado qualquer foram analisadas inicialmente por Akerlof (1970). Para ilustrar esse fenômeno, o autor utiliza como exemplo o mercado norte-americano de carros usados, denominado *market for lemons*, onde os carros usados velhos e ruins são chamados de ‘limões’. Nesse mercado, onde o vendedor tem maior conhecimento sobre a qualidade do carro usado que está sendo negociado, o comprador se dispõe a pagar um preço abaixo daquele que efetivamente o carro valeria se todas as informações necessárias para atestar a sua qualidade estivessem disponíveis (Akerlof, 1970). Por outro lado, quem tem um carro de boa qualidade detende a não querer vendê-lo pelo preço praticado nesse mercado, pois pode receber aquém do real valor do seu veículo.

Nesse sentido, Leland & Pyle (1977) observa que a assimetria de informação pode reduzir o desempenho dos mercados, o que pode ser explicado por meio do financiamento de um projeto cuja qualidade é muito variável. Para os autores, enquanto os tomadores conhecem a qualidade de seus próprios projetos, os credores não conseguem distinguir projetos de boa ou má qualidade. Se essa distinção for orientada pelo mercado, atribuindo-se um valor médio maior que o custo médio dos projetos, a oferta potencial de projetos de baixa qualidade pode ser muito grande, uma vez que os tomadores podem tirar proveito de um mercado desinformado (sobre a real qualidade) para criar resultados positivos. Por outro lado, o mercado pode argumentar que sua qualidade média provavelmente seja baixa, com a justificativa de que, até que os projetos sejam conhecidos para merecer o financiamento, não possam ser realizados, em função do alto custo de capital resultante da baixa qualidade média dos projetos existentes.

Aliado a isso, destaca-se o conflito de interesses entre os participantes de uma firma, tratado pela Teoria da Agência (Jensen & Meckling, 1976), onde a propriedade e o controle do seu capital são destinados a indivíduos distintos. Nesse sentido, considerando os diferentes graus de informação possuída, por um lado, pelos controladores e, por outro lado, pelos investidores ou proprietários, Iquiapaza *et al.* (2008) destacam que, devido à



posição privilegiada que ocupam, os controladores podem utilizar informações ainda não divulgadas ao público para projetar melhor seus fluxos de caixa, uma vez que possuem razoável expectativa acerca de seus resultados futuros, privilégio não possuído pelos demais agentes que integram o mercado.

No Brasil, um dos primeiros instrumentos de restrição ao uso dessas informações em benefício próprio foi a promulgação da Lei nº 6.404/1976 (conhecida por Lei das Sociedades por Ações), que introduziu no mercado o princípio da informação completa (fulldisclosure), que desde então passou a ser um dos pilares do sistema normativo das empresas brasileiras. Em seu Artigo 155, a Lei discorre sobre o “dever de lealdade” do administrador, estabelecendo que deve guardar sigilo sobre qualquer informação que ainda não tenha sido divulgada ao mercado, além de lhe ser proibido o uso dessa informação privada de forma que possa obter vantagem para si ou para outrem, na compra ou venda de ações da companhia (Brasil, 1976).

Contudo, embora houvesse previsão da responsabilidade do administrador na Lei das Sociedades por Ações, o uso indevido de informação privilegiada no mercado brasileiro só passou a ser previsto como crime a partir da Lei nº 10.303/2001, em seu Artigo 27-D, Capítulo VII-B, que trata dos crimes contra o mercado de capitais. Esse uso indevido também é previsto pela Comissão de Valores Mobiliários (CVM) em sua Instrução CVM nº 31/1984, onde é instituído que é vedado aos administradores e acionistas controladores o uso de informação à qual tenham acesso privilegiado, relativa a ato ou fato relevante ainda não divulgado ao mercado (CVM – Comissão de Valores Monetários, 1984).

Todavia, apesar da existência de legislação que criminalize essa prática no mercado brasileiro, evidências empíricas apontam a existência de utilização de informação privilegiada na negociação de ações no mercado brasileiro de capitais (Bopp, 2003, Cruces & Kawamura, 2005, Barbedo *et al.*, 2009). Nesse sentido, Camargos *et al.* (2008) exclamam que, no contexto brasileiro, onde o mercado está em desenvolvimento e caminha para a sua consolidação como um dos principais centros mundiais de negociação de títulos, a prática de *insider trading* pode ocasionar um atraso nessa trajetória, haja vista a crescente participação de investidores estrangeiros e de pessoas físicas em sua principal bolsa de valores, a BM&FBOVESPA.

## 2.2 Probabilidade de negociação com informação privilegiada

A probabilidade de negociação com informação privilegiada (PIN), tratada na literatura internacional como *probability of informed trading* (Easley *et al.*, 1996, 2002), é o resultado da mensuração da assimetria de informação existente no mercado de capitais, investigada a partir dos dados de microestrutura desse mercado. A PIN foi modelada inicialmente por meio do modelo de negociação sequencial de Easley *et al.* (1996), com base nos trabalhos teóricos de Easley & O'Hara (1987, 1992), modelo que posteriormente foi aperfeiçoado por Easley *et al.* (2002), doravante denominado modelo EHO. Esse modelo parte da premissa de que as operações de compra e venda das ações ocorrem por consequência das decisões tomadas por negociadores informados ou desinformados para identificar a assimetria de informação no mercado de capitais. Nesse caso, negociador informado é aquele que possui uma informação privilegiada sobre o verdadeiro valor do ativo negociado, enquanto negociador desinformado é aquele que negocia apenas com informações públicas disponíveis no mercado.

Na literatura de finanças relacionada à assimetria de informação nos mercados de capitais, a PIN se destaca por ser estimada a partir dos dados de negociação do próprio mercado, podendo ser considerada uma *proxy* direta de assimetria, mais independente da organização do mercado do que outras *proxies* existentes (como a volatilidade, os lucros anormais e o número de anúncios públicos sobre a empresa), embora à custa de uma abordagem técnica mais complexa (Abad & Rubia, 2005). Isso é ratificado por Heidle & Huang (2002), que atestam que a PIN estimada pelo modelo de Easley *et al.* (1996, 2002) se distingue das demais *proxies* de assimetria devido ao fato de estimar a assimetria de informação a partir dos dados das negociações das próprias ações. Nesse sentido, Aktas *et al.* (2007) observam que a PIN tem uma extensa aplicação na literatura de finanças, com consistentes evidências empíricas. Aliado a isso, Cruces & Kawamura (2005) são ainda mais enfáticos ao afirmarem que este é o único método que permite a estimação direta da assimetria de informação, através da probabilidade de negociação baseada em informação privada.

O modelo EHO considera o desequilíbrio entre o volume de ofertas de compra e de venda de uma ação como um sinal da existência de negociação informada, em que eventos informacionais relevantes para o ativo são gerados independentemente entre si ao longo dos dias de negociação ( $t_{1\dots n}$ ) e que isso ocorre com certa probabilidade  $\alpha$ . Esses eventos podem criar valor para o ativo com probabilidade  $1 - \delta$  (se indicar boa notícia), ou



representar má notícia, reduzindo seu valor, com probabilidade  $\delta$ . Neste caso, “boa notícia” indica um sinal de alta do valor do ativo, enquanto “má notícia” indica um sinal de baixa. Em essência, parte-se do pressuposto de que mais ordens de compra são esperadas em dias cujas boas notícias prevaleçam, mais ordens de venda são esperadas em dias cujas más notícias predominem, enquanto dias sem eventos informacionais possuem poucas negociações, devido à redução de negociadores informados no mercado.

O desequilíbrio observado entre os volumes de ordens de compra e de venda revela a presença de negociadores informados participando mais ativamente de um dos lados do mercado, indicando a existência de negociação com informação privilegiada. Assim, o ativo a ser negociado nesse mercado tem um valor esperado no final do dia de negociação, representado pela variável  $V$ . A ocorrência de um evento informacional é dada pela chegada de um sinal  $\psi$  sobre  $V$ . O evento, por sua vez, pode assumir dois valores, baixo ou alto, respectivamente representados por  $(L)$  e  $(H)$ , com probabilidades  $\delta$  e  $1 - \delta$ . O valor do ativo condicionado ao sinal de baixa ( $L$ ), indicando má notícia, é dado por  $\underline{V}$ ; similarmente, aquele condicionado ao sinal de alta ( $H$ ), boa notícia, é dado por  $\overline{V}$ . Se nenhum evento informacional ocorrer, assume-se que  $\psi = 0$  e que o valor do ativo simplesmente continua a ser, em seu nível incondicional,  $V^* = \delta\underline{V} + (1 - \delta)\overline{V}$ , onde  $\underline{V} < V^* < \overline{V}$ .

Com isso, supõe-se que a probabilidade de que um evento informacional tenha ocorrido é  $\alpha$ , com  $1 - \alpha$  correspondente à probabilidade de que não tenha surgido evento informacional. Assim, Easley *et al.* (1997) observam que a negociação no mercado de capitais surge de negociadores informados e desinformados, onde o informado é considerado neutro ao risco e assume os preços como dados. Isso resulta em uma estratégia de negociação simples: se um negociador informado observar um sinal de alta, ele vai comprar as ações se a cotação atual estiver abaixo de  $\overline{V}$ ; se ele observar um sinal de baixa, ele vai vender se a cotação estiver acima de  $\underline{V}$ . Por outro lado, um negociador desinformado negocia por motivos de liquidez, apenas com suas crenças, de acordo com suas demandas, que dependem do histórico das cotações. Por isso, supõe-se chances iguais desse negociador desinformado ser um potencial comprador ou vendedor, assumindo-se que a probabilidade dele negociar ao verificar a cotação é  $\epsilon > 0$ .

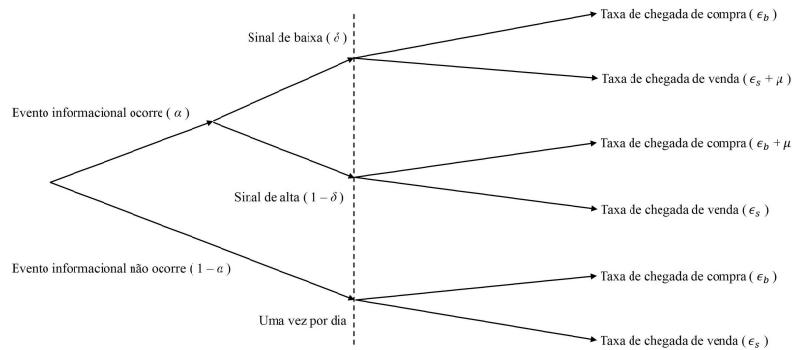
Dessa forma, já que o negociador informado lucra à custa do formador de mercado, a probabilidade de que a negociação seja realmente informada é importante para a determinação dos preços dos ativos nesse mercado.

Supõe-se que, se um evento informacional ocorre, então o formador de mercado espera que a fração de negociações feitas pelo negociador informado seja  $\mu$ . Entretanto, isso não precisa corresponder de forma idêntica à fração da população de negociadores que recebe qualquer sinal, como a intensidade da transação dos negociadores informados que pode diferir dos negociadores desinformados. Sendo assim, durante todo o dia de negociação, as ordens chegam ao mercado de acordo com um processo de Poisson.

Nesse processo, as negociações ocorrem sequencialmente, o que significa que em cada intervalo de tempo algum negociador é escolhido aleatoriamente de acordo com as probabilidades e oportunidades dadas ao negócio. Em cada tempo  $t[0, T]$ , o formador de mercado define os preços para compra ou venda durante o dia e, em seguida, executa as ordens que chegam. Negociadores informados com más notícias ( $\delta$ ) sobre um ativo o vendem, enquanto aqueles informados com boas notícias ( $1 - \delta$ ) o compram. Com isso, em dias com eventos informacionais, ordens de negociadores informados chegam a uma taxa  $\mu$ . Por outro lado, negociadores desinformados comercializam apenas por motivos de liquidez e suas ordens de compra chegam a uma taxa  $\epsilon_b$  e de venda a uma taxa  $\epsilon_s$ . Se uma ordem chega no momento  $t$ , o formador de mercado observa a negociação (seja compra ou venda) e usa essa informação para atualizar suas crenças. Com isso, novos preços são fixados, as negociações evoluem e os preços se movem em resposta às mudanças das crenças do formador de mercado (Easley *et al.*, 2002).

O processo de negociação do modelo EHO pode ser apresentado em um diagrama de árvore, conforme figura 1. Nesse diagrama, os nós à esquerda da linha tracejada ocorrem somente uma vez por dia, enquanto os nós à direita podem ocorrer a cada intervalo de tempo. Assim, o diagrama demonstra a relação existente entre a informação, quando boa ou má, e sua probabilidade de influência na negociação. O primeiro nó corresponde à ocorrência ou não de um evento informacional. Se o evento ocorre (com probabilidade  $\alpha$ ), isto é, se há uma informação privada no mercado, então seu sinal é determinado no segundo nó. Há uma probabilidade  $\alpha$  de o evento ocasionar um sinal de baixa e uma probabilidade  $1 - \alpha$  de ocasionar um sinal de alta. Dessa forma, o terceiro nó é atingido no início do dia de negociação, podendo influenciar as transações seguintes.





**Figura 1**  
Diagrama de árvore do processo de negociação

A partir desse ponto, os negociadores são selecionados em cada tempo  $t$  para operações com base nas probabilidades descritas anteriormente. Se um evento informacional ocorre, então se segue para os nós seguintes da árvore e um agente informado é escolhido para negociar com probabilidade  $\mu$ . Se ele compra ou vende, depende do sinal que ele vê. Se o evento informacional ocorre indicando um sinal de alta, a taxa de chegada de ordens de venda é dada por  $\epsilon_s + \mu$ . Se o evento ocorre e indica um sinal de baixa, a taxa de chegada de ordens de compra é dada por  $\epsilon_b + \mu$ . Mas se nenhum evento informacional ocorre, as taxas de chegada de compras e vendas são dadas por  $\epsilon_b$  e  $\epsilon_s$ , respectivamente, pois não há agente informado no mercado ( $\mu = 0$ ).

Isso permite ao modelo EHO a utilização de dados observáveis sobre o número de compras e vendas diárias para fazer inferências sobre eventos informacionais não observáveis, além da distinção entre negociação informada (*insider trading*) e desinformada. Dessa forma, o modelo interpreta o nível padrão de compras e vendas de uma ação como uma negociação desinformada, utilizando esses dados para identificar  $\epsilon_b$  e  $\epsilon_s$ . Um volume anormal de ofertas de compras ou de vendas é interpretado como negociação informada e é utilizado para identificar  $\mu$ . Por outro lado, o número de dias em que há volume anormal de compras e vendas é utilizado para identificar  $\alpha$  e  $\delta$  (Easley *et al.*, 2002).

O diagrama de árvore, por sua vez, representa o que se convencionou chamar de processo de negociação. Dessa forma, os parâmetros do modelo EHO ( $\alpha$ ,  $\mu$ ,  $\epsilon_b$ ,  $\epsilon_s$  e  $\delta$ ) podem ser estimados por meio de um modelo de

negociação sequencial. Essa estimativa é feita por meio da maximização de uma função de máxima verossimilhança condicionada ao histórico de negociação das ações, conforme equação 1.

$$\begin{aligned} \mathbf{L}(\theta|\mathbf{B}, \mathbf{S}) &= (1 - \alpha)e^{-\epsilon_b} \frac{\epsilon_b^B}{B!} e^{-\epsilon_s} \frac{\epsilon_s^S}{S!} \\ &+ \alpha \delta e^{-\epsilon_b} \frac{\epsilon_b^B}{B!} e^{-(\mu + \epsilon_s)} \frac{(\mu + \epsilon_s)^S}{S!} \\ &+ \alpha(1 - \delta) e^{-(\mu + \epsilon_b)} \frac{(\mu + \epsilon_b)^B}{B!} e^{-\epsilon_s^S} S! \end{aligned} \quad (1)$$

Em que,  $B$  e  $S$  representam os volumes de compras e vendas da ação  $i$  em um dia de negociação  $t$ , respectivamente, e  $\theta = (\alpha, \mu, \epsilon_b, \epsilon_s$  e  $\delta)$  é o vetor de parâmetros. Esta função de verossimilhança é uma mistura de distribuições de probabilidade de Poisson, ponderada pela probabilidade de ser uma “boa notícia”  $\alpha(1 - \delta)$ , uma má notícia ( $\alpha\delta$ ), ou de não haver notícia ( $1 - \alpha$ ). O modelo assume que a cada dia as chegadas de eventos informacionais e negócios condicionados a eventos informacionais são provenientes de distribuições idênticas e independentes. Assim, a função de probabilidade para os dias  $T$  é o produto da probabilidade acima ao longo dos dias (Easley *et al.*, 2010).

Dessa forma, assumindo a independência entre os dias de negociação, a probabilidade conjunta de se observar uma série diária de compras e vendas nos dias de negociação  $t = 1, \dots, T$  é o produto das probabilidades diárias dadas pela equação 2.

$$\mathbf{V} = \mathbf{L}(\theta|\mathbf{M}) = \prod_{t=1}^T L(\theta|B_t, S_t) \quad (2)$$

em que,  $B_t$  e  $S_t$  são os dados das negociações para o dia  $t = 1, \dots, T$  e  $M = ((B_1, S_1), \dots, (B_T, S_T))$  é o conjunto de dados. Assim, a maximização de (1) sobre  $\theta$ , com base nos dados  $M$ , portanto, determina a forma de estimar os parâmetros estruturais do modelo ( $\alpha, \mu, \epsilon_b, \epsilon_s$  e  $\delta$ ). Evidentemente, o risco da ocorrência de negociação baseada em informação envolve todos esses elementos de forma simultânea. Nesse sentido, a equação resultante para o cálculo da probabilidade de negociação com informação privilegiada (PIN) é dada pela equação 3.

$$PIN = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + \epsilon_b + \epsilon_s} \quad (3)$$



em que,  $PIN$  é a probabilidade de negociação com informação privilegiada,  $\alpha$  é a probabilidade de ocorrer um evento informacional,  $\mu$  é a taxa de chegada de ordens de negociação de agentes informados,  $\epsilon_b$  é a taxa de chegada de ordens de compra de agentes desinformados e  $\epsilon_s$  é a taxa de chegada de ordens de venda de agentes desinformados.

### 3. Métodos

#### 3.1 População e amostra

A população objeto de análise deste estudo foi composta pelas ações das empresas listadas na BM&FBOVESPA. Para sua realização, foram coletados os dados sobre as negociações de todas as ações ativas no período entre 04 de janeiro de 2010 a 29 de dezembro de 2011. Dessa forma, para evitar o problema de viés de seleção, apenas após a coleta de todos os dados, foi definida a amostra, que contou com as ações que possuíam pelo menos 1 (uma) negociação por dia durante pelo menos um dos trimestres analisados. Ainda, é oportuno observar que a limitação desse intervalo de tempo se fez necessária devido ao elevado número de observações em alta frequência para a estimativa da PIN. Com isso, foram coletadas e analisadas as informações de 229 ações, de 194 empresas, durante os exercícios sociais de 2010 e 2011, representando 38,6% do total de 594 ações de 361 empresas.

#### 3.2 Coleta e tratamento de dados

Easley *et al.* (1997) mostraram que uma janela de negociação de 60 dias é suficiente para permitir uma estimativa robusta dos parâmetros do modelo EHO. Assim, foram coletados a partir da plataforma de negociação eletrônica CMA Series 4, do Grupo CMA<sup>®</sup>, os dados intradiários de negociação das ações, minuto-a-minuto, menor janela de tempo disponível na base de dados utilizada. Embora houvesse essa limitação, com base em Easley *et al.* (1997) e Tay *et al.* (2009), pode-se estimar os parâmetros do modelo EHO de forma robusta.

Em pesquisas de microestrutura de mercado, a identificação da atuação de agentes compradores e vendedores separadamente é uma questão fundamental. Como destacado por Silva (2009), é óbvio que cada transação no mercado é, ao mesmo tempo, uma compra e uma venda, já que envolve um agente comprador e um agente vendedor. Todavia, para a aplicação do modelo EHO, além de conhecer os preços de transação de cada negócio, é

necessário identificar se a transação foi disparada por um agente comprador ou vendedor, para que seja classificada como “compra” ou “venda”. Dessa forma, como o CMA<sup>®</sup> não identifica se os negócios intradiários partiram de um agente comprador ou vendedor, as operações foram classificadas em compra ou venda por meio do LR Method, proposto por Lee & Ready (1991).

Nesse método, o preço de fechamento da transação é comparado com a cotação média de compra e venda e, se o preço de fechamento for maior, a transação é classificada como “compra”, analogamente, se for menor, como “venda”. Caso o preço de fechamento seja igual à cotação média, ele é comparado com o preço da transação anterior e, se for maior, a transação é classificada como “compra”, se for menor, como “venda”. Caso ainda persista a igualdade, repete-se a classificação da transação anterior. Destaca-se, entretanto, que esse algoritmo de classificação de transações não é à prova de falhas (Bopp, 2003). Contudo, Lee & Radhakrishna (2000) afirmam que ele tem precisão de cerca de 93,0% no mercado norte-americano e Silva (2009) mostra que sua precisão no mercado brasileiro é de cerca de 72,0%. Sendo assim, devido à indisponibilidade de dados com a identificação da atuação de agentes compradores e vendedores no mercado brasileiro e à inexistência de outro método de classificação mais preciso que o *LR Method*, decidiu-se pelo seu uso.

Ainda, foram coletados no banco de dados da Economatica<sup>®</sup> informações relativas às estruturas de propriedade e de controle das empresas, além da liquidez das ações analisadas.

### 3.3 Modelo empírico

Neste estudo, para estimar  $\theta = (\alpha, \mu, \epsilon_b, \epsilon_s$  e  $\delta)$ , que é o vetor de parâmetros do modelo EHO, e, consequentemente, a PIN, foi maximizada uma função de máxima verossimilhança condicionada ao histórico de negociação de cada ação, relacionada ao desequilíbrio observado nos volumes de ofertas de compras e vendas das ações por meio de uma inferência bayesiana, de acordo com a equação 1, apresentada anteriormente na seção 2.2. Todavia, como observa Easley *et al.* (2010), a maximização dessa equação é uma tarefa difícil até mesmo para um computador, pois, se houver um grande número de ordens de compras ( $B$ ) e de vendas ( $S$ ) diárias para cada ação, o sistema estoura, devido à fatoração das variáveis  $B$  e  $S$  que podem gerar números infinitos, o que acontece com algumas ações da amostra analisada. Sendo assim, para evitar esse problema, Easley *et al.*



(2010) destacam que a equação 1 pode ser reescrita conforme equação 4.

$$\begin{aligned} \mathbf{L}((\mathbf{B}_t, \mathbf{S}_t)_{t=1}^T) | \theta = & \sum_{t=1}^T \left[ -\epsilon_b - \epsilon_S + M_t(\ln X_b + \ln X_S) \right. \\ & \left. + B_t \ln(\mu + \epsilon_b) + S_t \ln(\mu + \epsilon_S) \right] + \\ & \sum_{t=1}^T \ln[\alpha(1 - \delta)e^{-\mu} X_S^{S_t - M_t} X_b^{M_t} + (1 - \alpha)X_S^{S_t - M_t} X_b^{B_t - M_t}] \end{aligned} \quad (4)$$

em que  $M_t = \min(B_t, S_t) + \max(B_t, S_t)/2$ ,  $x_s = \epsilon_s/(\mu + \epsilon_s)$  e  $x_b = \epsilon_b/(\mu + \epsilon_b)$ .

Segundo Easley *et al.* (2010), a fatoração de  $x_b^{M_t}$  e  $x_s^{M_t}$  é feita para reduzir o erro de truncamento e aumentar a eficiência do sistema. Para esses autores, isso é importante para populações com grandes volumes de negociação, como acontece com algumas ações da amostra analisada. Caso contrário, seria necessário calcular pequenas frações (taxas de chegada) elevadas a grandes potências (em número de negócios). Essa transformação permite o cálculo da PIN para um número maior de dias de negociação, porque substitui os grandes números, como os fatoriais dos volumes de ordens de compras ( $B!$ ) e vendas ( $S!$ ), sem, no entanto, prejudicar o processo de estimativa. Nesse sentido, devido ao grande número de iterações necessárias para encontrar o valor ótimo dos parâmetros da equação 4, foi utilizada uma rotina desenvolvida no *software* estatístico “R” (*software* livre).

### 3.4 Modelo utilizado

Para investigar a relação da PIN com a liquidez das ações foram estimadas duas regressões Tobit, por máxima verossimilhança. Esse modelo foi utilizado devido à variável dependente (PIN) ser censurada ao intervalo  $[0, 1]$ , por se tratar de uma probabilidade. Assim, inicialmente foi estimada a equação 5 com dados em *cross-section*.

$$\text{PIN}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Liq_{it} + u_t \quad (5)$$

Em que,  $PIN_{it}$  é a probabilidade de negociação com informação privilegiada da ação  $i$  no trimestre  $t$ ,  $\gamma_1, \dots, n$  são os parâmetros estimados,  $Liq_{it}$  é a liquidez em bolsa da ação  $i$  no trimestre  $t$ , coletada a partir da base de dados da Economatica, e  $u_t$  é o termo de erro.

Em seguida, considerando que algumas características dos mercados de países emergentes podem influenciar a PIN estimada, como a liquidez (Duarte & Young, 2009) e o direito de voto da ação ordinária (Denardin, 2007), foi estimada a equação 6 com a inclusão de variável de controle para ações ordinárias de alta liquidez.

$$PIN_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Liq_{it} + \gamma_2 D_{it} + \gamma_3 Liq_{it} \times D_{it} + u_t \quad (6)$$

Em que,  $D_{it}$  é uma variável *dummy* que assume valor 1 para ações ordinárias com maior liquidez<sup>1</sup> e valor 0 para os demais casos; e  $Liq_{it} \times D_{it}$  é a variável de interação, cujo coeficiente ( $\gamma_3$ ) revela a relação entre a PIN e a liquidez das ações ordinárias de maior liquidez.

#### 4. Resultados

A probabilidade de negociação com informação privilegiada (PIN) média estimada para o conjunto de ações analisadas durante o biênio 2010/2011 foi de cerca de 24,9%, conforme tabela 1. Essa probabilidade é maior que a apurada por Easley *et al.* (2002) para ações do mercado norte-americano (cuja média foi de 19,1%) e se aproxima da PIN apurada por Bopp (2003) para os ADR's de empresas brasileiras negociados na *New York Stock Exchange* (NYSE), que foi de 23,9%, há cerca de uma década atrás. No mercado brasileiro, a estimativa pioneira com dados deste mercado foi realizada por Barbedo *et al.* (2009) para 48 ações, cuja PIN média foi de 12,5%, por meio do modelo de Easley *et al.* (2002) com um ajuste para tendência de mercado, o qual não foi realizado neste estudo, optando-se pelo modelo original, devido à sua maior consistência empírica e larga utilização na literatura internacional (conforme citado na seção 2.2). Isso pode justificar a diferença entre as médias encontradas por aquele estudo e por este.

---

<sup>1</sup>As ações foram classificadas de forma decrescente conforme o grau de liquidez e a amostra foi dividida em três partes iguais.



**Tabela 1**

Estatística dos parâmetros do modelo EHO e da PIN – 2010/2011

Estatística	$\alpha$	$\mu$	$\epsilon_b$	$\epsilon_s$	$\delta$	PIN
Média	0,516	69,706	63,905	64,734	0,479	0,249
Mediana	0,421	64,692	42,649	43,254	0,474	0,236
Mínimo	0	3,243	0,397	0,415	0	0
1º Quartil	0,255	34,186	8,86	9,492	0,119	0,178
3º Quartil	0,884	100,244	107,44	107,428	0,823	0,303
Máximo	1	216,828	225,782	236,361	1	0,668
Desvio Padrão	0,281	35,874	52,724	52,515	0,321	0,081

Quando é estimada a PIN média de cada ano para todas as ações, tem-se 26,5% em 2010 e 23,3% em 2011. O ano de 2010 foi marcado por ser um período de recuperação da crise econômica de 2008/2009, quando o volume de negócios da BM&FBOVESPA se manteve praticamente estável, tendo em vista a média da pontuação do Índice Bovespa (Ibovespa), que refletiu uma pequena variação negativa entre janeiro e dezembro daquele ano, menor que 0,1%. Já em 2011, essa variação foi mais expressiva, representando uma desaceleração maior, com variação negativa de cerca de 17,7%, indicando a saída de alguns agentes desse mercado, entre eles parte dos agentes informados, o que pode estar relacionado à redução da PIN média. Nos dois anos analisados, pode-se verificar que a menor PIN apresentada por uma ação foi de 0,0%, indicando não ter havido negociação com informação privilegiada, enquanto a maior PIN foi de 66,8%, indicando que mais da metade dos negócios com essa ação podem ter ocorrido com o uso de informação privilegiada.

Em se tratando dos parâmetros do modelo EHO, nota-se que a probabilidade média de ter ocorrido um evento informacional ( $\alpha$ ) que possa ter influenciado a negociação das ações durante o período analisado foi de 51,6%. Esse evento, por sua vez, pode indicar uma má ( $\delta$ ) ou uma boa ( $1 - \delta$ ) notícia em relação ao processo de negociação das ações. Nesse sentido, pode-se observar que cerca de 52,1% dos eventos informacionais possuíam sinal alto, ou seja, indicavam boas notícias (enquanto 47,9% indicaram más notícias). Isso sugere que durante os últimos dois anos os eventos informacionais positivos prevaleceram no mercado brasileiro, apesar da pequena diferença, indicando que, em média, esse mercado tem atingido as expectativas dos agentes informados (pelo menos de metade deles). No que diz respeito às taxas de chegada de ordens de negociação, nota-se certo equilíbrio. A taxa média de chegada de ordens de negociação

de agentes informados ( $\mu$ ) foi de aproximadamente 69,7, demonstrando que, nos dias em que há indícios de negociação com informação privilegiada, o mercado era composto em sua maioria por agentes informados. Por outro lado, a taxa média de chegada de ordens de compradores desinformados ( $\epsilon_b$ ) foi de 63,9 e a de vendedores desinformados ( $\epsilon_s$ ) foi de 64,7, indicando que nos dias em que não ocorreram negociações baseadas em informação o mercado apresentou a maioria das negociações originada de agentes desinformados.

#### **4.1 Análise da PIN de acordo com o segmento de governança corporativa**

Considerando o nível de governança corporativa das firmas, nota-se que a maior PIN média foi apresentada pelas ações listadas no Nível 1, com 25,6% de probabilidade de terem ocorrido negociações informadas. Em seguida, aparecem o mercado Tradicional (25,0%), o Novo Mercado (24,5%) e o Nível 2 (24,4%). Segundo Barbedo *et al.* (2009), a liquidez das ações importa muito na análise da probabilidade de negociação com informação privilegiada. Em seu estudo, os autores sobreditos classificam as ações em dois grupos, de acordo com seus níveis de liquidez: no primeiro grupo as ações do mercado Tradicional e do Nível 1, com maiores níveis de liquidez; e no segundo grupo as ações do Nível 2 e do Novo Mercado, com menores níveis de liquidez. Com isso, puderam identificar que, quando considerada a liquidez, as ações se distinguem em termos de PIN por suas práticas de governança corporativa.

Neste artigo, essa mesma classificação não foi possível devido à alteração do período e dos níveis de liquidez. Por isso, foi feita uma nova classificação em três grupos, considerando os níveis de liquidez do período analisado: no primeiro, constaram as ações do Nível 1, com maiores níveis de liquidez (média de 0,762); no segundo, as ações do mercado Tradicional e do Novo Mercado, com níveis de liquidez intermediários (média de 0,429); e no terceiro, as ações do Nível 2, com menores níveis de liquidez (média de 0,167). Devido à não-normalidade da distribuição dessas variáveis (p-valores < 0,05, conforme Kolmogorov-Smirnov), foi utilizado o teste de Wilcoxon para atestar as diferenças de médias entre os níveis de liquidez dos três grupos (p-valores < 0,05). Assim, pode-se verificar que, considerando o mesmo nível de liquidez (como no segundo grupo), as ações se distinguem em termos de PIN por suas práticas de governança, pois o Novo Mercado apresentou menor média (24,5%) que o mercado



Tradicional (25,0%), como demonstra a tabela 2. Apesar desse resultado não ser estatisticamente significante, ele é consistente com o de Barbedo *et al.* (2009).

**Tabela 2**

Médias dos parâmetros estimados e da PIN, por segmento – 2010/2011

Segmento	Estatística	$\alpha$	$\mu$	$\epsilon_b$	$\epsilon_s$	$\delta$	PIN
Tradicional	Média	0,437	57,043	46,447	48,591	0,448	0,25
	Mediana	0,33	48,057	17,772	19,324	0,416	0,238
	Mínimo	0	3,243	0,495	0,667	0	0
	Máximo	1	216,828	225,782	236,361	1	0,532
	Desv.Padrão	0,252	36,264	45,528	47,873	0,307	0,08
Nível 1	Média	0,583	79,161	77,183	76,598	0,499	0,256
	Mediana	0,573	72,244	63,766	69,311	0,492	0,244
	Mínimo	0	3,981	0,502	1,141	0	0
	Máximo	1	201,348	220,917	223,972	1	0,524
	Desv.Padrão	0,298	40,275	58,522	55,028	0,343	0,094
Nível 2	Média	0,419	56,261	46,683	42,21	0,483	0,244
	Mediana	0,327	51,187	13,246	13,113	0,457	0,242
	Mínimo	0	5,458	1,509	1,12	0	0
	Máximo	1	174,61	202,034	193,012	1	0,668
	Desv.Padrão	0,246	34,671	48,237	40,87	0,294	0,069
Novo Mercado	Média	0,55	75,355	71,164	73,557	0,486	0,245
	Mediana	0,459	69,141	55,117	54,725	0,483	0,226
	Mínimo	0	5,227	0,397	0,415	0	0
	Máximo	1	190,899	219,366	221,975	1	0,522
	Desv.Padrão	0,274	30,809	50,521	52,359	0,32	0,076

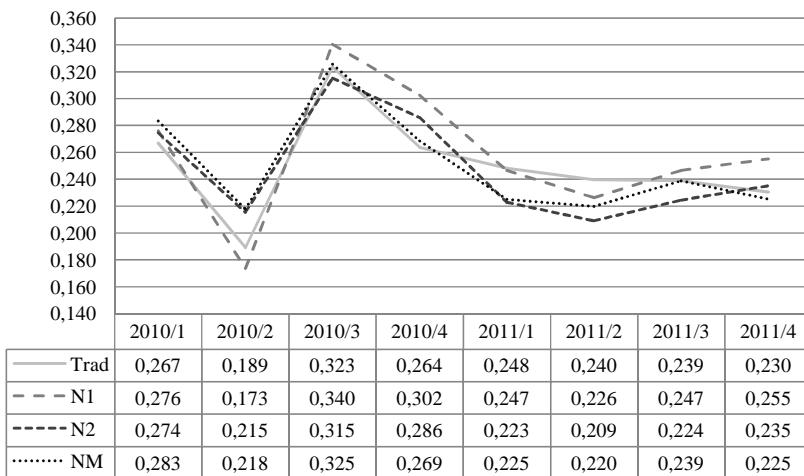
Como observado por Barbedo *et al.* (2009), a PIN aumenta com os eventos de informação (capturados por  $\alpha$ ) e com o número de *traders* informados (capturados por  $\mu$ ). O Nível 1, portador da maior PIN média, é o segmento que apresentou a maior probabilidade de ocorrência de eventos informacionais ( $\alpha$ ), com média de 58,3%, e o maior número de *traders* informados ( $\mu$ ), com média de 79,161. Por outro lado, o Nível 2 teve a menor probabilidade de eventos informacionais (41,9%) e menor número de *traders* informados (46,283). Nesse contexto, destaca-se o Novo Mercado, por ter apresentado médias consideradas altas (55,0% e 75,355, respectivamente), inferiores apenas ao Nível 1. Isso indica que, apesar de ter apresentado a segunda menor PIN, a probabilidade de surgimento de informação privilegiada nesse segmento é relativamente alta em relação ao Nível 2 e ao mercado Tradicional, o que é ratificado pela rejeição da

hipótese de igualdade de médias entre os segmentos pelo teste de Mann-Whitney ( $Z = -3,191$ ), que foi utilizado devido ao fato de as variáveis não terem apresentado distribuição normal (p-valores  $< 0,05$ , conforme Kolmogorov-Smirnov).

Sendo assim, pode-se observar que a alta ou baixa da PIN está fortemente relacionada à probabilidade de ocorrência de evento informacional ( $\alpha$ ), resultado consistente com Barbedo *et al.* (2009). Quanto à probabilidade desse evento informacional indicar uma má ( $\delta$ ) ou boa notícia ( $1 - \delta$ ), as ações do mercado Tradicional apresentaram maior propensão ao surgimento de boas notícias (55,2%), seguidas por ações do Nível 2 (51,7%), do Novo Mercado (51,4%) e do Nível 1 (50,1%). Entretanto, o teste de Mann-Whitney indicou a não rejeição das hipóteses nulas de igualdade de médias entre os segmentos ( $Z_{Trad} = -0,457$ ;  $Z_{N1} = -1,200$ ;  $Z_{N2} = -0,140$ ;  $Z_{NM} = -1,395$ ), revelando não haver significância estatística entre elas.

A figura 2 demonstra a variação da PIN dos segmentos de governança ao longo dos trimestres analisados. Percebe-se que, apesar do movimento harmônico entre as médias dos diferentes segmentos, trimestre-a-trimestre, merece destaque a variação entre o primeiro e o terceiro trimestre de 2010, especialmente para as ações do Nível 1, que quase duplicaram a PIN média do segundo para o terceiro trimestre. Não foram identificados fatos isolados que justifiquem essa variação. Todavia, ressalta-se que no segundo trimestre de cada ano acontece a publicação das demonstrações financeiras da maioria das firmas. Em 2010, essas demonstrações traziam os reflexos da convergência completa ao padrão contábil internacional (*full IFRS*) e os resultados do ano de 2009, marcado pelo enfraquecimento da crise econômica de 2008/2009, quando o mercado brasileiro também foi afetado (Alberton *et al.*, 2011). A informação financeira trazida ao mercado por essas demonstrações é tratada como uma notícia, que pode ser boa ou ruim, de acordo com a expectativa dos agentes do mercado. Assim, uma possível explicação para a variação observada nesse período é o reflexo da euforia do mercado com a divulgação dos resultados das empresas.





**Figura 2**  
Variação trimestral da PIN média, por segmento – 2010/1–2011/4

Ainda, tendo em vista que a publicação das demonstrações financeiras ocorre, normalmente, entre o final do primeiro e o início do segundo trimestre e, que a divulgação dessas informações tende a reduzir a assimetria (Easley *et al.*, 1996), é natural esperar que haja uma redução da PIN durante o segundo trimestre de cada ano. Isso pode ser verificado nos resultados deste estudo, uma vez que, em 2010/2 a PIN de todas as ações foi de 19,9% e, em 2011/2 foi de 22,4%, respectivamente as duas menores médias entre os oito trimestres. Além disso, o teste de Mann-Whitney rejeitou a hipótese nula de que as médias da PIN dos segundos trimestres sejam iguais as dos demais trimestres ( $Z_{2010/2} = -7,018$  e  $Z_{2011/2} = -2,848$ ).

#### 4.2 Análise da PIN de acordo com o controle acionário

Segundo Duarte & Young (2009), economias emergentes, como a do Brasil, tendem a apresentar grande concentração do capital das companhias entre poucos investidores. Por consequência, a assimetria de informação nesses mercados é mais evidente e a probabilidade de agentes informados lograrem vantagem sobre os demais participantes do mercado é maior. Com base nessa afirmação, a PIN foi investigada de acordo com a maior ou menor concentração de propriedade e de controle.

Para isso, primeiramente, a amostra foi dividida em quatro grupos con-

siderando a estrutura de propriedade das empresas: no grupo 1, as ações das empresas com até 25,0% do capital total pertencente a um único investidor; no grupo 2, aquelas com um montante acima de 25,0% e até 50,0%; no grupo 3, aquelas com um montante acima de 50,0% e até 75,0%; e no grupo 4, as ações das empresas com mais de 75,0% de seu capital total sob propriedade de um único investidor. Em seguida, essa divisão foi repetida considerando a estrutura de controle das empresas, isto é, apenas as ações ON.

A partir da tabela 3 é possível observar as estruturas de propriedade e de controle das empresas analisadas. Pode-se perceber que a dispersão de capital durante o período analisado se deu, principalmente, através de ações sem direito de voto. Como pode ser observado, 34,5% das empresas possuem até 25,0% de seu capital total sob propriedade do principal investidor, por outro lado, quando se trata do capital com direito de voto (ordinárias), esse percentual é reduzido para 24,2%. Em se tratando da concentração, 5,2% das empresas possuem mais de 75,0% do capital total sob propriedade do principal investidor, todavia, quando se trata do capital com direito de voto, esse percentual sobe para 16,0%. Segundo Denardin (2007), no Brasil, a maior parte das ações negociadas não possui o direito de voto. Isso é corroborado por Carvalho (2002), que observa que a alta emissão de ações sem direito de voto no Brasil se deve a duas principais razões: (i) a maior parte das empresas pertence a grupos familiares; (ii) necessidade de emissão de ações para suprir necessidades financeiras sem que esses grupos familiares percam o controle.

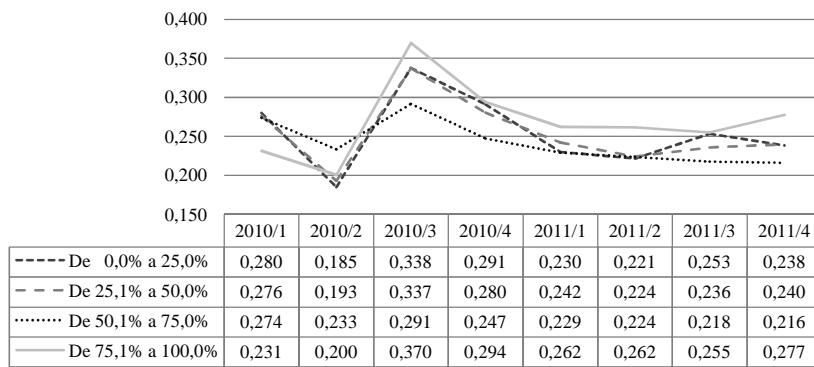
**Tabela 3**  
Concentração do capital total e com direito de voto nas mãos do maior investidor

Concentração	Capital total		Capital com direito de voto	
	Empresas	%	Empresas	%
De 0,0% a 25,0%	67	34,50	47	24,2
De 25,1% a 50,0%	67	34,50	53	27,3
De 50,1% a 75,0%	50	25,80	63	32,5
De 75,1% a 100,0%	10	5,20	31	16
Total	194	100,00	194	100

No que diz respeito à relação da estrutura de propriedade com a PIN, o gráfico 2 demonstra que, durante o período analisado, firmas com maior concentração de capital (mais de 75,0% sob propriedade do principal investidor) possuem maior PIN. Por outro lado, não foi possível atestar que firmas que possuem menor concentração de capital (até 25,0% sob pro-



priedade do principal investidor) possuem menor PIN. Durante o biênio 2010/2011, a PIN das empresas com maior concentração de capital total (grupo 4) foi de 26,8%, enquanto a PIN das empresas com menor concentração desse capital (grupo 1) foi de 25,1%. No entanto, apesar dessas evidências ratificarem Duarte & Young (2009), não foi possível atestar a significância estatística das diferenças de médias, seja para maior ou menor concentração, conforme estatísticas do teste de *Mann-Whitney* ( $Z_{grupo4} = -1,004$  e  $Z_{grupo1} = -0,648$ ).



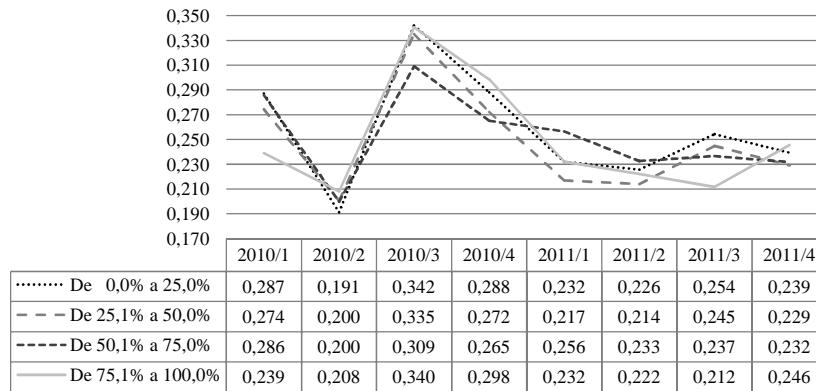
**Figura 3**  
Variação trimestral da PIN média, por estrutura de propriedade – 2010/4–2011/1

Esse resultado pode estar fortemente ligado às características próprias do mercado brasileiro, como o alto índice de emissão e negociação de ações preferenciais (Carvalho, 2002, Denardin, 2007), o que sugere que a dispersão do capital das empresas no período estudado se deu através dessa classe de ação.

Outra consequência da concentração de capital, apontada por Duarte & Young (2009), é a redução do volume de negócios, devido à menor quantidade de ações em circulação no mercado. Nesta pesquisa, verifica-se que as ações das firmas com maior concentração de capital (grupo 4) possuem uma média diária de 574 negócios, enquanto as ações de empresas com menor concentração (grupo 1) apresentam média de 2.266 negócios. Esses números ratificam a suposição de que firmas com maior concentração de capital possuem menor volume de negociação, favorecendo a prática de insider trading, como observado por Duarte & Young (2009).

No que diz respeito apenas às ações com direito de voto, a partir da

amostra analisada não foi possível atestar se firmas que possuem maior concentração (grupo 4) possuem maior PIN, ou vice-versa, conforme figura 4. Durante o biênio 2010/2011, a PIN das empresas com maior concentração de capital votante (grupo 4) foi de 25,8%, enquanto a PIN daquelas com menor concentração (grupo 1) foi de 25,3%. Não foi possível atestar a significância estatística das diferenças de médias, seja para maior ou menor concentração, conforme estatísticas do teste de *Mann-Whitney* ( $Z_{grupo4} = -0,306$  e  $Z_{grupo1} = -0,675$ ).



**Figura 4**  
Variação trimestral da PIN média, por estrutura de controle – 2010/1–2011/4

Em se tratando da concentração do capital com direito de voto, percebe-se que o volume diário de negócios realizados com as ações das empresas com maior concentração (grupo 4) foi de 1.174 negócios, enquanto a média das firmas com menor concentração (grupo 1) foi de 2.655 negócios por dia. Todavia, destaca-se que, apesar de o volume diário de negociação ser uma importante variável para a estimativa da PIN, outras variáveis podem afetar sua estimativa, como o preço do ativo no mercado, especialmente no modelo utilizado neste estudo.

#### 4.3 Análise da PIN de acordo com a classe de ação

Segundo Denardin (2007), ações com direito de voto oferecem maior proteção aos investidores porque estão amparadas por regras mais rígidas. No Brasil, entretanto, uma característica do mercado de capitais é o alto

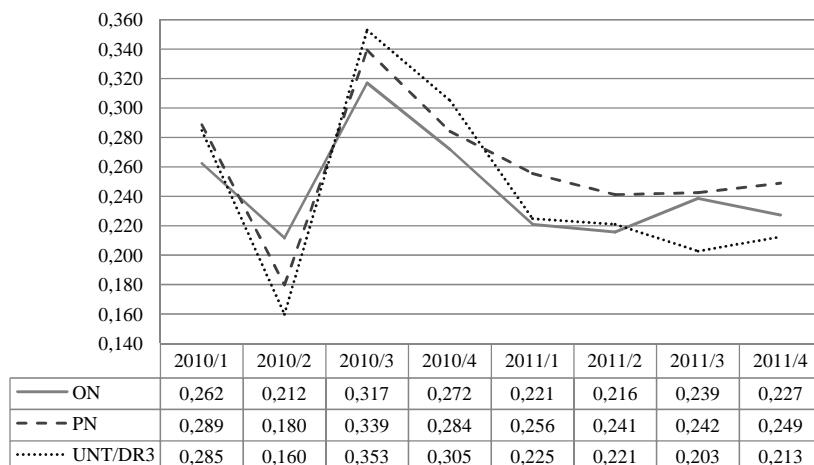


índice de emissão de ações sem direito de voto, as chamadas ações preferenciais. De acordo com esse autor, embora seja possível a emissão dessa classe de ação em outros países, ela não é tão difundida como no Brasil, sendo uma particularidade do mercado acionário brasileiro. O gráfico 4 demonstra a variação trimestral da PIN média para ações ordinárias (ON), preferenciais (PN) e certificados de depósito de ações (UNT e DR3), que podem incluir as duas classes anteriores em um mesmo “pacote”.

As ações ordinárias, por concederem o direito de voto ao seu portador, participando das assembleias gerais, teoricamente são sinônimos de menor assimetria de informação, devido ao fato de o acionista tomar conhecimento das estratégias da firma, geralmente, antes que os portadores de ações preferenciais, que não participam ativamente das assembleias. Essa suposição é ratificada pelos resultados desta pesquisa, durante o período analisado, tendo em vista que, com exceção do segundo trimestre de 2010, em todos os demais a PIN média das ações ordinárias foi menor que a média das ações preferenciais.

Em geral, a PIN das ON durante todo o período analisado foi de 24,2%, enquanto a PIN das PN foi de 26,0%. O teste de Mann-Whitney ratifica a significância estatística dessa diferença de médias ao nível de 1% ( $Z = -3,199$ ). Ainda, se for considerada a distribuição não normal dessa variável e analisada sua mediana, a diferença se torna ainda mais evidente, pois a mediada das ações ON foi 22,6% e das ações PN foi 25,2%. Isso ratifica a observação de que as ações ordinárias oferecem maior proteção aos seus portadores contra a assimetria de informação (Denardin, 2007).

Por outro lado, os pacotes de ações (UNT/DR3) apresentaram a maior variação de PIN. A composição desse “pacote” não possui um padrão, cada firma define quantas ON e PN irão o compor. Assim, sua composição varia e, consequentemente, varia a PIN a ele relacionada. Por isso, torna-se mais complexa a compreensão de suas variações.



**Figura 5**  
Variação da PIN média, por classe de ação – 2010/1–2011/4

O Novo Mercado, considerado o segmento com mais elevado padrão de governança corporativa, tem como uma de suas exigências, para a listagem das empresas, a emissão apenas de ações ordinárias. Analisando a PIN apurada para esse segmento (24,5%) e para as ações ON (24,2%), nota-se que, mesmo que uma firma não esteja listada no Novo Mercado, a PIN de suas ações ON tende a ser menor que a PIN das ações PN. E essa diferença de médias é estatisticamente significante, tendo em vista que o teste de *Mann-Whitney* rejeitou a hipótese nula de igualdade de médias ( $Z = -3,199$ ).

#### 4.4 Relação entre a PIN e a liquidez

O mercado acionário brasileiro é caracterizado pelo alto índice de emissão e negociação de ações sem direito de voto (Denardin, 2007) que, de acordo com as evidências deste estudo, apresentaram maior PIN durante o período investigado. Analisando a composição do Índice Brasil (IBrX) de maio de 2012, que reuniu as 100 ações mais líquidas daquele mês, pode-se verificar que as cinco primeiras ações mais negociadas foram ações PN e representaram, em conjunto, 35,2% da composição daquele índice.<sup>2</sup> Não por acaso, essas cinco ações representaram as cinco maiores empresas do

<sup>2</sup>PETR4 (8,5%), VALE5 (7,5%), ITUB4 (7,0%), AMBV4 (6,2%) e BBDC4 (6,1%).

mercado brasileiro de capitais naquele período, na ordem em que apareceram naquela composição do IBrX.

Duarte & Young (2009) observam que a liquidez de um título está diretamente relacionada à informação disponível sobre o ativo. No mercado brasileiro, Barbedo *et al.* (2009) destacam que a liquidez importa muito na ocorrência de operações com informação. Dessa forma, a PIN e a liquidez das ações foram relacionadas por meio de uma regressão Tobit cuja estatística de significância do modelo (LR) foi 47,535 e seu coeficiente de determinação (pseudo R<sup>2</sup>) 0,039, ratificando sua robustez, conforme tabela 4. A liquidez se mostrou significante para a determinação da PIN, todavia, apesar de baixo, seu coeficiente foi positivo, contrariando as evidências de Abad & Rubia (2005) e Duarte & Young (2009).

**Tabela 4**

Régressão Tobit da PIN com o nível de liquidez das ações – 2010/2011

Variável	Coeficiente	Estatística z	Significância+
Constante	0,239	74,064	0,000*
LIQ	0,019	5,57	0,000*
Estatística LR			47,535
R <sup>2</sup> pseudo			0,039
R <sup>2</sup> ajustado			0,038

Notas: LIQ é a liquidez. + Estimados com correção de White para heterocedasticidade. \* Significante a 1%.

Esse resultado pode ter sofrido influências da quantidade e liquidez das ações PN negociadas no mercado brasileiro, uma vez que apresentaram maior PIN durante esse período.

Segundo Duarte & Young (2009), algumas características dos mercados de países emergentes estão associadas à maior assimetria de informação, como a baixa liquidez e a alta volatilidade de alguns papéis. Por isso, as ações analisadas foram classificadas em 3 grupos de acordo com seus níveis de liquidez: (i) maior liquidez; (ii) liquidez intermediária e (iii) menor liquidez. Para isso, as ações foram classificadas de forma decrescente por grau de liquidez e a amostra foi dividida em três partes iguais.

Ainda, considerou-se que as ações ON apresentaram menor PIN. Com isso, formulou-se uma variável de controle para as ações ON com maior liquidez, que apresentaram PIN média de 22,3%. O teste de Mann-Whitney ratificou a diferença estatística dessa média em relação às demais ações ( $Z = -3,593$ ). A tabela 5 apresenta os resultados da regressão estimada a partir da equação 6.

**Tabela 5**

Regressão Tobit da PIN com o nível de liquidez das ações – 2010/2011

Variável	Coeficiente	Estatística z	Significância+
Constante	0,25	48,922	0,000*
LIQ	0,014	3,776	0,000*
D	-0,024	-3,59	0,000*
LIQ*D	-0,026	-3,912	0,000*
Estatística LR			22,052
R <sup>2</sup> Pseudo			0,054
R <sup>2</sup> Ajustado			0,052

Utilizando o controle da classe de ação ON com maior liquidez, o modelo manteve sua significância estatística ( $LR = 22,052$ ) e aumentou seu coeficiente de determinação (5,4%). A variável liquidez continuou significante ao nível de 1%, embora com coeficiente baixo e positivo. Por outro lado, a variável de controle para ações ON com maior liquidez apresentou coeficiente negativo e significante ao nível de 1% (-0,024), assim como sua interação com a liquidez (-0,026), revelando que a relação entre a PIN e a liquidez das ações ON com maior liquidez durante o período analisado foi negativa, ratificando Abad & Rubia (2005) e Duarte & Young (2009). Com isso, essas evidências são consistentes com Barbedo *et al.* (2009), no que diz respeito à importância da liquidez para a ocorrência de negociações informadas. Assim, verifica-se que no mercado acionário brasileiro a relação entre PIN e liquidez é influenciada pelas características do ativo negociado.

## 5. Conclusões

Esta pesquisa buscou investigar a assimetria de informação existente na negociação de ações no mercado acionário brasileiro. Nesse sentido, conduziu-se um estudo exploratório a partir da aplicação de um modelo de microestrutura de mercado sobre os dados das negociações de 229 ações durante os anos de 2010 e 2011, motivado pelo crescimento do mercado brasileiro de capitais nos últimos anos, cuja demanda por maior quantidade e qualidade de informações por parte de seus agentes tem despertado a preocupação a respeito da assimetria de informação nele existente.

Por meio do modelo de Easley *et al.* (2002), foi possível observar que há indícios de utilização de informação privilegiada na negociação de ações no mercado acionário brasileiro durante o período investigado. Durante os anos de 2010 e 2011, percebe-se que há 24,9% de chances de terem ocorrido negociações orientadas por informações privadas, percentual considerado elevado para um mercado de capitais que busca solidez, principal-



mente se a PIN estimada por Easley *et al.* (2002) para o mercado norte-americano, de cerca de 19,1%, for tomada como parâmetro de comparação. Um mercado com alta assimetria de informação tem sérias implicações na liquidez de seus ativos, principalmente se ele for emergente, como é o caso do mercado brasileiro, o que dá espaço para a ocorrência de *insider trading*.

Nesse mercado, um mecanismo utilizado como forma comparativa do grau de transparência e de coibição à assimetria de informação entre os acionistas de uma firma é o conjunto de práticas de governança corporativa, representado pelos níveis diferenciados criados pela BM&FBOVESPA. Durante o período investigado, pode-se perceber que a liquidez é relevante na identificação do nível de assimetria de informação entre os diferentes segmentos de governança. Quando considerado o mesmo nível de liquidez, pode-se atestar que as práticas diferenciadas de governança influem na assimetria, uma vez que o Novo Mercado apresentou menor PIN que o mercado Tradicional.

Todavia, quando o nível de liquidez não é considerado, percebe-se que os segmentos teoricamente mais rígidos à assimetria de informação não reúnem as ações com menores PIN, pois o Novo Mercado (24,5%) apresentou maior PIN que o Nível 2 (24,4%), assim como o Nível 1 (25,6%) maior PIN que o mercado Tradicional (25,0%). Apesar disso, cabe ressaltar, com base nos testes realizados, que as médias da PIN não foram diferentes significativamente entre os diferentes níveis de governança corporativa durante o biênio 2010/2011.

Considerando a análise por classe de ação, foi possível observar que ações ON (24,2%), em média, possuem PIN menor que ações PN (26,0%), confirmindo o pressuposto, uma vez que as ações com direito de voto ofereceram maior proteção contra a assimetria de informação. Denardin (2007) observa que o mercado brasileiro possui uma característica própria que é o alto índice de emissão de ações sem direito de voto. Nesse sentido, pode-se ratificar que, no Brasil, parte da pulverização do capital das firmas se deu por meio dessa classe de ação que apresentou maior PIN e, em alguns casos, maior liquidez. Essa particularidade justifica parte da relação positiva observada entre a PIN e a liquidez neste mercado. Apesar disso, não são descartados outros fatores que possam ter influenciado essa relação durante o período investigado.

Ademais, quando são consideradas as características dos ativos negociados no mercado brasileiro de capitais, como possuir o direito de voto e uma alta liquidez, verificou-se que a relação entre a PIN e a liquidez acontece

como previsto na literatura internacional, isto é, de forma inversa. Assim, para ações ON com alta liquidez se pode verificar que: quanto maior a liquidez, menor a assimetria de informação. Por outro lado, essa relação não pode ser observada para ações PN nem para ações ON com baixa liquidez.

Por fim, vale salientar que esta pesquisa se utilizou de modelos analíticos que buscaram fazer uma abstração de uma realidade complexa, que é o mercado acionário brasileiro. Portanto, é indispensável que se limite a extensão de seus resultados às empresas investigadas, durante o período analisado, pois seus resultados representam apenas um recorte da realidade, sem a intenção de serem colocados como respostas definitivas ao problema investigado, nem de esgotar o assunto pesquisado.

## Referências

- Abad, David, & Rubia, Antonio. 2005. Modelos de Estimación de la Probabilidad de Negociación Informada: Una Comparación Metodológica En el Mercado Español. *Revista de Economía Financeira*, **7**, 1–37.
- Akerlof, George A. 1970. The Market for ‘lemons’: Quality Uncertainty and the Market Mechanism. *Quarterly Journal of Economics*, **84**, 488–500.
- Aktas, Nihat, Bodt, Eric, Declerck, Fany, & Oppens, Hervé V. 2007. The PIN Anomaly Around M&A Announcements. *Journal of Financial Markets*, **10**, 169–191.
- Alberton, Anete, Moletta, Antônio M. C., & Marcon, Rosilene. 2011. Os Níveis Diferenciados de Governança Corporativa Blindam as Firmas Contra Crises Financeiras? *Uma análise da crise financeira de 2008*, **13**, 56–64.
- Barbedo, Claudio H., Silva, Eduardo C., & Leal, Ricardo P. C. 2009. Probabilidade de Informação Privilegiada No Mercado de Ações, Liquidez Intra-Diária e Níveis de Governança Corporativa. *Revista Brasileira de Economia*, **63**, 51–62.
- Bopp, Eduardo. 2003. *Negociação Com Informação Diferenciada Em ADR's Da América Latina*. Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro. Dissertação de Mestrado.
- Brasil. 1976. *Lei Nº 6.385, de 7 de Setembro de 1976. Dispõe Sobre O Mercado de Valores Mobiliários e Cria a Comissão de Valores Mobiliários*.



Disponível em: [http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/Leis/L6385.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/Leis/L6385.htm). Acesso em: 27/9/2010.

Brasil. 1976. *Lei Nº 6.404, de 15 de Dezembro de 1976. Dispõe Sobre as Sociedades Por Ações*. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil/leis/L6404consol.htm>. Acesso em: 15/11/2010.

Brasil. 2001. *Lei Nº 10.303, de 31 de Outubro de 2001(2001). Altera as Leis Nº 6.404/76 e Nº 6.385/76.* Disponível em: [http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/Leis/LEIS\\_2001/L10303.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/Leis/LEIS_2001/L10303.htm). Acesso em: 27/9/2010.

Camargos, Marcos A., Romero, Julio A. R., & Barbosa, Francisco V. 2008. Análise Empírica Da Prática de Insider Trading Em Processos de Fusões e Aquisições Recentes Na Economia Brasileira. *Revista de Gestão USP*, **15**, 55–70.

Carvalho, Antônio G. 2002. Governança Corporativa No Brasil Em Perspectiva. *Revista de Administração da USP*, **37**, 19–32.

Cohen, Lauren, Malloy, Christupher, & Pomorski, Lukasz. 2012. Decoding Insider Information. *The Journal of Finance*, **67**, 1009–1043.

Cruces, Juan J., & Kawamura, Enrique. 2005. *Insider Trading and Corporate Governance in Latin America*. Research Network Working Paper R-513. Washington: Inter-American Development Bank.

CVM – Comissão de Valores Monetários. 1984. *Instrução CVM Nº 31, de 08 de Fevereiro de 1984. Dispõe Acerca Da Divulgação e Do Uso de Informações Sobre Ato Ou Fato Relevante Relativo Às Companhias Abertas*. Disponível em: <http://www.cvm.gov.br/asp/cvmwww/atos/exiato.asp?Tipo=I&File=/inst/inst031.htm>. Acesso em: 27/9/2010.

Denardin, Anderson A. 2007. *Assimetria de Informação, Intermediação Financeira e O Mecanismo de Transmissão Da Política Monetária: Evidências Teóricas e Empíricas Para O Canal Do Empréstimo Bancário No Brasil (1995–2006)*. Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre. Tese de Doutorado.

- Duarte, Jefferson, & Young, Lance. 2009. Why is PIN Priced? *Journal of Financial Economics*, **91**, 119–138.
- Easley, David, & O’Hara, Maureen. 1987. Price, Trade Size, and Information in Securities Markets. *The Journal of Financial Economics*, **19**, 69–90.
- Easley, David, & O’Hara, Maureen. 1992. Time and the Process of Securities Price Adjustment. *The Journal of Finance*, **47**, 577–605.
- Easley, David, Kiefer, Nicholas M., O’Hara, Maureen, & Paperman, Joseph B. 1996. Liquidity, Information and Infrequently Traded Stocks. *The Journal of Finance*, **51**, 1405–1436.
- Easley, David, Kiefer, Nicholas M., & O’Hara, Maureen. 1997. One Day in the Life of a Very Common Stock. *Review of Financial Studies*, **10**, 805–835.
- Easley, David, Hvidkjaer, Soeren, & O’Hara, Maureen. 2002. Is Information Risk Determinant of Asset Returns? *The Journal of Finance*, **57**, 2185–2221.
- Easley, David, Hvidkjaer, Soeren, & O’Hara, Maureen. 2010. Factoring Information Into Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **45**, 293–309.
- Heidle, Hans G., & Huang, Roger D. 2002. Information-Based Trading in Dealer and Auction Markets: An Analysis of Exchange Listings. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **37**, 391–424.
- Iquiapaza, Robert A., Lamounier, Wagner M., & Amaral, Hudson F. 2008. Assimetria de Informações e Pagamento de Dividendos Na Bovespa. *Advances in Scientific and Applied Accounting*, **1**, 1–15.
- Jensen, Michael C., & Meckling, William H. 1976. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics*, **3**, 305–360.
- Lee, Charles M. C., & Radhakrishna, Balkrishna. 2000. Inferring Investor Behavior: Evidence from TORQ Data. *Journal of Financial Markets*, **3**, 83–111.



- Lee, Charles M. C., & Ready, Mark J. 1991. Inferring Trade Direction from Intraday Data. *The Journal of Finance*, **46**, 733–746.
- Leland, Hayne E., & Pyle, David H. 1977. Information Asymmetries, Financial Structure, and Financial Intermediation. *The Journal of Finance*, **32**, 371–387.
- Mohanram, Partha, & Rajgopal, Shiva. 2009. Is PIN Priced Risk? *Journal of Accounting and Economics*, **47**, 226–243.
- Silva, Eduardo C. 2009. *Dois Ensaios Sobre Microestrutura de Mercado e Probabilidade de Informação Privilegiada No Mercado de Ações Brasileiro*. Instituto COPPEAD, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro. Tese de Doutorado.
- Tay, Anthony, Ting, Christopher, Tse, YiuK, & Warachka, Mitch. 2009. Using High-Frequency Transaction Data Toestimate the Probability of Informed Trading. *Journal of Financial Econometrics*, **7**, 288–311.
- Vieira, Solange P., & Mendes, André G. S. T. 2006. Governança Corporativa: Uma Análise de Sua Evolução e Impactos No Mercado de Capitais Brasileiro. *Organizações em Contexto*, **2**, 48–67.