

Assimetria de Informação na Negociação de Ações, Características Econômico-Financeiras e Governança Corporativa no Mercado Acionário Brasileiro

Information Asymmetry in Stock Trading, Economic and Financial Characteristics and Corporate Governance in the Brazilian Stock Market

Orleans Silva Martins

Professor Doutor do Departamento de Finanças e Contabilidade da Universidade Federal da Paraíba
E-mail: orleansmartins@yahoo.com.br

Edilson Paulo

Professor Doutor do Departamento de Finanças e Contabilidade da Universidade Federal da Paraíba
E-mail: e.paulo@uol.com.br

Recebido em 13.12.2012 - Aceito em 20.12.2012 - 3ª versão aceita em 11.2.2014

RESUMO

Este estudo buscou investigar as relações existentes entre a assimetria de informação na negociação de ações, as características econômico-financeiras e a governança corporativa das empresas abertas no mercado acionário brasileiro nos anos de 2010 e 2011. Para isso, o estudo se apoiou em um referencial teórico acerca da assimetria de informação no mercado de capitais para mensurar sua magnitude a partir dos dados intradiários de negociação das ações de 194 empresas. Os principais resultados apontaram que a assimetria informacional na negociação das ações esteve relacionada de forma positiva com o risco, o retorno e a liquidez das ações, além do custo de capital próprio e do tamanho das firmas. Por outro lado, esteve negativamente relacionada com o retorno anormal das ações. No período investigado, as relações da assimetria de informação com a liquidez e o tamanho (positivas) e com o retorno anormal (negativa) se apresentaram em desacordo com pesquisas anteriores. As justificativas para esses resultados podem estar ligadas aos aspectos particulares do mercado brasileiro. No caso do retorno anormal, a desaceleração do Índice Bovespa (Ibovespa) ou o reflexo do retorno médio para os negociadores sem informação privilegiada no período. No caso da liquidez e do tamanho, o alto índice de emissão e negociação de ações preferenciais. Dessa forma, esta pesquisa contribui para a análise das características idiossincráticas do mercado de capitais de um país emergente, como a assimetria de informação existente na negociação de ações e sua associação com as características econômico-financeiras e a governança corporativa das firmas no mercado acionário brasileiro.

Palavras-chave: Informação privilegiada. *Insider trading*. Mercado de capitais.

ABSTRACT

This study sought to investigate the relationship between information asymmetry in the stock trading, economic and financial characteristics and corporate governance of listed companies in the Brazilian stock market in 2010 and 2011. To this end, the study relied on a theoretical framework for information asymmetry in the capital market to measure the asymmetry's magnitude based on the intraday stock-trading data of 194 companies. The primary results demonstrated that the informational asymmetry in the stock trading was positively related to the risk, return and liquidity of the shares as well as the cost of equity and the size of the companies. In addition, the asymmetry was negatively related to the abnormal return of shares. During the investigated period, the information asymmetry relationship with the liquidity and size (positive) and the abnormal return (negative) were at odds with previous research. The reasons for our results may be related to specific aspects of the Brazilian market, for example, in the case of abnormal returns, the deceleration of the Bovespa Index (Ibovespa) or the reflection of the average return to negotiators without insider information during the period. In case of liquidity and size, the high index of issuance and negotiation of preferred shares may have influenced the results. Thus, this research contributes to the analysis of idiosyncratic characteristics of the capital market of a developing country, such as information asymmetry in stock trading and its association with the economic and financial characteristics and corporate governance of companies in the Brazilian stock market.

Keywords: *Insider information. Insider trading. Capital market.*

1 INTRODUÇÃO

O crescimento do mercado de ações do Brasil nos últimos anos, especialmente durante a primeira década do século XXI, tem atraído a atenção de diversas empresas e investidores de diferentes culturas e nacionalidades. Visto como uma economia emergente, o Brasil tem se tornado o destino de grandes investimentos, o que tem alavancado algumas empresas nacionais ao cenário financeiro internacional. Por consequência, isso tem motivado pesquisas e discussões acerca de negociações com informação privilegiada no mercado acionário nacional, provocadas por assimetria informacional entre os investidores.

A assimetria de informação tem sido discutida especialmente no contexto de separação entre a propriedade e o controle do capital das firmas, possibilitando o surgimento de conflitos de interesses (Jensen & Meckling, 1976). Esses conflitos podem levar, por exemplo, o acionista controlador ou majoritário a fazer uso de informação privada em benefício próprio durante a negociação com ações da firma. Ressalta-se que não só o acionista controlador, mas qualquer participante do mercado, pode ser *insider* em negociação de títulos e valores mobiliários, utilizando informação privilegiada sobre o emitente desse papel. Nesse sentido, informação privilegiada, ou privada, é aquela ainda não divulgada ao público em geral, a qual pode proporcionar vantagens competitivas ao seu portador na negociação de ações.

Fu, Kraft, e Zhang (2012) afirmam que cada relatório financeiro, no sentido amplo, representa oportunidade para realização de ganhos com informação privada, sendo que a maior frequência de relatórios encoraja o negociador informado a adquirir informação privada, aumentando assim a assimetria informacional. Para Thevenot (2012), no mercado norte-americano, a Lei *Sarbanes-Oxley* é consistente com a preocupação de que gerentes possam negociar com informação privada quando os resultados financeiros têm má representação. A utilização desse tipo de informação na negociação de ações é denominada na literatura internacional como *insider trading* e qualificada como prática ilícita em diversos mercados (Cohen, Malloy, & Pomorski, 2012), tendo em vista que um dos incentivos para tal prática é a oportunidade de se auferir retornos anormais com base em informações desconhecidas ou ainda não divulgadas ao público em geral em negociações no mercado de ações.

Em se tratando do mercado brasileiro de capitais, Vieira e Mendes (2006) destacam que sua evolução histórica foi baseada em empresas com estrutura familiar e em investidores institucionais que se posicionavam, normalmente, fora do controle da firma e que, durante longo período, o perfil desses investidores foi pautado no curto prazo. Na visão de Duarte e Young (2009), essa situação desperta atenção em mercados emergentes, como o brasileiro, especialmente devido à concentração de grande volume de ações nas mãos de poucos investidores, o que, aliada à baixa liquidez de alguns papéis e às deficiências do sistema de regulação, abre espaço para a prática de *insider trading*. Essas características tendem a potencializar a existência de assimetria de informação e, em especial, de informação privada na negociação de ações.

Isso é ratificado por Carvalho (2002) quando afirma que a base da atrofia do mercado brasileiro é determinada pelo baixo nível de proteção aos acionistas minoritários.

No que diz respeito à assimetria de informação no mercado de capitais, Abad e Rubia (2005) relatam a existência de diversas *proxies* para essa assimetria, as quais são estimadas com base em covariâncias e em preços de transação, advertindo que há dúvidas sobre suas eficiências. Ao mesmo tempo, os autores destacam a *probability of informed trading* (PIN), ou probabilidade de negociação com informação privilegiada, que é estimada pelo modelo de Easley, Hvidkjaer, e O'Hara (2002) diretamente a partir dos dados intradiários de negociação das ações. Por esse motivo, Abad e Rubia (2005) destacam que, frente às demais *proxies*, como, por exemplo, a dispersão dos retornos das ações, a emissão de *American Depositary Receipts* (ADR) e a adesão aos níveis diferenciados de governança, a PIN apresenta uma vantagem pelo fato de fornecer uma medida de assimetria de informação baseada em dados de microestrutura, sendo mais independente da organização do mercado, não dependendo do número de anúncios contábeis, por exemplo, embora à custa de uma abordagem de técnicas mais complexas.

No Brasil, apesar da escassez de pesquisas com esse foco, Barbedo, Silva, e Leal (2009) investigaram e constataram a existência de assimetria de informação entre participantes do mercado na negociação de ações. Além disso, Bopp (2003) e Cruces e Kawamura (2005) investigaram os ADR de empresas brasileiras negociados na *New York Stock Exchange* (NYSE) e verificaram indícios de negociações informadas com esses papéis. Todavia, nenhum desses estudos investigou as relações existentes entre essa assimetria, variáveis econômico-financeiras e governança das empresas. Na maioria dos estudos, apenas se assume o pressuposto de que a assimetria de informação é uma das causas das variações observadas em variáveis como estrutura de capital (Albanez & Valle, 2009), eficiência informacional (Camargos & Barbosa, 2003) e pagamento de dividendos (Iquiapaza, Lamounier, & Amaral, 2008).

Nesse contexto, Aslan, Easley, Hvidkjaer, e O'Hara (2011) destacam que as características das empresas podem estar relacionadas à existência de maior ou menor PIN no mercado. Assim, com base na literatura, foram identificadas as variáveis potencialmente relacionadas à PIN: risco (Easley, Kiefer, O'Hara, & Paperman, 1996), retorno (Easley, Hvidkjaer, & O'Hara, 2002), retorno anormal (Clarke & Shastri, 2000), liquidez (Amihud & Mendelson, 1989), volatilidade (Halov & Heider, 2011), estrutura de capital (Leland & Pyle, 1977), custo de capital (Easley & O'Hara, 2004), tamanho (Aslan, Easley, Hvidkjaer, & O'Hara, 2011), índices *market-to-book* (McLaughlin, Safieddine, & Vasudevan, 1998) e preço/lucro (Clarke & Shastri, 2000), política de dividendos (Myers & Majluf, 1984), gerenciamento de resultados (Aboody, Hughes, & Liu, 2005) e governança corporativa (Chen, Chen, & Wei, 2009).

Diante do exposto, pode-se descrever o problema de pesquisa deste estudo como: quais são as relações existentes entre a probabilidade de negociação com informação

privilegiada, as características econômico-financeiras e a governança corporativa das empresas no mercado acionário brasileiro? Com base nisso, para preencher essa lacuna na literatura nacional, este estudo buscou investigar as re-

lações existentes entre a assimetria de informação na negociação de ações, as características econômico-financeiras e a governança corporativa das empresas abertas no mercado acionário brasileiro nos anos de 2010 e 2011.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Assimetria de Informação no Mercado de Capitais.

Sob o ponto de vista da Hipótese dos Mercados Eficientes (HME), o preço de um ativo qualquer em um mercado deve refletir inteiramente todas as suas informações relevantes disponíveis (Fama, 1970, 1991). No mercado de capitais, informações relevantes são aquelas que podem afetar os fluxos de caixa futuros da empresa ou as expectativas futuras dos investidores. Segundo Fama (1970), em um mercado eficiente, os preços dos ativos fornecem sinais adequados para a alocação de recursos, pois as informações são simétricas.

As implicações da assimetria de informação em um mercado qualquer foram analisadas inicialmente por Akerlof (1970). Para ilustrar esse fenômeno, o autor utilizou como exemplo o mercado norte-americano de carros usados, denominado *market for lemons*, onde os carros usados velhos e ruins são conhecidos como limões. Segundo o autor, nesse tipo de mercado a assimetria de informação é caracterizada pelo nível informacional de seus agentes, onde quem vende um carro tem pleno conhecimento de suas condições, enquanto quem o compra desconhece tais condições. Em função disso, o comprador já vai disposto a pagar pelo carro um preço abaixo daquele que ele efetivamente valeria, pois não possui todas as informações necessárias para atestar sua qualidade, enquanto quem tem um carro bom resiste em vendê-lo, pois pode receber alguém do real valor do seu veículo.

Para Leland e Pyle (1977), diversos mercados são caracterizados pela diferença de informação entre compradores e vendedores. Nos mercados financeiros, a assimetria de informação é particularmente perceptível, pois tomadores de capital tipicamente conhecem melhor suas garantias, habilidades e integridade moral do que os credores. Por conseguinte, os tomadores de capital possuem informações “privilegiadas” sobre seus próprios projetos, para os quais buscam financiamento. Por outro lado, esses autores acreditam que os credores deveriam conhecer as verdadeiras características dos tomadores, no entanto, o risco moral, tratado pela Teoria da Agência (Jensen & Meckling, 1976), dificulta a transferência direta de informações entre os participantes do mercado.

Sob a ótica do mercado secundário, foco deste trabalho, o mesmo comportamento pode ser observado. Por exemplo, caso um determinado participante do mercado detenha informação privada de boa notícia (sinal de alta) sobre a firma, antes da divulgação desta, ele pode adquirir novas ações da companhia, disparando uma ordem de compra e obtendo, assim, ganhos anormais com esse investimento. Por outro lado, quando o participante tem informação privada com sinal de baixa, ele inicia uma ordem para vender as ações dessa firma antes da divulgação da informação e da consequente queda do preço das ações.

Nesse contexto, Abad e Rubia (2005) destacam que a literatura financeira reconhece dois tipos de investidores, dependendo do seu nível de informação. Por um lado, os chamados agentes informados, que dispõem de informações privadas que lhes permitem obter ganhos econômicos, enquanto o preço do ativo não reflete seu valor fundamental e, por outro lado, os agentes desinformados, que negociam por motivos de liquidez, apenas com informações publicamente disponíveis e com suas convicções pessoais. Aliado a isso, Duarte e Young (2009) observam que o efeito dessa assimetria em grandes economias é diversificável devido à existência de um grande número de ativos negociados, o que diminui a vantagem dos agentes informados sobre os desinformados em relação a alguns ativos, em razão do grande número de negociações realizadas. Entretanto, em economias emergentes, como a do Brasil, onde ainda há grande concentração do capital das firmas entre poucos investidores, existe maior probabilidade de ganhos anormais por agentes informados através da obtenção de informação privada.

2.2 Mensuração da Assimetria de Informação: a Probabilidade de Negociação com Informação Privilegiada (PIN).

Na literatura relacionada sobre mercados de capitais, a probabilidade de negociação com informação privilegiada (PIN) tem se destacado frente às demais *proxies* de assimetria de informação (como volatilidade, lucros anormais e número de anúncios públicos sobre a empresa) por ser considerada uma *proxy* mais independente da organização do mercado do que as demais existentes, pois utiliza dados de microestrutura do mercado, não sendo influenciada por outros fatores que não estão relacionados a ele (Brown, Hillegeist, & Lo, 2008) como, por exemplo, o maior número de anúncios em um determinado período, que pode ser consequência de obrigações regulatórias. Dessa forma, ela é mais independente porque é estimada diretamente a partir dos dados de negociação de cada ação, por meio do desequilíbrio entre compras e vendas em determinado período (Abad & Rubia, 2005).

Tratada na literatura internacional como *probability of informed trading* ou PIN (Easley et al., 2002), essa probabilidade é o resultado da mensuração da assimetria de informação existente no mercado de capitais por meio do modelo de negociação sequencial de Easley, Kiefer, O'Hara, & Paperman (1996), posteriormente aperfeiçoado por Easley et al. (2002), doravante denominado modelo EHO, o qual é utilizado neste estudo por possuir consistente validação na literatura internacional (Abad & Rubia, 2005; Cruces & Kawamura, 2005; Duarte & Young, 2009; Aslan et al., 2011). No Brasil, apesar da escassez de estudos que utilizem essa métrica, Barbedo et al. (2009) atestam sua consistência e aplicabilidade.

O modelo EHO se baseia no desequilíbrio entre os eventos de compra e venda de ações em determinado espaço de tempo. Esse desequilíbrio é considerado como um sinal da existência de negociação informada, em que eventos informativos sobre um ativo são gerados independentemente entre si ao longo dos dias de negociação ($t_1 \dots n$) com probabilidade α . Assim, podem criar valor para o ativo com probabilidade $1 - \delta$ (se indicar boa notícia), ou representar má notícia, reduzindo seu valor, com probabilidade δ . Nesse processo, “boa notícia” indica um sinal de alta do valor do ativo, enquanto “má notícia” indica um sinal de baixa. Com isso, o ativo tem um valor esperado, representado pela variável V , onde a ocorrência de um evento informacional (Ψ) sobre V pode assumir dois valores, baixo ou alto, representados por (L) e (H), com probabilidades δ e $1 - \delta$, respectivamente.

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 \bar{V} . Todavia, eventos informacionais podem não ocorrer, indicando o não surgimento de novas informações durante o período de negociação. Se isso ocorrer, assume-se que $\Psi = 0$ e que o valor do ativo simplesmente continua a ser $V^* = \delta \underline{V} + (1 - \delta) \bar{V}$, onde $\underline{V} < V^* < \bar{V}$. Com isso, supõe-se que a probabilidade de que um evento informacional tenha ocorrido é α e que a probabilidade de que esse evento não tenha surgido é $1 - \alpha$ (Easley, Kiefer, & O’Hara, 1997a).

Dessa forma, os autores sobreditos observam que a negociação no mercado de capitais surge de negociadores informados e desinformados, com uma estratégia de negociação simples: se um agente informado observar um sinal de alta, ele vai comprar as ações se a cotação atual estiver abaixo de \bar{V} ; se ele observar um sinal de baixa, ele vai vender se a cotação estiver acima de \underline{V} . Por outro lado, considera-se o equilíbrio comercial, onde pelo menos alguns agentes desinformados transacionam por razões não especulativas, como as necessidades de liquidez ou de considerações de suas carteiras. Assim, supõe-se que, se um evento informacional ocorre, então o formador de mercado espera que a fração de negociações feita por agentes informados seja μ . Além disso, assume-se que a probabilidade de que agentes desinformados negociem ao verificar a cotação do ativo é $\varepsilon > 0$.

Em cada tempo t [0, T], agentes informados com más notícias (δ) sobre um ativo o vendem, enquanto aqueles informados com boas notícias ($1 - \delta$) o compram. Com isso, em dias com eventos informacionais, ordens de agentes informados chegam a uma taxa μ . Já os agentes desinformados não possuem informações que orientem seus negócios. Assim, ordens de compradores desinformados chegam a uma taxa ε_b e de vendedores desinformados chegam a uma taxa ε_s (Easley, Hvidkjaer, & O’Hara, 2002). Esse processo de negociação pode ser apresentado em um diagrama de árvore, como demonstra a Figura 1.

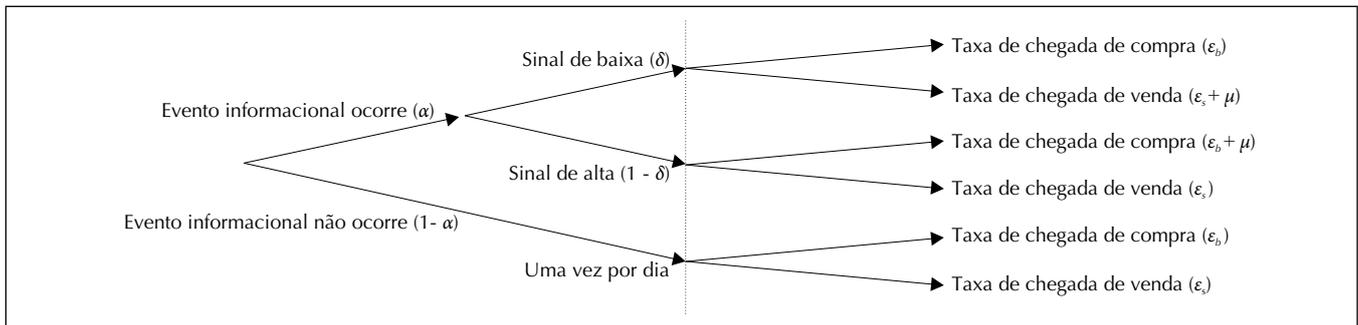


Figura 1 Diagrama de árvore do processo de negociação

Fonte: Adaptado de Easley, Hvidkjaer, e O’Hara (2002)

O primeiro nó corresponde à ocorrência ou não de um evento informacional. Se o evento ocorre (com probabilidade α), isto é, se há uma informação privada no mercado, então seu sinal é determinado no segundo nó. Há uma probabilidade δ de o evento ocasionar um sinal de baixa e uma probabilidade $1 - \delta$ de ocasionar um sinal de alta. Já o terceiro nó é atingido no início do dia de negociação, onde os negociadores são selecionados em cada tempo t para transacionar com base nas probabilidades descritas anteriormente. Se um evento informacional ocorre, então se segue para o quarto nó, onde um agente informado é escolhido para negociar com probabilidade μ . Se ele compra ou vende, depende do sinal que ele vê. Se esse evento informacional indica um sinal de baixa, a taxa de chegada de ordens de venda é dada por $\varepsilon_s + \mu$. Se indica um sinal de alta, a taxa de chegada de ordens de compra é dada por $\varepsilon_b + \mu$. Mas se nenhum evento ocorre, as taxas de chegada de compras e vendas são ε_b e ε_s , respectivamente, pois não há

agente informado no mercado ($\mu = 0$).

Assim, o modelo interpreta o nível padrão de compras e vendas de uma ação como uma negociação desinformada, utilizando esses dados para identificar ε_b e ε_s . Um volume anormal de ofertas de compras ou vendas é interpretado como negociação informada e é utilizado para identificar μ . Por outro lado, o número de dias em que há volume anormal de compras e vendas é utilizado para identificar α e δ (Easley et al., 2002). Esse processo de negociação é representado pelos parâmetros do modelo EHO ($\alpha, \mu, \varepsilon_b, \varepsilon_s$ e δ), estimados por meio da maximização de uma função de máxima verossimilhança, conforme Equação 1.

$$L(\theta|B,S) = (1 - \alpha)e^{-\varepsilon_b} \frac{\varepsilon_b^B}{B!} e^{-\varepsilon_s} \frac{\varepsilon_s^S}{S!} + \alpha \delta e^{-\varepsilon_b} \frac{\varepsilon_b^B}{B!} e^{-(\mu + \varepsilon_s)} \frac{(\mu + \varepsilon_s)^S}{S!} + \alpha (1 - \delta) e^{-(\mu + \varepsilon_b)} \frac{(\mu + \varepsilon_b)^B}{B!} e^{-\varepsilon_s} \frac{\varepsilon_s^S}{S!} \tag{1}$$

em que, B e S representam os volumes de compras e vendas da ação i no período de negociação t , respectivamente, e $\theta = (\alpha, \mu, \varepsilon_b, \varepsilon_s, \delta)$ é o vetor de parâmetros. Esta função 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 ($1 - \alpha$). Assim, a probabilidade de negociação com informação privilegiada (PIN) é dada pela Equação 2.

$$PIN = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + \varepsilon_b + \varepsilon_s} \quad \mathbf{2}$$

em que, α é a probabilidade de ocorrer um evento informacional, μ é a taxa de chegada de ordens de negociação de agentes informados e ε_b e ε_s são as taxas de chegada de ordens de compra e de venda, respectivamente, de agentes desinformados.

Todavia, tal como qualquer outro modelo econômico, a PIN recebe críticas. Para Aktas, Bodt, Declerck, e Oppens (2007), apesar de ela captar o desequilíbrio entre ordens de compras e vendas, a PIN apresenta duas imperfeições: (i) só reflete o número de ordens (negócios realizados), enquanto o volume de papéis negociados pode ser mais relevante; e (ii) reflete outros fatores além da informação privada, como as tendências do mercado. Ainda, Easley et al. (2002) alertam que se pode questionar se a PIN não é demasiadamente simples para capturar o desequilíbrio nas negociações e a influência da negociação informada. No entanto, esses autores destacam que isso foi analisado por Easley, Kiefer, e O'Hara (1997a, 1997b), quando testaram essas possibilidades através da estimação de duas versões do modelo, uma restrita (sem o tamanho dos negócios realizados) e outra irrestrita (com o tamanho dos negócios), quando observaram que as estatísticas dos dois modelos são semelhantes. Assim, Easley et al. (2002) rejeitam a hipótese de atribuição do desequilíbrio das negociações ao aleatório.

Na visão de Hwang, Lee, Lim, e Park (2013), a grande fragilidade da PIN estimada pelo modelo EHO consiste no viés de má-classificação das negociações em compra ou venda. Os

autores destacam que a identificação do agente que disparou a negociação (comprador ou vendedor) geralmente não é possível na maioria dos bancos de dados disponíveis nos diferentes mercados e que, inevitavelmente, essa classificação tem sido feita usando o algoritmo de Lee e Ready (1991), que apresenta falhas. Como consequência, os autores atribuem a imprecisão na precificação da PIN nos diferentes mercados, considerando que na literatura financeira ainda não há consenso sobre sua precificação, possivelmente por erros de classificação de negociação. Contudo, Lee e Radhakrishna (2000) afirmam que esse algoritmo tem precisão de cerca de 93,0% no mercado norte-americano e, no Brasil, Silva (2009) identifica cerca de 72,0%. Assim, considerando que, no mercado brasileiro, não há informações sobre o agente disparador da negociação, sua precisão relativa e a falta de outro método de classificação mais preciso, optou-se pelo uso desse algoritmo neste estudo. Ademais, Heidle e Huang (2002) atestam que o modelo de Easley et al. (2002) possui inúmeras aplicações na literatura, distinguindo-se dos demais modelos existentes pelo fato de possibilitar a dedução da probabilidade de negociação informada por meio de parâmetros que são estimados a partir dos dados de negociações das ações. Dessa forma, apesar de suas limitações, que devem ser consideradas na interpretação dos resultados deste estudo, a PIN foi utilizada para a mensuração da assimetria de informação por ser mais independente da organização do mercado (Abad & Rubia, 2005) e amplamente utilizada pelas pesquisas correntes sobre o tema (Heidle & Huang, 2002; Cruces & Kawamura, 2005; Aktas, Bodt, Declerck, & Oppens, 2007; Brockman & Chung, 2008; Aslan et al., 2011).

2.3 Variáveis Relacionadas à Assimetria de Informação.

Com base na literatura que trata da assimetria de informação nos mercados de capitais, foram identificadas treze variáveis que podem apresentar relação com a PIN estimada para as ações do mercado brasileiro, como demonstra a Tabela 1.

Tabela 1 Variáveis relacionadas à assimetria de informação

Variáveis	Relação Esperada	Principais Referências
Risco	Positiva	Easley et al. (1996); Abad e Rubia (2005); Aslan et al. (2011).
Retorno	Positiva	Clarke e Shastri (2000); Easley, Hvidkjaer, e O'Hara (2002, 2010); Aslan et al. (2011).
Retorno anormal	Positiva	Myers e Majluf (1984); Clarke e Shastri (2000);
Liquidez	Negativa	Amihud e Mendelson (1989); Abad e Rubia (2005); Agarwal e O'Hara (2007); Duarte e Young (2009).
Volatilidade	Positiva	Clarke e Shastri (2000); Aslan et al. (2011); Halov e Heider (2011).
Estrutura de capital	Positiva	Leland e Pyle (1977); Amihud e Mendelson (1989); Agarwal e O'Hara (2007).
Custo de capital	Positiva	Easley e O'Hara (2004); Chen, Chen e Wei (2009).
Tamanho	Negativa	Easley, Hvidkjaer, e O'Hara (2002); Easley e O'Hara (2004); Agarwal e O'Hara (2007); Aslan et al. (2011).
Market-to-book	Negativa	McLaughlin, Safieddine, e Vasudevan (1998); Clarke e Shastri (2000); Aslan et al. (2011).
Preço/Lucro	Negativa	Clarke e Shastri (2000); Easley, Hvidkjaer, e O'Hara (2002).
Política de dividendos	Negativa	Myers e Majluf (1984); Iquiapaza, Lamounier, e Amaral (2008).
Gerenciamento de resultados	Positiva	Aboody, Hughes, e Liu (2005); Burgstahler, Hail, e Leuz (2006).
Governança corporativa	Negativa	Cruces e Kawamura (2005); Vieira e Mendes (2006); Barbedo, Silva, e Leal (2009).

A primeira variável foi o risco da ação que, de acordo com Easley et al. (1996), está relacionado positivamente à assimetria de informação, uma vez que essa assimetria cria um novo tipo de risco sistemático no mercado, o risco de informação, que é a existência de informação privada no mercado de ações baseando as negociações. Para Aslan et al. (2011), um ativo com maior volume de informações privadas tende a ser mais arriscado e, por conseguinte, é natural que se exija maior retorno esperado. Aliado a isso, Easley et al. (2002) atentam que o retorno da ação apresenta relação direta e positiva com a assimetria de informação, sugerindo que o mercado paga um prêmio por esse risco.

Nesse contexto, considerando esse prêmio pago pelo mercado, Clarke e Shastri (2000) observam que o retorno anormal produzido por uma ação geralmente está relacionado positivamente à existência de assimetria de informação. A literatura internacional ratifica essa relação (Myers & Majluf, 1984). Nesse contexto, observa-se que a existência de investidores com diferentes níveis de informação pode estar relacionada à falta de liquidez dos ativos nesse mercado. Aliado a isso, Amihud e Mendelson (1989) afirmam que o custo da seleção adversa afeta a liquidez das ações no mercado de capitais, onde a liquidez de um título pode ser aumentada pela redução da assimetria de informação, por isso é de se esperar uma relação negativa. Já a relação esperada entre a assimetria de informação e a volatilidade das ações é positiva, tendo em vista que alta volatilidade indica alto custo de seleção adversa (Halov & Heider, 2011), o que implica em maior assimetria de informação entre os investidores.

A estrutura de capital é outra variável que pode estar relacionada positivamente com a assimetria de informação, pois, de acordo com Leland e Pyle (1977), a escolha de maior participação de capital de terceiros pode sinalizar aos investidores externos a ocorrência de assimetria de informação. No que diz respeito ao custo de capital próprio, Easley e O'Hara (2004) afirmam que ele está relacionado positiva-

mente com a assimetria de informação, pois os investidores exigem um retorno maior para negociar com ações que apresentam maior grau de informação privada. Para Easley e O'Hara (2004), maior assimetria de informação leva a um prêmio pelo risco mais elevado e, portanto, ao maior custo de capital. Quanto ao tamanho da firma, Aslan et al. (2011) afirmam que quanto maior é a empresa, menor tende a ser a assimetria de informação, pois há mais ações em circulação e mais investidores transacionando com os papéis da firma. Por essa razão, espera-se uma relação negativa.

Além disso, McLaughlin, Safieddine, e Vasudevan (1998) destacam a utilização do *market-to-book* como medida de assimetria de informação. Nesse sentido, Clarke e Shastri (2000) asseveram que uma das formas de mensurar a assimetria de informação no mercado de capitais se baseia no conjunto de oportunidades de crescimento da empresa, podendo-se utilizar como *proxies* para a assimetria os índices *market-to-book* e preço/lucro, pois são capazes de capturar as expectativas futuras dos acionistas quanto aos investimentos realizados. Assim, devem-se esperar relações negativas com a assimetria.

Quanto à política de dividendos, ou *payout* de dividendos, Myers e Majluf (1984) destacam que ela é relacionada negativamente à assimetria de informação, pois pode conduzir ao subinvestimento na empresa, sendo a retenção dos lucros (ou redução dos dividendos) uma forma de aumentar a oferta de recursos. Já o gerenciamento de resultados, segundo Aboody, Hughes, e Liu (2005), se relaciona positivamente à assimetria de informação, pois ele é visto como uma medida de qualidade da informação (Burgstahler, Hail, & Leuz, 2006). E, por fim, a última variável potencialmente relacionada à assimetria de informação diz respeito à adoção de práticas diferenciadas de governança corporativa, que indicam maior proteção dos direitos dos acionistas, reduzindo problemas de agência e assimetria de informação, limitando as oportunidades de *insider trading* (Chen et al., 2009).

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

3.1 Amostra e Coleta dos Dados.

Para a realização desta pesquisa foram coletados os dados de negociação das ações e as informações econômico-financeiras e de governança de todas as empresas listadas na Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (BM&FBovespa) durante os anos de 2010 e 2011. A limitação desse intervalo de tempo se fez necessária devido ao elevado número de observações em alta frequência para a estimação da PIN e às alterações na estrutura das demonstrações contábeis dessas empresas, trazidas pela completa adoção das *International Financial Reporting Standards (full IFRS)*.

Para evitar o problema de viés de seleção, apenas após a coleta de todos os dados foi definida a amostra. Para isso, foram excluídas as empresas que não apresentaram dados sobre alguma das treze variáveis relacionadas (conforme Tabela 1), assim como as ações que não apresentaram pelo menos 1 (uma) negociação diária durante todos os dias de negociação, por pelo menos um dos trimestres analisados. Dessa forma, a amostra total deste estudo contou com 229

ações de 194 empresas ao longo de 8 trimestres.

Para a realização das análises foram utilizadas duas subamostras: (i) uma para analisar as relações entre a PIN e as variáveis econômicas, financeiras e de governança, de forma geral, quando a amostra contou com 194 ações (976 observações trimestrais), sendo uma por empresa. Essa medida foi tomada para evitar a duplicidade de observações de algumas variáveis sobre a empresa (como estrutura de capital, política de dividendos, governança corporativa etc.), nos casos de companhias com mais de uma classe de ação. Assim, manteve-se, nesta subamostra, a classe de ação mais líquida da empresa, considerando que a PIN apresenta melhores estimativas a partir de ações com maiores volumes de negociação, ou mais líquidas (Easley et al., 1996); e (ii) outra subamostra para analisar tais relações de acordo com cada classe de ação, sendo 143 ações ordinárias (673 observações trimestrais) e 81 ações preferenciais (454 observações), de forma isolada (nesta subamostra, 5 papéis não foram considerados por serem “pacotes” de ação contendo os dois tipos – UNT – ou

certificados de ação para negociação no exterior – DR3 –).

As informações sobre as variáveis econômico-financeiras das empresas foram coletadas a partir da base de dados da Economatica®. Já as informações sobre governança e os dados intradiários de negociação das ações foram obtidos na plataforma de negociação eletrônica CMA Series 4, do Grupo CMA®, minuto a minuto, no intervalo de 04 de janeiro de 2010 a 29 de dezembro de 2011. Essa base de dados não identifica se os negócios intradiários partiram de um agente comprador ou vendedor. Em pesquisas de microestrutura de mercado, a identificação da atuação desses agentes separadamente é uma questão fundamental. Silva (2009) destaca que é óbvio que cada transação é, ao mesmo tempo, uma compra e uma venda, já que envolve um comprador e um vendedor. No entanto, para a aplicação do modelo EHO é preciso identificar se a transação foi disparada por um agente comprador ou vendedor, para que seja classificada como “compra” ou “venda”. Para isso, utilizou-se o *LR Method* de Lee e Ready (1991).

Nesse método, o preço de fechamento da transação é comparado com a cotação média de compra e venda e, se for maior que ela, é classificada como “compra”, analogamente, se for menor, como “venda”. Caso o preço de fechamento seja igual à cotação média, o preço de fechamento da transação atual 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.

3.2 Modelo EHO: Estimativa dos Parâmetros.

Para estimar $\theta = (\alpha, \mu, \varepsilon_p, \varepsilon_s, e, \delta)$, que é o vetor de parâmetros do modelo EHO, foi maximizada uma função de máxima verossimilhança condicionada ao histórico de negociação de cada ação, conforme Equação 1, apresentada na seção 2.2. Todavia, Easley, Hvidkjaer, e O'Hara (2010) atentam que maximizar essa equação é uma tarefa difícil até mesmo para um computador, devido ao grande volume de compras (B) e vendas (S) diárias de algumas ações, o que faz o sistema estourar, por conta da fatoração das variáveis B e S, gerando números infinitos. Por isso, segundo os autores sobreditos, essa equação deve ser reescrita como:

$$L((B_t, S_t)_{t=1}^T | \theta) = \sum_{t=1}^T [-\varepsilon_b - \varepsilon_s + M_t(\ln x_b + \ln x_s) + B_t \ln(\mu + \varepsilon_b) + S_t \ln(\mu + \varepsilon_s)] + \sum_{t=1}^T \ln[\alpha(1-\delta) e^{-\mu} x_s^{S_t-M_t} x_b^{M_t} + \alpha \delta e^{-\mu} x_b^{B_t-M_t} x_s^{M_t} + (1-\alpha) x_s^{S_t-M_t} x_b^{B_t-M_t}] \quad 3$$

em que $M_t = \min(B_t, S_t) + \max(B_t, S_t)/2$, $x_s = \varepsilon_s / (\mu + \varepsilon_s)$ e $x_b = \varepsilon_b / (\mu + \varepsilon_b)$, onde 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. Segundo Easley et al. (2010), isso é importante para populações com grandes volumes de compras e vendas, pois essa transformação permite o cálculo da PIN para um número maior de dias de negociação, porque substitui os fatoriais dos números de ordens de compras (B!) e vendas (S!), sem, no entanto, prejudicar o processo de estimação.

3.3 Modelo de Regressão: Análise das Relações.

Para relacionar a PIN estimada às características econômico-financeiras e à governança corporativa das empresas foi utilizado o modelo de regressão *Probit* com dados em painel. A escolha desse modelo se deve ao fato de a variável dependente, que é uma probabilidade (PIN), ser truncada, ou censurada, limitada ao intervalo [0, 1], ou [0%, 100%], somente com valores positivos. Além disso, a opção por dados em painel considerou a possibilidade de avaliar a relação entre a variável dependente e as variáveis explicativas, tendo em vista que essa modelagem permite a elaboração de inferências sobre as eventuais diferenças entre as firmas, e ao longo do tempo, sobre a evolução daquilo que se pretende estudar (Fávero, 2013).

O painel de dados contou com informações de 194 empresas ao longo de 8 trimestres. Todavia, devido aos filtros utilizados no momento de coleta dos dados e à falta de informação sobre alguma das variáveis analisadas, esse painel foi desbalanceado. Assim, para investigar as hipóteses de pesquisa presupostas foram estimadas regressões a partir da Equação 4.

$$PIN_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{it} + \gamma_2 R_{it} + \gamma_3 CAR_{it} + \gamma_4 Liq_{it} + \gamma_5 Volat_{it} + \gamma_6 CT_{it} + \gamma_7 K_{eit} + \gamma_8 Tam_{it} + \gamma_9 MB_{it} + \gamma_{10} P/L_{it} + \gamma_{11} DIV_{it} + \gamma_{12} GR_{it} + \gamma_{13} GC_{it} + u_t \quad 4$$

em que, PIN_{it} é a probabilidade de negociação com informação privilegiada, $\gamma_1, \dots, \gamma_n$ são os parâmetros estimados, β_{it} é o beta, R_{it} é o retorno, CAR_{it} é o retorno anormal acumulado, Liq_{it} é a liquidez em bolsa e $Volat_{it}$ é a volatilidade da ação i no trimestre t . CT_{it} é a proporção de capital de terceiros, K_{eit} é o custo de capital próprio estimado pelo *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) tendo a Selic como taxa livre de risco, Tam_{it} é o tamanho da firma representado pelo logaritmo do seu valor de mercado total no último dia útil do trimestre, MB_{it} é índice *market-to-book*, P/L_{it} é o índice preço/lucro, DIV_{it} é a política de dividendos representada pelo índice *payout*, GR_{it} é o gerenciamento de resultados representado pelos *accruals* discricionários, GC_{it} é a governança corporativa da empresa i no trimestre t (assumindo valor 1 quando listada no Novo Mercado e 0 nos demais) e u_t é o termo de erro.

Ainda, tendo em vista a estimação consistente dos parâmetros, foi analisado o modelo de regressão com dados em painel que melhor se adequou à consistência e eficiência dos estimadores. Para isso, foram utilizados os testes de *Breusch-Pagan*, de *Chow* e de *Hausman*.

3.4 Desenvolvimento das Hipóteses de Pesquisa.

A hipótese central de pesquisa deste estudo se baseou nos trabalhos de Bopp (2003), Cruces e Kawamura (2005) e Barbedo, Silva, e Leal (2009), assumindo que há indícios de utilização de informação privilegiada na negociação de ações no mercado acionário brasileiro para relacionar essa assimetria de informação na negociação de ações às características econômico-financeiras e à governança corporativa das empresas, de forma semelhante ao estudo de Aslan et al. (2011), sendo testada a partir da aplicação da Equação 4.

H_1 : O mercado acionário brasileiro apresenta assimetria de informação na negociação de ações que está relacionada às características econômico-financeiras e às práticas de governança corporativa das empresas.

Ademais, Carvalho (2002) destaca que o mercado brasileiro de capitais é caracterizado por ter a maior parte das empresas pertencentes a grupos familiares e, conseqüentemente, pelo alto índice de emissão de ações preferenciais (PN), sem direito de voto, tendo em vista suprir suas necessidades financeiras sem que esses grupos familiares percam o controle sobre elas. Aliado a isso, Denardin (2007) ratifica essa característica, destacando que as ações PN tendem

a oferecer menor proteção contra o risco de informação do que as ações ordinárias (ON). Dessa forma, é razoável esperar que a assimetria de informação na negociação de ações PN seja maior, e que as relações entre as características econômico-financeiras e a governança das empresas mudem de uma classe de ação para outra. Com isso, conjetura-se a segunda hipótese deste estudo, que é testada a partir da replicação da Equação 4 a cada classe de ação isoladamente.

H_2 : Ações ordinárias e preferenciais apresentam relações distintas entre a assimetria de informação na negociação de ações, as características econômico-financeiras e a governança corporativa das empresas no mercado acionário brasileiro.

4 RESULTADOS

A probabilidade de negociação com informação privilegiada (PIN) média estimada para as ações analisadas durante o biênio 2010/2011 foi de cerca de 25,0%, conforme a Tabela 2. Essa média é maior que a apurada por Easley et al. (2002) para ações do mercado norte-americano (19,1%) e se aproxima daquela apurada por Bopp (2003) para os ADR de empresas brasileiras (23,9%) naquele mercado há cerca de uma década. Também foi superior à PIN estimada por Hwang et al. (2013) para o emergente mercado sul-coreano (20,1%), quando esses autores usam o método semelhante ao utilizado neste estudo.

No mercado brasileiro, a estimativa mais recente foi realizada por Barbedo, Silva, e Leal (2009) para 48 ações, a partir do modelo de Easley et al. (2002), com um ajuste para tendência de mercado, cuja média foi de 12,5%. Esse ajuste não foi adotado neste estudo, utilizando-se o modelo

EHO original, devido à sua maior consistência empírica e larga utilização na literatura internacional. Por essa razão, explica-se a diferença entre a PIN estimada por este estudo e aquela estimada por Barbedo, Silva, e Leal (2009).

No que diz respeito às variáveis econômico-financeiras relacionadas à PIN neste estudo, pode-se verificar que o beta médio das ações analisadas nesse período foi 0,637. O retorno médio das ações analisadas foi negativo (-0,7%), por outro lado, o retorno anormal acumulado dessas ações durante os anos de 2010 e 2011 foi positivo (1,8%), indicando que essas ações apresentaram desempenho superior à média do Ibovespa. A liquidez média dessas ações foi de 0,521 e a volatilidade trimestral média foi de 16,270. Em média, as empresas analisadas apresentaram maior proporção de capital de terceiros (59,9%) e um custo de capital próprio negativo em -1,2%, como demonstra a Tabela 2.

Tabela 2 Estatística descritiva da PIN e das variáveis econômico-financeiras. 2010/1 – 2011/4

Variáveis	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão
PIN	25,010	23,857	0,000	56,535	10,279
Beta	0,637	0,600	-0,272	1,914	0,376
Retorno	-0,662	-1,455	-94,482	316,670	21,422
Retorno anormal	1,816	1,707	-97,082	316,850	20,493
Liquidez em bolsa	0,521	0,140	0,001	10,081	1,112
Volatilidade	16,270	15,326	1,352	75,518	6,242
Estrutura de capital	59,914	59,153	0,307	173,490	21,018
Custo de capital próprio	-1,247	0,385	-26,923	18,055	7,389
Tamanho*	6,595	6,634	4,687	8,605	0,698
Market-to-book	1,022	0,641	0,041	8,572	1,192
Preço/Lucro	29,354	44,642	-317,435	395,645	42,533
Política de dividendos**	0,564	0,363	-337,080	86,813	11,460
Gerenciamento de resultados***	0,002	0,004	-0,558	0,718	0,076
Governança corporativa****	0,454				

Notas: * Log(valor de mercado); ** Índice *payout*; *** *Accruals* discricionários; **** Variável binária, assumindo valor 1 para Novo Mercado e 0 para demais segmentos.

O tamanho médio das empresas, representado por seu valor de mercado, foi de cerca de R\$ 22,3 bilhões. A relação

entre seus valores de mercado e contábil girou em torno de 1,022 e a relação dos preços de suas ações com o lucro

por ação foi 29,354 vezes maior. A média do índice *payout* foi de 0,564, o *accrual* discricionário médio foi de 0,002 e 45,4% das ações analisadas estavam listadas no segmento de governança corporativa Novo Mercado.

Para verificar a associação entre essas variáveis, foi estimado o coeficiente de correlação de *Spearman*. Como apresentado na Tabela 3, a PIN apresentou correlação positiva e significativa

com: risco (0,078), retorno da ação (0,145), liquidez em bolsa (0,191), proporção de capital de terceiros (0,078), custo de capital próprio (0,199) e tamanho (0,216). Por outro lado, a PIN apresentou correlação negativa e significativa com: política de dividendos (-0,075) e listagem em níveis diferenciados de governança corporativa (-0,064). As demais variáveis não apresentaram coeficiente de correlação significativa com a PIN.

Tabela 3 Correlação entre as variáveis investigadas. 2010/1 – 2011/4

	PIN	β	R	CAR	Liq	Volat	CT	K_e	Tam	MB	P/L	DIV	GR
β	0,078**												
R	0,145***	-0,227***											
CAR	-0,015	-0,137***	0,628***										
Liq	0,191***	0,470***	-0,041	-0,034									
Volat	0,061	0,412***	-0,217***	-0,079**	-0,029								
CT	0,078**	0,122***	-0,029	-0,044	0,037	0,087***							
K_e	0,199***	-0,346***	0,416***	-0,117***	-0,115***	-0,283***	0,005						
Tam	0,216***	0,286***	0,068**	0,048	0,518***	-0,234***	0,028	-0,031					
MB	-0,019	-0,150***	0,177***	0,170***	0,182***	-0,171***	-0,462***	0,032	0,224***				
P/L	0,008	-0,027	0,111***	0,092***	0,166***	-0,049	-0,173***	0,035	0,195***	0,432***			
DIV	-0,075**	-0,074**	0,010	0,086***	0,020	-0,135***	-0,088***	-0,088***	0,051	0,121***	0,396***		
GR	0,058	0,024	-0,140***	-0,042	-0,049	0,069**	-0,065**	-0,173***	-0,121***	0,025	0,028	0,139***	
GC	-0,064**	-0,058	0,027	0,059	0,081**	0,021	-0,232***	-0,042	-0,053	0,352***	0,250***	0,121***	0,111***

Notas: PIN é a probabilidade de negociação com informação privilegiada, β é o risco, R é o retorno, CAR é o retorno anormal acumulado, Liq é a liquidez e Volat é a volatilidade da ação. CT é a proporção de capital de terceiros, K_e é o custo de capital próprio, Tam é o tamanho, MB é o índice *market-to-book*, P/L é o índice preço/lucro, DIV é a política de dividendos, GR é o gerenciamento de resultados e GC é a listagem em governança corporativa da empresa. *** Significante a 1% e ** significante a 5%.

Além disso, podem-se verificar coeficientes de correlação maiores entre as variáveis explicativas da Equação 4, como entre o retorno e o retorno anormal acumulado (0,628), a liquidez e o tamanho (0,518) e a liquidez e o risco (0,470). Segundo Brooks (2008), quando o coeficiente é menor que 0,8, a multicolinearidade não apresenta problema para as análises de regressão subsequentes. Sendo assim, todas as variáveis foram consideradas no modelo.

4.1 Relações entre a PIN e as Variáveis das Empresas.

Para analisar as relações entre a PIN, as características econômico-financeiras e as práticas de governança corporativa das empresas foi estimado um modelo de regressão *Probit* com dados em painel, com sua adequação testada pelo Multiplicador de *Lagrange* (LM) de *Breusch-Pagan* para decidir entre estimação por *pooled ordinary least squares* (POLS) ou por efeitos aleatórios, cuja hipótese nula de adequação do modelo POLS foi rejeitada ($\chi^2 = 30,226$). Em seguida, foi realizado o teste de *Chow* para decidir entre estimação por POLS ou por efeitos fixos, cuja hipótese nula de igualdade de interceptos e inclinação (POLS) também foi rejeitada ($F = 194,769$). Finalmente, o teste de *Hausman* foi utilizado para decidir entre estimação por efeitos fixos ou aleatórios, quando sua hipótese nula de consistência dos estimadores por efeitos aleatórios não foi rejeitada ($\chi^2 = 3,087$), ou seja, por *generalized least squares* (GLS).

Assim, tendo em vista a robustez dos parâmetros es-

timados, foram avaliados os pressupostos de ausência de autocorrelação, de heteroscedasticidade, de multicolinearidade e a distribuição normal dos resíduos. No que diz respeito à ausência de autocorrelação e heteroscedasticidade, a estimativa por GLS assume que os parâmetros são os melhores estimadores não-viesados, logo, consistentes. Em se tratando de multicolinearidade, a análise da matriz de correlação, apresentada na seção 4 (Tabela 3), indicou não haver esse problema entre as variáveis, tendo em vista a magnitude dos coeficientes (Brooks, 2008).

No que diz respeito à normalidade dos resíduos, apesar de o teste de normalidade de *Jarque-Bera* ter rejeitado a hipótese nula de distribuição normal dos resíduos, esse pressuposto foi relaxado com base no Teorema do Limite Central e na Lei dos Grandes Números, como sugere Brooks (2008), tendo em vista o grande número de observações da amostra analisada. Ainda, segundo esse autor, em modelos econômicos e financeiros casos em que os resíduos extremos causem a violação desse pressuposto são bastante comuns.

A primeira análise de relações considerou uma ação por empresa para evitar vieses provenientes da duplicidade de informações. Dessa forma, a Tabela 4 apresenta as estatísticas do modelo estimado com 976 observações trimestrais. Seu coeficiente de determinação (*pseudo R*²) foi de 0,148, indicando que 14,8% das variações observadas na PIN podem ser explicadas pelas características econômico-financeiras e governança das firmas incluídas no modelo que, de acordo com sua estatística *F* (12,891), é significativa ao nível de 1%.

Tabela 4 Regressão Probit com dados em painel e efeitos aleatórios. 2010/1 – 2011/4

Variáveis	Coefficiente	Estatística <i>t</i>	Significância
Constante	5,728	1,204	0,229
Risco	2,197	1,977	0,048**
Retorno	0,190	3,046	0,002***
Retorno anormal	-0,172	-2,776	0,006***
Liquidez em bolsa	0,715	1,800	0,072*
Volatilidade	0,058	0,928	0,354
Estrutura de capital	0,007	0,424	0,672
Custo de capital próprio	0,179	2,061	0,040**
Tamanho	2,578	3,695	0,000***
<i>Market-to-book</i>	-0,035	-0,111	0,911
Preço/Lucro	0,000	0,185	0,854
Política de dividendos	-0,085	-0,698	0,486
Gerenciamento de resultados	0,502	0,123	0,902
Governança corporativa	-0,281	-0,408	0,684
Corte transversal (empresas)	194	Estatística <i>F</i>	12,891
Série temporal (trimestres)	8	Pseudo R ²	0,148
Observações (<i>n</i>)	976	R ² Ajustado	0,137

Nota: significância *** a 1%, ** a 5% e * a 10%.

No que diz respeito às relações com a PIN identificadas como significantes, foi possível verificar que, dentre as treze variáveis analisadas, seis apresentaram significância estatística. O risco da ação, representado pelo seu beta (β), apresentou coeficiente positivo (2,197) e significativo ao nível de 5%, indicando que a negociação com assimetria de informação tendeu a ser maior quanto maior foi o risco da ação, corroborando as pesquisas anteriores (Easley et al., 1996; Aslan et al., 2011).

O retorno das ações apresentou relação positiva (0,190) e significativo ao nível de 1%, indicando que, durante o período investigado, quanto maior foi o retorno, maior foi a negociação com assimetria de informações. Essa era a relação esperada, o que ratifica a literatura corrente (Easley et al., 2002; Aslan et al., 2011), sugerindo que a PIN foi precificada no mercado acionário brasileiro durante o período analisado. Por outro lado, o retorno anormal acumulado das ações apresentou relação negativa (-0,172) e significativo a 1%, de forma diferente ao que se esperava, uma vez que a literatura de finanças destaca o retorno anormal como *proxy* para a assimetria de informação, sugerindo uma relação positiva entre essas variáveis (Clarke & Shastri, 2000). Neste estudo, essa relação inesperada pode ter sido influenciada pelo desempenho do mercado brasileiro de capitais, representado pelo Índice Bovespa (Ibovespa), que representou o retorno do mercado no cálculo do retorno anormal acumulado, e que, durante os trimestres investigados, variou entre -16,2% e 13,9%, o que pode ter tornado essa variável instável.

A liquidez foi outra variável que apresentou resultado inesperado. Sua relação com a negociação com assimetria de informação foi significativa (10%), no entanto, positiva (0,715). Isto é, quanto maior foi a liquidez, maior foi a assimetria de informação na negociação das ações, pelo menos durante o período analisado. Esse resultado difere

das evidências de Duarte e Young (2009), que sugerem relação negativa. Possivelmente ele pode estar ligado às características próprias do mercado acionário brasileiro, que possui alto índice de emissão de ações PN. Segundo Denardin (2007), embora essa classe de ação exista nos mercados de outros países, ela não é tão difundida como no Brasil. Aqui, as cinco ações com maior liquidez durante o período investigado foram PN (PETR4, VALE5, ITUB4, AMBV4 e BBDC4, nesta ordem). Ainda, ao se comparar as médias de PIN por classe de ação, nota-se que as PN (26,0%) apresentaram PIN média maior do que as ON (24,2%). Isso reforça esta inferência.

O custo de capital próprio também esteve relacionado à negociação com assimetria de informação (0,179), assim como no estudo de Aslan et al. (2011), todavia, no mercado norte-americano essa relação não foi significativa estatisticamente. Isso sugere que, no período investigado, os investidores apresentaram tendência de exigir maior remuneração para o capital investido quando há maiores evidências de negociação com informação privilegiada.

Por último, o tamanho das firmas apresentou relação positiva (2,578) e significativo a 1%, sugerindo que quanto maior o tamanho da empresa no período analisado, maior foi a assimetria de informação na negociação. Essa característica também se mostrou significativa no estudo de Aslan et al. (2011) no mercado norte-americano, contudo a relação observada foi negativa. Essa relação no Brasil pode ter sido influenciada pelo alto índice de ações PN, o que não é comum em mercados desenvolvidos (Denardin, 2007). Em tese, os investidores que demandam ações PN buscam maior retorno, têm menos preocupação com a gestão das empresas e possuem menor monitoramento sobre a firma. No Brasil, durante os anos 2010/2011, essa classe de ação foi a que apre-

sentou maior PIN média. Ainda, as cinco maiores empresas deste mercado foram Petrobrás, Vale, ItauUnibanco, Bradesco e Ambev, nesta ordem. Todas elas negociaram ações ON e PN nesse período, sendo as PN as mais líquidas e com maior risco. Isso pode explicar, pelo menos em parte, a relação positiva entre a PIN e o tamanho das firmas.

As demais variáveis não apresentaram relação significativa estatisticamente. Sendo assim, verifica-se que, dentre as seis relações identificadas como estatisticamente significantes no mercado acionário brasileiro, três variáveis ratificaram a literatura internacional (o risco, o retorno da ação e o custo de capital próprio), enquanto três apresentaram resultados diferentes (o retorno anormal, a liquidez e o tamanho), como resumido na Tabela 5.

Tabela 5 *Resumo das relações esperadas e observadas com a assimetria de informação*

Variáveis	Relação Esperada	Relação Observada
Risco	+	+
Retorno	+	+
Retorno anormal	+	-
Liquidez em bolsa	-	+
Custo de capital próprio	+	+
Tamanho	-	+

4.2 Relações entre a PIN e as Variáveis das Empresas – por Classe de Ação.

Denardin (2007) observa que o mercado brasileiro de capitais tem como característica um alto índice de emissão de ações preferenciais, classe de ação esta que apresentou PIN média significativamente diferente das ações ordinárias. Ainda, esse autor afirma que as ações ON oferecem maior proteção aos seus portadores. Com base nisso, foi realizada a segunda análise das relações, que separou em dois grupos distintos as ações ON e as ações PN. Assim, foi estimado um modelo em painel com efeitos aleatórios para cada grupo, repetindo-se os testes de robustez realizados na primeira análise de regressão.

Ao se observar a significância de cada variável nesses modelos, até o limite de 10%, nota-se que se destacam seis variáveis, três em cada classe, sendo justamente aquelas que foram significantes no modelo estimado por empresa (ver Tabela 4), enquanto as demais não apresentaram relação significativa estatisticamente. No modelo com ações ON, estiveram relacionados à PIN de forma significativa o retorno da ação, o retorno anormal acumulado e a liquidez, enquanto no modelo com ações PN estiveram relacionadas à PIN de forma significativa o beta, o custo de capital próprio e o tamanho da empresa. Todas essas variáveis mantiveram os mesmos sinais das relações anteriormente observadas, conforme Tabela 6.

Tabela 6 *Regressão Probit com dados em painel e efeitos aleatórios, por classe de ação. 2010/1 – 2011/4*

Característica	ON			PN		
	Coefic.	Estat. t	Signif.	Coefic.	Estat. t	Signif.
Constante	21,218	3,606	0,000***	4,291	0,728	0,467
Risco	-1,602	-1,239	0,216	2,650	1,809	0,098*
Retorno	0,215	2,847	0,005***	0,120	1,228	0,220
Retorno anormal	-0,184	-2,464	0,014**	-0,149	-1,566	0,118
Liquidez em bolsa	4,576	5,592	0,000***	0,338	0,799	0,425
Volatilidade	0,075	1,115	0,265	0,098	1,322	0,187
Estrutura de capital	0,023	1,106	0,269	0,005	0,186	0,853
Custo de capital próprio	0,016	0,150	0,881	0,378	2,936	0,003***
Tamanho	0,001	0,002	0,999	2,689	3,086	0,002***
Market-to-book	0,046	0,154	0,877	0,820	0,807	0,420
Preço/Lucro	0,000	-0,059	0,953	0,000	-0,146	0,884
Política de dividendos	-0,060	-0,382	0,703	0,014	0,078	0,938
Gerenciamento de resultados	-3,809	-0,682	0,495	-0,351	-0,062	0,951
Governança corporativa	0,439	0,451	0,652	4,291	0,728	0,467
Corte transversal (ações)			143			81
Série temporal (trimestres)			8			8
Observações (n)			673			454
Estatística F			7,171			8,485
Pseudo R ²			0,124			0,186
R ² Ajustado			0,107			0,165

Nota: significância *** a 1%, ** a 5% e * a 10%.

Destaque seja dado às variáveis liquidez e tamanho. Entre as ações ON, o coeficiente da liquidez é maior do que entre as ações PN. Além disso, tal relação só é significativa entre as ações ON. A relação entre essas duas variáveis é fortemente influenciada pelo desvio-padrão da liquidez, que entre as ações PN é maior ($\sigma_{ON} = 0,405$ e $\sigma_{PN} = 0,797$). Dessa forma, se o nível de liquidez for controlado, essa relação pode sofrer alterações.

No que diz respeito ao tamanho, nota-se que, entre as

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo investigou as relações existentes entre a assimetria de informação na negociação de ações, as características econômico-financeiras e a governança corporativa das empresas abertas no mercado acionário brasileiro. Nesse sentido, foram observados indícios de uso de informação privada na negociação de ações neste mercado durante o período investigado, tendo em vista a PIN média estimada de 25,0%, revelando as chances de terem ocorrido negociações orientadas por informações privadas.

Um mercado com alta assimetria de informação pode ter sérias implicações na negociação dos ativos, principalmente se ele for emergente, como é o caso do mercado brasileiro, pois abre espaço para *insider trading*. Assim, com base nos resultados apresentados, a primeira hipótese levantada por esta pesquisa, que se refere à presença de assimetria de informação na negociação de ações relacionada às características econômico-financeiras e governança das companhias listadas na BM&FBovespa, foi confirmada para algumas das variáveis investigadas.

No que diz respeito à relação da prática de *insider trading* por operadores do mercado com essas variáveis, percebe-se que, durante os anos de 2010 e 2011, foi possível identificar cinco variáveis positivamente relacionadas à assimetria informacional na negociação de ações, sendo o risco, o retorno, a liquidez, o custo de capital próprio e o tamanho da firma, e uma negativamente relacionada à assimetria, que foi o retorno anormal acumulado. A relação direta entre o beta da firma (β) e a PIN pode sugerir que os agentes do mercado brasileiro identificam maior risco em negociações com informação privada. Adicionalmente, a PIN se mostra como medida alternativa para as pesquisas empíricas no Brasil que avaliem o risco de operações no mercado secundário de ações.

No que se refere ao retorno e ao custo de capital próprio, as evidências encontradas apontaram que a assimetria de informação é precificada nas negociações de ações realizadas no mercado brasileiro de capitais, corroborando as pesquisas anteriores realizadas em outros mercados, como o norte-americano e o sul-coreano. No entanto, o retorno anormal apresentou uma relação inversa com a negociação com informação privilegiada no período analisado. Essa relação pode ter sido influenciada pela desaceleração do Ibovespa, principalmente em 2011. Uma explicação alternativa seria o fato de que o retorno anormal pode estar refletindo, na realidade, o efeito médio para os acionistas que não negociaram com informação privada no período,

ações PN, o coeficiente marginal foi positivo e maior do que entre as ações ON, além de essa relação só ter sido significativa entre as ações PN. Isso reforça as suspeitas de que a inversão da relação negativa esperada entre a PIN e o tamanho da firma (Aslan et al., 2011), no mercado brasileiro, deve-se à forte presença de ações PN, pois neste mercado elas representam as ações mais negociadas, principalmente das maiores empresas (conforme seção 4.1), além de possuírem maior PIN média.

fazendo com que eles tivessem um retorno abaixo dos acionistas informados, sendo assim, condizente com a literatura. Outra suposição seria que as más notícias são utilizadas mais fortemente nas negociações com informação privada. Porém, essas suposições devem ser objeto de análise mais profunda em outras pesquisas.

A liquidez e o tamanho da empresa não obtiveram o sinal predito pela literatura corrente, o que pode ser explicado por alguns aspectos particulares do ambiente brasileiro, como o grande volume de negociações de ações preferenciais (PN) no mercado secundário. Diante desse cenário, levantou-se a segunda hipótese, que buscou analisar se as relações entre a assimetria de informação na negociação de ações, as características econômico-financeiras e a governança corporativa das firmas eram diferentes em cada classe de ação.

No Brasil, durante o período analisado, as cinco ações com maior liquidez foram ações PN e representaram conjuntamente 35,2% da composição do Índice Brasil (IBrX), que reúne as 100 ações mais líquidas do mercado. Aliado a isso, destacam-se as características do mercado brasileiro de capitais de forte concentração das ações com direito de voto e de pulverização do capital das empresas por meio de ações preferenciais (Carvalho, 2002; Denardin, 2007), sem direito de voto, as quais possuem maior risco de informação privilegiada (PIN). Nesse sentido, quando a análise é feita considerando cada classe de ação, percebe-se que algumas variáveis apresentaram significância apenas entre as ações ON e outras apenas entre as ações PN, o que ratifica a segunda hipótese deste estudo, de que as relações são distintas entre as classes de ação.

Nesse aspecto, as ações preferenciais apresentaram como variáveis significativas o risco e o custo de capital próprio, sugerindo que, para essa classe, os agentes do mercado identificam o risco de ocorrência de negociação com informações privilegiadas e as precificam em suas ordens de compra e/ou venda. Além disso, a variável “tamanho” da firma apresentou relação positiva e significativa com a PIN, sugerindo a existência de maior volume de negociação com informação privada nas operações de empresas maiores com ações preferenciais.

Por outro lado, as evidências encontradas para as variáveis retorno e retorno anormal na amostra com as ações ordinárias (ON) sugerem que investidores precificam mais fortemente a probabilidade de negociação com informação privada para essa classe de ação. Já a relação não esperada com a liquidez pode ser explicada por outros fatores, como a forte concentração de controle entre as empresas analisadas.

No tocante às demais características analisadas, elas não foram significativas durante o período analisado. Os resultados desta pesquisa indicam que negociação com informação privilegiada ocorre independentemente de a companhia estar ou não listada no segmento diferenciado de governança corporativa, ou que as práticas de governança não estão sendo efetivas nas negociações realizadas no mercado secundário. Da mesma forma, a volatilidade, a estrutura de capital, o *market-to-book*, o preço/lucro, a política de dividendos e o gerenciamento de

resultados não se diferenciam entre negociações com ou sem informação privada. Porém, essas suposições também devem ser analisadas de forma mais aprofundada.

Por fim, cabe ressaltar que estudos como este, que analisam as particularidades de mercados emergentes, podem contribuir para o entendimento de como suas características afetam, por exemplo, o funcionamento do mercado de capitais e a assimetria de informação nesses mercados, em especial, no mercado secundário.

Referências

- Abad, D., & Rubia, A. (2005). Modelos de estimación de la probabilidad de negociación informada: una comparación metodológica en el mercado Español. *Revista de Economía Financiera*, 7, 1-37.
- Aboody, D., Hughes, J., & Liu, J. (2005). Earnings quality, insider trading, and cost of capital. *Journal of Accounting Research*, 43 (5), 651-673.
- Agarwal, P., & O'Hara, M. (2007). Information risk and capital structure. *SSRN Working Paper*, 1-61. Recuperado em 21 setembro, 2010, de http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=939663.
- Akerlof, G. A. (1970). The market for 'lemons': quality uncertainty and the market mechanism. *Quarterly Journal of Economics*, 84 (3), 488-500.
- Aktas, N., Bodt, E., Declerck, F., & Oppens, H. V. (2007). The PIN anomaly around M&A announcements. *Journal of Financial Markets*, 10 (2), 169-191.
- Albarez, T., & Valle, M. R. (2009). Impactos da assimetria de informação na estrutura de capital de empresas abertas. *Revista Contabilidade & Finanças*, 20 (51), 6-27.
- Alberton, A., Moletta, A. M. C., & Marcon, R. (2011). Os níveis diferenciados de governança corporativa blindam as firmas contra crises financeiras? *Pensar Contábil*, 13 (51), 56-64.
- Amihud, Y., & Mendelson, H. (1989). The effects of beta, bid-ask spread, residual risk, and size on stock returns. *The Journal of Finance*, 44 (2), 479-486.
- Aslan, H., Easley, D., Hvidkjaer, S., & O'Hara, M. (2011). The characteristics of informed trading: implications for asset pricing. *Journal of Empirical Finance*, 18, 782-801.
- Barbedo, C. H., Silva, E. C., & Leal, R. P. C. (2009). Probabilidade de informação privilegiada no mercado de ações, liquidez intra-diária e níveis de governança corporativa. *Revista Brasileira de Economia*, 63 (1), 51-62.
- Bopp, E. (2003). *Negociação com informação diferenciada em ADRs da América Latina*. Dissertação de mestrado, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, RJ, Brasil.
- Brockman, P., & Chung, D. Y. (2008). Investor protection, adverse selection, and the probability informed trading. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 30, 111-131.
- Brooks, C. (2008). *Introductory econometrics for finance*. Cambridge: University Press.
- Brown, S., Hillegeist, S. A., & Lo, K. (2008). The effect of earnings surprises on information asymmetry. *Journal of Accounting and Economics*, 47 (3), 208-225.
- Burgstahler, D. C., Hail, L., & Leuz, C. (2006). The importance of reporting incentives: earnings management in European private and public firms. *The Accounting Review*, 81 (5), 983-1016.
- Camargos, M. A., & Barbosa, F. V. (2003). Teoria e evidência da eficiência informacional do mercado de capitais brasileiro. *Caderno de Pesquisas em Administração*, 10 (1), 41-55.
- Carvalho, A. G. (2002). Governança corporativa no Brasil em perspectiva. *Revista de Administração da USP*, 37 (3), 19-32.
- Chen, K. C. W., Chen, Z., & Wei, K. C. J. (2009). Legal protection of investors, corporate governance, and the cost of equity capital. *Journal of Corporate Governance*, 15 (3), 273-289.
- Clarke, J., & Shastri, K. (2000). On information asymmetry metrics. *SSRN Working Paper*. Recuperado em 14 setembro, 2011, de http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=251938.
- Cohen, L., Malloy, C., & Pomorski, L. (2012). Decoding insider information. *The Journal of Finance*, 67 (3), 1009-1043.
- Cruces, J. J., & Kawamura, E. (2005). Insider trading and corporate governance in Latin America. *Research Network Working Paper*, R-513, Inter-American Development Bank.
- Denardin, A. 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)*. Tese de doutorado, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, RS, Brasil.
- Duarte, J., & Young, L. (2009). Why is PIN priced? *Journal of Financial Economics*, 91 (2), 119-138.
- Easley, D., Hvidkjaer, S., & O'Hara, M. (2010). Factoring information into returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45 (2), 293-309.
- Easley, D., Hvidkjaer, S., & O'Hara, M. (2002). Is information risk determinant of asset returns? *The Journal of Finance*, 57 (5), 2185-2221.
- Easley, D., Kiefer, N. M., & O'Hara, M. (1997a). One day in the life of a very common stock. *Review of Financial Studies*, 10 (3), 805-835.
- Easley, D., Kiefer, N. M., & O'Hara, M. (1997b). The information content of the trading process. *Journal of Empirical Finance*, 4 (2-3), 159-186.
- Easley, D., Kiefer, N. M., O'Hara, M., & Paperman, J. B. (1996). Liquidity, information and infrequently traded stocks. *The Journal of Finance*, 51 (4), 1405-1436.
- Easley, D., & O'Hara, M. (2004). Information and the cost of capital. *The Journal of Finance*, 59 (4), 1553-1583.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25 (2), 383-417.
- Fama, E. F. (1991). Efficient capital markets: II. *The Journal of Finance*, 46 (5), 1575-1617.
- Fávero, L. P. L. (2013). Dados em painel em contabilidade e finanças: teoria e aplicação. *Brazilian Business Review*, 10 (1), 131-156.
- Fu, R., Kraft, A., & Zhang, H. (2012). Financial reporting frequency, information asymmetry, and the cost of equity. *Journal of Accounting and Economics*, 54 (2-3), 132-149.
- Halov, N., & Heider, F. (2011). Capital structure, risk and asymmetric information. *Quarterly Journal of Finance*, 1 (4), 767-809.
- Heidle, H. G., & Huang, R. D. (2002). Information-based trading in dealer and auction markets: an analysis of exchange listings. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 37 (3), 391-424.
- Hwang, L. S., Lee, W. J., Lim, S. Y., & Park, K. H. (2013). Does information risk affect the implied cost of equity capital? An analysis of PIN and adjusted PIN. *Journal of Accounting and Economics*, 55 (2-3), 148-167.
- Iquiapaza, R. A., Lamounier, W. M., & Amaral, H. F. (2008). Assimetria de informações e pagamento de dividendos na Bovespa. *Advances in Scientific and Applied Accounting*, 1 (1), 1-15.
- Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3 (4), 305-360.
- Lee, C. M. C., & Radhakrishna, B. (2000). Inferring investor behavior: evidence from TORQ data. *Journal of Financial Markets*, 3 (2), 83-111.
- Lee, C. M. C., & Ready, M. J. (1991). Inferring trade direction from intraday data. *The Journal of Finance*, 46 (2), 733-746.
- Leland, H. E., & Pyle, D. H. (1977). Information asymmetries, financial structure, and financial intermediation. *The Journal of Finance*, 32 (2), 371-387.
- McLaughlin, R., Safieddine, A., & Vasudevan, G. K. (1998). The information content of corporate offerings of seasoned securities: an empirical analysis. *Financial Management*, 27 (2), 31-45.
- Myers, S. C., & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13 (2), 187-221.
- Silva, E. C. (2009). *Dois ensaios sobre microestrutura de mercado e probabilidade de informação privilegiada no mercado de ações brasileiro*. Tese de doutorado, Instituto COPPEAD de Administração, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, RJ, Brasil.
- Thevenot, M. (2012). The factors affecting illegal insider trading in firms with violations of GAAP. *Journal of Accounting and Economics*, 53 (2-3), 375-390.
- Vieira, S. P., & Mendes, A. G. S. T. (2006). Governança corporativa: uma análise de sua evolução e impactos no mercado de capitais brasileiro. *Organizações em Contexto*, 2 (3), 48-67.