

Avaliação de empresas e probabilidade de negociação com informação privilegiada no mercado brasileiro de capitais

Luiz Felipe de Araújo Pontes Girão

Universidade Federal da Paraíba – João Pessoa/PB, Brasil

Orleans Silva Martins

Universidade Federal da Paraíba – João Pessoa/PB, Brasil

Edilson Paulo

Universidade Federal da Paraíba – João Pessoa/PB, Brasil

Recebido em 09/janeiro/2013

Aprovado em 23/agosto/2013

Sistema de Avaliação: *Double Blind Review*

Editor Científico: Nicolau Reinhard

DOI: 10.5700/rausp1161

RESUMO

O objetivo no estudo apresentado neste artigo foi investigar a influência da assimetria de informação na avaliação de empresas no mercado brasileiro de capitais. Para tanto, foi realizado um estudo com base na mensuração da assimetria de informação na negociação de ações e no modelo de avaliação de empresas proposto por Ohlson (1995). Analisou-se a relação da assimetria informacional e os preços de 198 ações listadas na Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&FBovespa), durante os quatro trimestres do ano de 2011. Os resultados sugerem que a assimetria de informações tem conteúdo informacional adicional na avaliação de empresas, principalmente para aquelas companhias não listadas nos segmentos diferenciados de governança corporativa.

Palavras-chave: modelo de Ohlson, assimetria de informação, probabilidade de negociação com informação privilegiada, *valuation*.

1. INTRODUÇÃO

Um dos papéis da contabilidade, e da informação dela provinda, é possibilitar a redução da assimetria de informação entre os diversos agentes econômicos. Esse fenômeno é reflexo da separação entre a gestão das atividades da empresa e sua propriedade, abrindo espaço para conflitos de agência (Jensen & Meckling, 1976), em que os agentes internos tentam maximizar a própria

Luiz Felipe de Araújo Pontes Girão, Doutorando pelo Programa Multiinstitucional e Inter-regional Universidade de Brasília/Universidade Federal da Paraíba/Universidade Federal do Rio Grande do Norte, é Professor Assistente na Universidade Federal da Paraíba (CEP 58051-900 – João Pessoa/PB, Brasil). E-mail: luizfelipe@ccsa.ufpb.br
Endereço:
Universidade Federal da Paraíba
Centro de Ciências Sociais Aplicadas
Departamento de Finanças e Contabilidade
Campus I
58051-900 – João Pessoa – PB

Orleans Silva Martins, Mestre e Doutor em Contabilidade pelo Programa Multiinstitucional e Inter-regional Universidade de Brasília/Universidade Federal da Paraíba/Universidade Federal do Rio Grande do Norte, é Professor Adjunto da Universidade Federal da Paraíba (CEP 58051-900 – João Pessoa/PB, Brasil). E-mail: orleansmartins@yahoo.com.br

Edilson Paulo, Mestre em Ciências Contábeis pelo Programa Multiinstitucional e Inter-regional Universidade de Brasília/Universidade Federal da Paraíba/Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Doutor em Controladoria e Contabilidade pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, é Professor Adjunto da Universidade Federal da Paraíba (CEP 58051-900 – João Pessoa/PB, Brasil). E-mail: e.paulo@uol.com.br

utilidade, acabando por expropriar os ganhos dos agentes externos, com menos acesso às informações sobre a firma.

Dentre os diferentes problemas derivados da teoria agência, como a expropriação de riqueza dos agentes externos por parte dos agentes internos, destacam-se aqueles mais específicos às companhias abertas. Observa-se que a assimetria de informação pode levar à redução da liquidez no mercado de capitais (Bharath, Pasquariello & Wu, 2009) e ao aumento do custo do capital próprio das companhias (Brennan & Subrahmanyam, 1996), o que pode implicar má formação do preço dos ativos (Fields, Lys & Vicent, 2001) das empresas que têm seus títulos negociados sob o efeito da assimetria informacional.

Nesse contexto, a base neste estudo é a hipótese de mercado eficiente (HME), difundida por Fama (1970), em sua forma semi-forte, uma vez que tem como base uma avaliação estruturada em números contábeis. Para isso, pressupõe-se que as negociações baseadas em informações privilegiadas possam fornecer sinais aos investidores para suas tomadas de decisões (Grossman & Stiglitz, 1980). Segundo a HME, as informações publicamente disponíveis são de imediato incorporadas ao preço da ação (Fama, 1970). Assim, pode-se esperar que as empresas que tenham ações negociadas sob o impacto de informações privilegiadas tenham sua avaliação enviesada, pois tais informações podem proporcionar vantagens a seus portadores, ou *insiders*, influenciando suas avaliações e decisões de investimento. Assim, é razoável esperar que as informações contábeis afetem significativamente a avaliação das companhias^(*) (Fama, 1970), bem como as negociações baseadas em informações privadas (Grossman & Stiglitz, 1980).

De acordo com Camargos e Barbosa (2003), no mercado brasileiro de capitais há evidências somente para a forma semi-forte da HME. Além disso, Barbedo, Silva e Leal (2009) alertam que o uso de informação privilegiada na negociação de ações, também conhecido como *insider trading*, é uma prática que costuma acontecer nos países da América Latina e sua ocorrência faz com que o investidor evite investir nesse mercado ou nesse ativo, com receio de ser prejudicado na transação. Além desses autores, Martins, Paulo e Albuquerque (2013) identificaram a probabilidade de terem ocorrido negociações com informação privilegiada (PIN) no mercado brasileiro de capitais. Esses últimos, sobretudo, verificaram que há uma relação positiva e significativa entre a PIN e o retorno das ações. Por essa razão, justifica-se a realização de um estudo que investigue o reflexo dessa assimetria de informação na avaliação de empresas.

Nesse sentido, uma vez que a assimetria de informação pode influenciar a estimativa do valor de um ativo, causando prejuízos aos demais agentes, que não aqueles de informação privada, é razoável considerar que os modelos de avaliação de empresas que não incluem uma estimativa dessa assimetria não capturem satisfatoriamente os fatores determinantes

do valor da firma. Assim, uma das justificativas para a elaboração desta pesquisa está em contribuir com os modelos de avaliação de empresas, buscando evidenciar que a assimetria informacional tem impacto significativo no processo de mensuração do valor das firmas, devendo ser considerada nesse processo.

Considerando a larga utilização e validação do modelo de avaliação de empresas de Ohlson (1995) nas literaturas nacional e internacional (Dechow, Hutton & Sloan, 1999; Lopes, 2001; Swartz, Swartz & Firer, 2006), especialmente na área de *value relevance*, neste estudo o objetivo é investigar a influência da assimetria de informação na avaliação de empresas no mercado brasileiro de capitais por meio do modelo de Ohlson (1995). Assim, questiona-se qual a relação entre a assimetria de informação existente na negociação de ações e a avaliação de empresas no mercado brasileiro de capitais.

Nesse sentido, o trabalho está organizado em cinco seções. Além desta introdução, na segunda seção apresenta-se uma revisão de literatura que aborda a HME e os modelos de avaliação de empresas de Ohlson (1995) e de mensuração de assimetria de informação de Easley, Hvidkjaer e O'Hara (2002). Na terceira, são apresentados os procedimentos metodológicos, desde a coleta e a análise dos dados até a operacionalização desses modelos. Na quarta seção, são apresentados os principais resultados e, na última, as considerações finais do trabalho.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1. Hipótese de mercado eficiente e teoria da agência

O **papel principal** do mercado de capitais é a alocação dos recursos entre os agentes superavitários e os agentes deficitários (Fama, 1970), ou seja, entre aqueles que precisam de recursos para seus projetos e aqueles que possuem capital excedente à procura de investimento. Para que haja essa transferência de recursos, é necessário que o mercado sinalize se os investidores devem ou não alocar seus recursos em determinada companhia. Para isso, os preços dos títulos devem refletir todas as informações sobre as empresas, imediatamente após sua disponibilização para o público em geral. Quando todas essas informações disponíveis são absorvidas e refletidas nos preços das ações dessas firmas, diz-se que o mercado é eficiente.

Esse modelo de mercado de capitais, em que as informações são divulgadas simetricamente para todos os usuários e imediatamente absorvidas pelos preços das ações das firmas, tem algumas condições para seu funcionamento, quais sejam: que não existam custos de transação nas negociações; que todas as informações disponíveis sejam gratuitas para todos os participantes do mercado; e que todos os investidores concordem com as implicações das informações correntes nos preços correntes dos ativos (Fama, 1970). Contudo, por ser

^(*) Neste estudo, os termos **valor** e **preço**, provenientes do processo de avaliação das empresas, são tomados como sinônimos.

um modelo teórico, é de esperar-se que nem todas essas condições sejam satisfeitas simultaneamente. Sobre isso, Grossman e Stiglitz (1980) argumentam que, se todas as informações fossem disponibilizadas de forma gratuita, não haveria incentivos para negociar com informações privilegiadas (pois elas não existiriam), porque todos os investidores teriam acesso às mesmas informações.

Na literatura de finanças, evidências empíricas ratificam o argumento de Grossman e Stiglitz (1980), a exemplo de Easley, Kiefer e O'Hara (1997), Easley *et al.* (2002), Barbedo *et al.* (2009) e Martins *et al.* (2013). Com isso, pode-se observar que a ocorrência de utilização de informações privadas na negociação de ações pode proporcionar aos *insiders* a obtenção de um retorno anormal (Medeiros & Matsumoto, 2006), ou seja, maior rentabilidade nos negócios com ações por parte dos investidores que têm acesso privilegiado às informações, contrariando algumas das condições supracitadas, o que, segundo Fama (1970), não invalida isoladamente a HME.

No âmbito das negociações de ações no mercado de capitais, nota-se que a possibilidade de atuar nesses mercados, comprando e vendendo suas participações nas empresas por meio de títulos mobiliários, tem desvinculado o investidor da administração das firmas. Isso tem promovido a separação entre a propriedade e o controle do capital das empresas, o que, segundo Jensen e Meckling (1976), tem dado espaço à formação de conflitos de interesses entre o principal (investidor) e o agente (gestor), o que pode fundamentar a existência de agentes no mercado negociando com informações privadas. Nesse sentido, Jensen e Meckling (1976) destacam que a relação entre acionistas e gestores de uma firma, ou mesmo entre seus acionistas majoritários e minoritários, enquadra-se na definição de uma relação de agência, com problemas associados à separação entre propriedade e controle, em que um grupo pode tentar obter vantagens para si com o uso indevido de informações privadas.

Dessa forma, considerando as evidências empíricas existentes, percebe-se que alguns dos problemas conceituais da HME podem estar relacionados à desconsideração de pesquisas teóricas e empíricas sobre o equilíbrio das expectativas racionais em um ambiente de informação assimétrica (Leroy, 1989), de modo que nesse ambiente um dos pressupostos básicos da HME não pode ser assumido: todos os investidores concordam com as implicações das informações correntes nos preços dos ativos, pois alguns investidores têm acesso privilegiado às informações e outros não. Esse pressuposto não é assumido por Grossman e Stiglitz (1980), que afirmam que as negociações dos *insiders* podem fornecer conteúdo informativo aos demais participantes do mercado de capitais. Com base nisso, e devido à possibilidade de atuação dos *insiders* no mercado brasileiro de capitais, é relevante a análise da relação entre a assimetria de informação e a avaliação de empresas, tendo em vista que a assimetria de informação pode afetar a valoração ou precificação das empresas.

2.2. Avaliação de empresas

2.2.1. O modelo de Ohlson (1995)

O processo de avaliação de empresas, na visão de Martins (2006), consiste em alcançar seu **valor justo** de mercado, ou seja, aquele que representa, de modo equilibrado, o potencial econômico de determinada companhia. Para Martelanc, Pasin e Pereira (2010), esse valor justo também é estabelecido pelo processo de avaliação e é representado pelo valor potencial de um negócio em função de sua expectativa de geração de resultados futuros.

Na literatura de finanças, é possível observar a existência de inúmeros modelos de avaliação de empresas que buscam estimar o valor das companhias. As diferenças entre esses modelos normalmente consistem na abrangência das informações que eles utilizam para realizar essa estimativa e em sua aplicabilidade. Entre os mais comuns, citam-se aqueles baseados em dividendos, em valor presente dos fluxos de caixa futuros, em múltiplos de mercado e em informações contábeis.

Entre eles, destaca-se o modelo de avaliação de empresas de Ohlson (1995), especialmente no que concerne ao *value relevance* dos números contábeis. A partir desse modelo, baseado em números contábeis e em **outras informações** que não afetam a contabilidade, pesquisadores, profissionais e investidores puderam ter acesso a uma metodologia de avaliação diferente daquelas apresentadas até então, citadas anteriormente. Seu principal diferencial foi a abertura de novas perspectivas para melhorar a predição e a explicação dos retornos das ações (Bernard, 1995), afora ser mais completo do que os outros modelos clássicos (Frankel & Lee, 1998), por levar em consideração números contábeis e **outras informações**, que não contábeis. No Brasil, essa metodologia foi inicialmente discutida por Lopes (2001).

O modelo de Ohlson (1995) é suportado por três premissas básicas: valor presente dos dividendos esperados (*present value of expected dividends* – PVED); lucro limpo (*clean surplus relation* – CSR); e um modelo linear que define o comportamento estocástico dos lucros residuais futuros. O PVED é expresso conforme a Equação [1].

$$P_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} R_f^{\tau} E\tau[\tilde{d}_t + \tau] \quad [1]$$

em que P_t é o valor de mercado da companhia no tempo t ; \tilde{d}_t são os dividendos líquidos dos aportes de capital no tempo t ; R_f é uma taxa livre de risco mais uma unidade; e $E\tau[\tilde{d}_t + \tau]$ é o operador matemático do valor esperado, condicionado pelas informações no tempo t . Cabe ressaltar que os aportes de capital podem assumir valores negativos, quando as captações forem maiores que os dividendos pagos.

A Equação [2] define o lucro limpo (CSR), que garante que todas as alterações nos ativos ou passivos, que não sejam

transações entre a entidade e seus acionistas, devem transitar pelo resultado do exercício.

$$Y_t = Y_{t-1} + x_t - d_t \quad [2]$$

em que Y_t é o patrimônio líquido da entidade no tempo t ; Y_{t-1} é o patrimônio líquido da entidade no tempo $t-1$; x_t é o lucro do período; e d_t são os dividendos pagos no período.

A expressão matemática da última premissa é definida nas Equações [3a] e [3b]. A dinâmica informacional linear (DIL) é utilizada na predição do lucro residual, ou anormal, com base no lucro residual do ano corrente mais uma variável escalar, denominada de outras informações, e um termo de erro.

$$\tilde{x}_{t+1}^a = \omega x_t^a + v_t + \tilde{\epsilon}_{1t+1} \quad [3a]$$

$$\tilde{v}_{t+1} = \gamma v_t + \tilde{\epsilon}_{2t+1} \quad [3b]$$

em que \tilde{x}_{t+1}^a é o lucro residual esperado no futuro; x_t^a é o lucro residual contemporâneo; v_t é uma variável escalar que resume todas as **outras informações** que poderão impactar a avaliação da empresa; \tilde{v}_{t+1} são as **outras informações** esperadas para o futuro; e w e y são os parâmetros de persistência do lucro residual e das **outras informações**, respectivamente, fixos e conhecidos, não negativos e menores do que 1.

O lucro residual, como evidenciado nas equações acima, é relevante para a avaliação das companhias, segundo o modelo de Ohlson (1995), e expresso conforme a Equação [4].

$$x_t^a = x_t - r * y_{t-1} \quad [4]$$

em que x_t^a é lucro residual; x_t é o lucro do período; r é uma taxa de juros livre de riscos; e y_{t-1} é o patrimônio líquido do início do período. Com isso, infere-se que o lucro residual é a diferença entre o lucro do exercício e a remuneração do capital próprio da entidade, a uma taxa livre de riscos.

A terceira variável considerada nesse modelo, afora lucro residual e patrimônio líquido, é o que Ohlson (1995) chamou de **outras informações** que possam afetar os lucros esperados futuros, sendo representada por v_t . A não consideração dessa variável no modelo reduz seu conteúdo empírico. Para esta pesquisa, foram utilizadas como **outras informações** duas *proxies* de assimetria de informação: a probabilidade de ocorrência de um evento informacional (α) e a probabilidade de negociação com informação privilegiada (PIN). Com isso, chega-se ao modelo de mensuração do valor das empresas (p_t) baseado em números contábeis e em **outras informações**, proposto por Ohlson (1995), como explícita a Equação [5].

$$p_t = y_t + \alpha_t x_t^a + \alpha_2 v_t \quad [5]$$

em que p_t é o valor da empresa com base em seu patrimônio líquido (y_t), lucro anormal (x_t^a) e o efeito das **outras informações**

(v_t) que podem influenciar o lucro e os resultados das firmas no futuro, sendo α_1 e α_2 os parâmetros do modelo obtidos por meio das Equações [5a] e [5b].

$$\alpha_1 = \frac{\omega}{R_f - \omega} \geq 0 \quad [5a]$$

$$\alpha_2 = \frac{R_f}{(R_f - \omega) - (R_f - \gamma)} > 0 \quad [5b]$$

em que ω é o parâmetro de persistência do lucro residual, λ é o parâmetro de persistência de **outras informações**, ambos definidos pelo meio econômico ou princípios contábeis, e R_f é uma taxa livre de risco. Ohlson (1995) não deu muitas informações sobre como obter esses parâmetros de persistência do modelo, dizendo apenas que eram conhecidos pelo mercado (Ohlson, 2001); porém, Dechow *et al.* (1999) utilizaram uma metodologia considerada por Ohlson (2001) como a melhor para a estimação do modelo.

Dechow *et al.* (1999) avaliaram o modelo teórico por meio da DIL nas empresas que negociaram valores mobiliários nos Estados Unidos da América, no período de 1976 a 1995, e encontraram que o parâmetro do resultado anormal (ω) e das **outras informações** (λ) foi de 0,62 e 0,32, respectivamente, corroborando o intervalo teórico proposto por Ohlson (1995). O modelo utilizado, sem a presença da previsão dos analistas (v_t), obteve poder explicativo de 0,40; com a inclusão da outra variável (**outras informações**), passou para 0,69, aumentando seu poder explicativo.

Os achados de Dechow *et al.* (1999) foram limitados pela taxa livre de risco (R_f) utilizada de forma idêntica para todas as empresas durante todo o período analisado (12%), e pela deflação da variável **outras informações** pelo valor de mercado, o que faz com que os resultados anormais futuros dependam dos valores de mercado futuros das empresas. Neste trabalho, além de usar-se uma variável **outras informações** diferente da utilizada nos trabalhos anteriores, considera-se um custo de capital específico para cada ano e utiliza-se como deflator das variáveis a quantidade de ações, não vinculando os resultados futuros ao valor de mercado das firmas.

2.3. Mensuração da assimetria de informação: o modelo EHO (2002)

A probabilidade de negociação com informação privilegiada (PIN) é o resultado da mensuração da assimetria de informação existente no mercado de capitais e investigada a partir dos dados de microestrutura do mercado, isto é, dados relativos ao processo e aos efeitos da negociação das ações. A PIN é estimada por um modelo de negociação sequencial desenvolvido por Easley *et al.* (2002), doravante denominado modelo EHO, com base nos trabalhos teóricos de Easley e O'Hara (1987; 1992). O modelo EHO parte da premissa de que as operações de compra e venda de ações ocorrem por consequência

das decisões tomadas por negociadores portadores (ou não) de informações privilegiadas para identificar a assimetria de informação nesse mercado.

O modelo EHO possui uma extensa utilização na literatura internacional (Easley *et al.* 2002; Bopp, 2003; Abad & Rubia, 2005; Duarte & Young, 2009; Albanez, 2008; Mohanram & Rajgopal, 2009). Nele, o ativo negociado tem um valor no final do dia da negociação, que é representado pela variável V . A ocorrência de um evento informacional (α) é representada pelo reflexo de um sinal Ψ sobre a variável V . Esse evento informacional pode assumir dois valores: baixo (L) ou alto (H), com probabilidades δ e $1-\delta$, respectivamente. O valor do ativo condicionado ao sinal de baixa indica má notícia e é dado por \underline{V} ; similarmente, aquele condicionado ao sinal de alta indica boa notícia e é dado por \bar{V} . Por outro lado, eventos informacionais podem não ocorrer, indicando que as novas informações podem não surgir durante o período de negociação.

Caso esse evento informação não ocorra, assume-se que $\Psi = 0$ e que o valor do ativo pode ser dado por $V^* = \delta \underline{V} + (1-\delta) \bar{V}$. Assim, a probabilidade de que um evento informacional tenha ocorrido é dada por α , com $1-\alpha$ correspondente à probabilidade de que não tenha ocorrido nova informação nesse período (Easley *et al.*, 1997). Com esse pressuposto, é possível desenhar a estratégia de negociação do modelo EHO: se um negociador informado observar um sinal de alta, vai comprar as ações se a cotação atual estiver abaixo de \bar{V} ; se observar um sinal de baixa, ele vai vender se a cotação estiver acima de \underline{V} . Já o comportamento do negociador desinformado é mais complexo, tendo em vista que negocia apenas com informações públicas e com suas convicções pessoais.

Dessa forma, a estrutura de uma negociação é baseada em quatro parâmetros que fundamentam a relação entre a informação, quando boa ou má, e sua probabilidade de influência na negociação. O primeiro parâmetro evidencia a probabilidade de ocorrência de um evento informacional durante a negociação (α); o segundo determina o tipo de sinal desse evento (δ para sinal de baixa e $1-\delta$ para sinal de alta); o terceiro reflete a taxa de chegada de ordens de negociadores informados (μ); e o último, a taxa de chegada de ordens de negociadores desinformados (sendo ϵ_b a taxa de compradores e ϵ_s a de vendedores desinformados).

Esse modelo permite a utilização de dados observáveis, como o número diário de compras e vendas de uma ação, para fazer inferências sobre informações de eventos não observáveis, além da separação dos negócios entre negociadores informados e desinformados. Para isso, o modelo interpreta o nível normal de compras e vendas de uma ação como um negócio desinformado e utiliza esses dados para identificar as taxas de chegada de ordens de compra (ϵ_b) e de venda (ϵ_s) de negociadores desinformados. Um volume anormal de compras e vendas é interpretado como uma negociação baseada em informação e é utilizado para identificar a chegada de negociadores informados (μ), enquanto o número de dias em que o volume é anormal é

utilizado para identificar a probabilidade de ocorrência de um evento baseado em informação (α) e a probabilidade de essa informação ser uma má notícia (δ).

Evidentemente, o risco da ocorrência de negociação baseada em informação envolve todos esses elementos de forma simultânea, estimados por uma inferência bayesiana, com probabilidades condicionais dadas pelo teorema de Bayes. Sendo assim, a probabilidade de negociação com informação privilegiada (PIN) pode ser estimada por meio da Equação [6].

$$PIN = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + \epsilon_b + \epsilon_s} \quad [6]$$

em que α é a probabilidade de ocorrer um evento informacional; μ é a taxa de chegada de ordens de negociadores informados; ϵ_b é a taxa de chegada de ordens de compradores desinformados; e ϵ_s é a taxa de chegada de ordens de vendedores desinformados.

3. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

3.1. Tipo da pesquisa

Esta é uma pesquisa empírico-analítica, pois analisa-se o problema por meio da relação de causa entre as variáveis utilizadas no estudo. Quanto ao método, a pesquisa caracteriza-se, ainda, como sendo hipotético-dedutiva, pois inicia-se pela percepção de uma lacuna nos conhecimentos, acerca da qual se formula o problema, e pelo processo de inferência dedutiva testa-se a predição da ocorrência de fenômenos abrangidos por ele (Marconi & Lakatos, 2009).

3.2. Amostra da pesquisa

Considerando os pressupostos do modelo EHO, definidos da seção 2.3, a amostra deste estudo foi composta por ações de empresas de capital aberto negociadas na Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&FBovespa). Para sua definição, com vista a evitar o problema de viés de seleção, foram coletados os volumes intradiários de negociação e as informações financeiras de todas as ações negociadas durante o ano de 2011, a partir da plataforma de negociação eletrônica CMA Series 4, do grupo CMA[®], e do banco de dados da Economática[®], respectivamente. Apenas após a coleta de todos os dados necessários, a amostra foi definida, composta por ações ativas e que tenham apresentado pelo menos um negócio em cada um dos dias de negociação de 2011. Esse procedimento foi adotado para garantir a robustez das estimativas da PIN pelo modelo EHO. Com isso, a amostra contou com 198 ações de 178 empresas.

3.3. Coleta e tratamento dos dados

Para a utilização no modelo de Ohlson (1995), foram coletados dados trimestrais relativos ao patrimônio líquido, ao lucro líquido e ao valor de mercado das empresas, durante os anos

de 2010 e 2011, por meio do banco de dados da Economática®. Adicionalmente, foram coletados os dados referentes à taxa Selic, utilizada como *proxy* para o custo do capital próprio, no *site* do Banco Central do Brasil. O valor de mercado, especificamente, foi coletado dois meses após a data de encerramento das demonstrações contábeis devido ao prazo dado pela legislação brasileira para a publicação de resultados trimestrais.

O custo do capital próprio foi utilizado na estimação do lucro residual (anormal), conforme a Equação [4]. Além disso, a Selic ainda foi utilizada para o cálculo dos parâmetros α_1 e α_2 , no modelo de avaliação de empresas de Ohlson (1995), conforme as Equações [5a] e [5b]. As demais variáveis, bem como a PIN, foram utilizadas nas Equações [3a], [3b] e [5].

No que diz respeito à estimação dos parâmetros do modelo EHO, foram coletados os volumes intradiários de negociação das ações integrantes da amostra para todos os dias nos quais houve negociação durante os quatro trimestres de 2011, em alta frequência, minuto a minuto. Esse intervalo temporal é consistente com Easley *et al.* (1997), que observam que uma janela de negociação de 60 dias já é suficiente para permitir uma estimativa precisa desses parâmetros. Sendo assim, foi possível estimar a PIN para cada trimestre, tendo em vista que todos eles possuem mais de 60 dias de negociação.

No modelo EHO, além de se conhecerem os preços e os volumes de transação de cada negócio, foi necessário identificar se a transação foi disparada por um agente comprador ou vendedor. Assim, como não existe, no Brasil, um banco de dados (inclusive o do CMA) que identifique se os negócios intradiários partiram de um agente comprador ou vendedor, as transações foram classificadas em compra ou venda a partir do algoritmo de Lee e Ready (1991). Nesse método, o preço de fechamento do ativo negociado é comparado à cotação média de compra e venda da última transação e, se for maior do que essa cotação média, é classificado como compra; analogamente, se for menor, como venda. Caso haja uma igualdade, repete-se a classificação da transação anterior.

O método de classificação das negociações em compra e venda, com base no algoritmo de Lee e Ready (1991), tem sido fortemente debatido na literatura mais recente. Hwang, Lee, Lim e Park (2013) destacam a inconsistência do método, o que leva à má classificação da operação, podendo comprometer a estimação da PIN. Boehmer, Gramming e Theissen (2007) evidenciaram que a má classificação das operações causa uma subavaliação da PIN e que o viés é mais evidente com ações de baixa liquidez. Entretanto, esse método tem sido validado em diversas pesquisas, como as de Lee e Radhakrishna (2000) no exterior, com indicação de precisão de 93,0%, e, no Brasil, no de Silva (2009), com cerca de 72,0% de acerto.

3.4. Estimação dos parâmetros do modelo EHO

Após a classificação das transações em compras ou vendas pelo algoritmo de Lee e Ready (1991), foram estimados

os parâmetros do modelo EHO ($\alpha, \mu, \delta, \epsilon_b$ e ϵ_s) por meio de um modelo de negociação sequencial. Essa estimativa foi feita por meio da maximização de uma função de máxima verossimilhança condicionada ao histórico de negociação das ações. Dessa forma, com base no modelo estrutural, a função de máxima verossimilhança é dada pela Equação [7].

$$L(\theta|B,S) = (1-\alpha)e^{-\epsilon_b} \frac{\epsilon_b^B}{B!} e^{-\epsilon_s} \frac{\epsilon_s^S}{S!} + a\delta e^{-\epsilon_b} \frac{\epsilon_b^B}{B!} e^{-(\mu+\epsilon_s)} \frac{(\mu+\epsilon_s)^S}{S!} + a(1-\delta)e^{-(\mu+\epsilon_b)} \frac{(\mu+\epsilon_b)^B}{B!} e^{-\epsilon_s} \frac{\epsilon_s^S}{S!} \quad [7]$$

em que B e S representam o volume de compras e vendas da ação i em um dia de negociação t , respectivamente, e $\theta = (\alpha, \mu, \delta, \epsilon_b$ e $\epsilon_s)$ é o vetor de parâmetros. Essa probabilidade é uma combinação de distribuições em que os resultados das negociações são ponderados pela probabilidade de ser uma **boa notícia** $+a(1-\delta)$, uma **má notícia** $+a\delta$ ou de **não haver notícia** $(1-\alpha)$. Assim, a imposição de condição de independência em dias de negociação estabelece a função de verossimilhança por meio de I dias conforme a Equação [8].

$$V=L(\theta|M) = \prod_{i=1}^{\infty} L(\theta|B_i, S_i) \quad [8]$$

em que B_i e S_i são os dados do negócio para o dia $i=1, \dots, I$ e $M=(B_1, S_1), \dots, (B_I, S_I)$ é o conjunto de dados. Assim, a maximização de (7) sobre θ , com base nos dados M , determina a forma de estimar os parâmetros estruturais do modelo ($\alpha, \mu, \delta, \epsilon_b$ e ϵ_s).

3.5. O modelo Ohlson (1995)

Com base no modelo de Ohlson (1995), foi incluída a PIN e o α , conforme a Equação [6], como *proxy* para a assimetria informacional (AI), avaliando seu impacto no valor de mercado das empresas. A escolha do modelo ocorreu pelo fato de ele já ter sido testado no mercado brasileiro de capitais e por possibilitar a inclusão da assimetria de informação, que impacta a avaliação das empresas (Grossman & Stiglitz, 1980). Dessa forma, buscou-se avaliar as empresas com base apenas nos números contábeis, utilizando a Equação [5], porém, com valor 0 (zero) atribuído à variável, com o objetivo de comparar o R^2 do modelo sem a AI, como medida de *value relevance*, com o R^2 obtido com a consideração da AI, mensurado pela Equação [9].

$$p^i = \beta_0 + \beta_1 y_{it} + \beta_2 x_{it}^a + \beta_3 AI_{it} + \beta_4 \phi_{it} + \epsilon_{it} \quad [9]$$

em que p é o valor de mercado da companhia i no tempo t ; y é o patrimônio líquido da companhia i no tempo t ; x^a é o lucro anormal da companhia i no tempo t ; AI são as variáveis que capturam parte das **outras informações** (PIN ou α) da companhia i no tempo t ; ϕ é o novo vetor de **outras informações**, visto que

a *AI* não representa todas as **outras informações**; ϵ é o termo de erro da regressão; e $\alpha_1, \dots, \alpha_4$ são os parâmetros do modelo.

A inclusão da variável δ se deu pelo fato de que a *AI* não pode ser considerada como variável que resume todas as **outras informações** relacionadas à companhia. Porém, nos testes realizados, apenas o patrimônio líquido, o lucro anormal e a *AI* compõem o modelo.

Sendo significativa estaticamente, considera-se que a *AI* apresenta conteúdo relevante para a avaliação das companhias. Adicionalmente, se o R^2 ajustado com a *proxy* para a assimetria da informação for significativamente maior do que o R^2 ajustado sem essa *proxy*, também se pode considerar que a *AI* melhora o conteúdo informativo dos números contábeis, influenciando o processo de avaliação dos ativos incluídos na amostra. Essa avaliação também ocorre por meio dos critérios de Akaike e Schwars e do teste de Wald. Esse teste, por sua vez, é avaliado por meio da estatística *F*, enquanto os dois outros critérios são avaliados por meio de sua redução, ou seja, quanto menores os critérios, maior a qualidade informativa do modelo.

4. RESULTADOS

4.1. Assimetria de informação no mercado acionário brasileiro

Por meio do modelo EHO, foi estimada a PIN para as ações das empresas analisadas durante o ano de 2011, cujas estatísticas são apresentadas na Tabela 1. De acordo com os resultados, pode-se verificar que, durante esse período, a probabilidade média de ocorrência de eventos informacionais (α) durante a negociação das ações analisadas foi de aproximadamente 53,0%. Ademais, nota-se que há, em média, 50,8% de chances de esses eventos informacionais possuírem um sinal negativo, ou seja, indicarem más notícias (contra 49,2% de indicarem boas notícias). Com base nisso, foi possível inferir uma PIN de 22,9% para essas ações, demonstrando que há indícios de utilização de informação privilegiada na negociação das ações analisadas.

A PIN média encontrada neste estudo é, por sua vez, condizente com a PIN média de 23,9% estimada por Bopp (2003)

para os *American Depositary Receipt* (ADR) de empresas brasileiras negociados na *New York Stock Exchange* (NYSE), ratificando a suposição do referido autor de que há evidências de assimetria de informação no mercado acionário brasileiro. Por outro lado, ela é superior às evidências de Barbedo *et al.* (2009) para 48 ações negociadas na BM&FBovespa, cuja PIN média foi de 12,5%. Durante o período investigado, a menor PIN apresentada por uma ação foi de 0,0%, sugerindo que não houve negociação com informação privilegiada com essa ação durante esse trimestre, enquanto a maior PIN foi de cerca de 67,4%, sugerindo que a maior parte dos negócios realizados com essa ação, durante esse trimestre, foram baseadas em informação privilegiada.

Tomando como base a média, comparando-se os valores máximo, mínimo e o desvio padrão, pôde-se perceber que a amostra relativa à probabilidade de utilização de informações privilegiadas é heterogênea, visto que existe grande amplitude entre os valores máximo e mínimo, e um desvio padrão relativamente alto. Isso pode ser ocasionado pelo fato de que as informações privilegiadas podem ter ocorrido, no período, para algumas empresas e para outras não, bem como em algumas empresas os *insiders* podem ter tido menos motivações para utilizar essas informações do que em outras.

Em se tratando das taxas de chegada de ordens de negociação, nota-se que a taxa média de chegada de ordens de transação de negociadores informados (μ) foi de aproximadamente 69,8, enquanto a taxa média de chegada de ordens de compradores desinformados (ϵ_b) foi de 72,7 e a taxa média de chegada de ordens de vendedores desinformados (ϵ_s) foi de 71,1. Esses valores indicam que, em dias de negociação em que surgem eventos informacionais, o mercado é composto em sua maioria por agentes informados. Por outro lado, em dias de negociação em que não surgem eventos informacionais, o mercado apresentava um equilíbrio entre o número de compradores e de vendedores sem informação privada, o que pode ser considerado uma situação ideal para o bom funcionamento do mercado de capitais (Easley *et al.*, 2002).

Tabela 1

Estatísticas Descritivas dos Parâmetros do Modelo EHO e da PIN (2011)

Estatística	α	μ	ϵ_b	ϵ_s	δ	PIN
Média	0,530	69,800	72,677	71,134	0,508	0,229
Mediana	0,424	66,704	53,048	53,946	0,502	0,224
Máximo	1,000	193,134	225,782	236,361	1,000	0,674
Mínimo	0,000	3,974	0,000	0,000	0,000	0,000
Desvio Padrão	0,286	31,394	54,347	51,907	0,321	0,067

Notas: α é a probabilidade de ocorrer um evento informacional; μ é a taxa de chegada de ordens de negociadores informados; ϵ_b é a taxa de chegada de ordens de compradores desinformados; ϵ_s é a taxa de chegada de ordens de vendedores desinformados; δ é a probabilidade de o evento informacional ser uma má notícia; e PIN é a probabilidade de negociação com informação privilegiada.

4.2. Estatísticas descritivas do modelo de Ohlson (1995)

Na Tabela 2, evidenciam-se as estatísticas descritivas da amostra combinada para os quatro trimestres de 2011, composta pelas 178 empresas da amostra. Durante o período analisado, percebe-se que o lucro residual (LR) médio é negativo, em torno de R\$ 0,64, o que indica que, em média, as empresas não criaram valor, remunerando o capital próprio com base na Selic, fato que é corroborado pela mediana que indica que a maioria das empresas também não criou valor, visto que ela foi negativa. O PL por ação foi, em média, positivo, corroborando o trabalho de Cioffi e Famá (2010). A PIN média foi de 25,0%, quando calculada a média em relação a cada empresa. Já quando estimada para o período todo, ela foi de 22,9%. O baixo valor do lucro residual se dá pelo fato de que as companhias da amostra não geraram lucros suficientes para cobrir o custo do capital próprio. Sobre o LR, é importante notar que algumas companhias geraram altos LR, o que pode ser observado diretamente por meio do desvio padrão maior do que a média e dos valores máximo e mínimo. Isso implica dizer que algumas companhias geraram lucros residuais anormais, o que é uma importante informação ao mercado e possível fonte para informações privilegiadas.

Tabela 2

Estatísticas Descritivas Estimadas pelo Modelo de Ohlson (2011)

Estatística	VM	PL	LR	PIN	α
Média	20,39	12,73	-0,64	0,25	0,530
Mediana	17,23	10,53	-0,39	0,26	0,424
Máximo	54,33	57,30	3,00	0,45	1,000
Mínimo	0,13	0,02	-5,12	0,09	0,000
Desvio Padrão	12,69	11,20	1,35	0,07	0,286

Notas: VM é o valor de mercado; PL é o Patrimônio Líquido; LR é o Lucro Residual obtido com base na metodologia de Ohlson (1995); PIN é a probabilidade de negociação com informação privilegiada; e α é a probabilidade de surgimento de evento informacional. Ambas as variáveis estão divididas pelo número de ações, exceto a PIN.

A análise da correlação de Pearson, conforme evidenciada na Tabela 3, mostra que o lucro residual está relacionado com o valor de mercado da companhia, como deveria ser, conforme a estrutura de avaliação que Ohlson (1995) propõe. Em contrapartida ao resultado anteriormente citado, a PIN mostrou-se correlacionada com o valor de mercado da companhia, mesmo ao nível de significância de 10%. Outro resultado que deve ser destacado com base na correlação, é que a PIN é negativamente correlacionada com o LR. Com relação ao α , que representa a probabilidade de surgimento de evento informacional, a correlação de Pearson evidenciou que essa medida está positivamente correlacionada com as demais medidas utilizadas nesta pesquisa.

Tabela 3

Matriz de Correlação de Pearson

	VM	PL	LR	PIN	α
VM	1	0,082**	0,340***	-0,058	0,144***
PL	0,082**	1	0,555***	-0,029	0,087**
LR	0,340***	0,555***	1	-0,038	0,151***
PIN	-0,058	-0,029	-0,038	1	0,404***
α	0,144***	0,087**	0,151***	0,404***	1

Notas: ***Significativo ao nível de 1% e **Significativo ao nível de 5%, em que VM é o valor de mercado; PL é o Patrimônio Líquido; LR é o Lucro Residual obtido com base na metodologia de Ohlson (1995); PIN é a probabilidade de negociação com informação privilegiada; e α é a probabilidade de surgimento de evento informacional. Ambas as variáveis estão divididas pelo número de ações, exceto a PIN e o α .

4.3. Análise do value relevance da assimetria informacional

Para testar a inclusão das variáveis *proxies* para assimetria da informação no modelo de Ohlson (1995) e analisar sua influência no poder explicativo desse modelo, foram feitas três estimações, uma do modelo sem a variável *AI* (PIN ou α) e outra com a inclusão dessas variáveis, avaliando os três modelos pelo R² ajustado e pelos critérios de *Akaike* e *Schwars*. (Tabela 4).

Na Tabela 4, os três modelos foram analisados e todas as variáveis contábeis apresentaram-se significantes, ao nível de 1%, indicando que o conteúdo informativo sobre o lucro residual persistente (LR) e o patrimônio líquido (PL) possuem *value relevance* no processo de avaliação das empresas que compõem a amostra deste estudo, conforme o modelo 1 (sem a variável *AI*). Quando se observam as variáveis adicionais dos modelos 2 (com a PIN) e 3 (com o α), apenas a variável α (a probabilidade de surgimento de evento informacional) apresenta-se *value relevant*, ao nível de 1%.

Quanto à adição de conteúdo informativo por parte de α , pode-se considerar que ele contribui com o incremento de *value relevance* ao modelo de avaliação de empresas de Ohlson (1995), aumentando seu poder explicativo (R² ajustado passou de 0,445 para 0,457; aproximadamente, 2,5%). Esse incremento ainda pode ser atestado por meio dos critérios informacionais de *Akaike* e *Schwars*, pois diminuíram com a inclusão da variável α , aumentando a qualidade do modelo.

Adicionalmente, controlando a relação entre os segmentos de governança corporativa no qual as empresas estão listadas, pôde-se constatar que apenas as *dummies* relativas aos segmentos nível 1 e nível 2 apresentaram-se com significância estatística, evidenciando que a segmentação das empresas pelos níveis de governança auxilia sua avaliação. Dessa forma, optou-se por analisar os segmentos de governança corporativa de forma separada, estimando os mesmos modelos (1, 2 e 3) para os segmentos nível 1, nível 2, novo mercado e o tradicional. Barbedo *et al.* (2009), que avaliaram a probabilidade de negociações com informações privilegiadas de

Tabela 4

Análise Comparativa do Modelo de Avaliação Sem e Com as Proxies para Assimetria Informacional

Descrição	Modelo 1 ^{a, b}	Modelo 2 ^{a, b}	Modelo 3 ^{a, b}
PL_{it}	1,223176***	1,222902***	1,237205***
LR_{it}	13,07572***	19,64947***	19,17091***
PIN_{it}		0,120595	
α_{it}			0,708649***
Dummy NÍVEL 1	-0,624681***	-0,624673***	-0,742665***
Dummy NÍVEL 2	-0,405953***	-0,405587***	-0,432114***
Dummy NOVO MERCADO	-0,048732	-0,048322	-0,115257
Dummy 2011.2	-0,114358	-0,114128	-0,122101
Dummy 2011.3	-0,124199	-0,124176	-0,136662
Dummy 2011.4	0,281678***	0,281907***	0,259137**
Constante	0,357917**	0,352497**	0,189658
Estatística F	76,55432**	67,95730**	71,23581**
R ² ajustado	0,445934	0,445190	0,457026
ΔR^2 ajustado	-	-0,1668%	2,4874%
Breusch-Godfrey	1,770277**	1,777675**	1,939615**
White	299,1339	308,3731	308,4010
Jarque-Bera	4670,777 ^b	4662,167 ^b	4064,897 ^b
Akaike	2,715778	2,718433	2,696869
Schwarz	2,771103	2,779906	2,758342
Observações	752	752	752

Notas: ***Significativo a 1%, e ** significativo a 5%. ^a Erros padrão estimados com correção para heterocedasticidade de White, uma vez que a hipótese nula de variâncias homocedásticas foi rejeitada, ao nível de 5%. ^b De acordo com o teorema do limite central e considerando que foram utilizadas 752 observações, o pressuposto da normalidade pode ser relaxado (Brooks, 2008). Adicionalmente, a correção de White aumenta o erro padrão, diminuindo a estatística *t*, tornando sua estimativa mais robusta. ^c Erros padrão estimados com correção para heterocedasticidade e autocorrelação de Newey-West, uma vez que a hipótese nula de variâncias homocedásticas e ausência de autocorrelação dos resíduos foi rejeitada, ao nível de 5%. ⁱ Não foi constatada a presença de multicolinearidade em alto grau, uma vez que o VIF variou entre 1,06 e 7,16 em todos os modelos. Apesar de o grau de multicolinearidade só se apresentar problemático a partir de 10 (Gujarati & Porter, 2011) ou 20 (Greene, 2012), efetuou-se a retirada da variável que apresentou VIF maior do que 5, sendo mais conservador do que os autores citados, porém não foi constatada nenhuma diferença no R² ajustado ou nos coeficientes, optando-se, então, pela reinserção da variável *dummy*. ΔR^2 ajustado = $(R^2_{\text{modelo com AI}} - R^2_{\text{modelo sem AI}}) / R^2_{\text{modelo sem AI}}$

forma comparativa entre os índices de governança corporativa, afirmam que a liquidez do nível 1 e do mercado tradicional são semelhantes, assim como a liquidez do nível 2 e do novo mercado. Sendo assim, na Tabela 5 são apresentados esses pares de segmentos diferenciados de governança corporativa, para facilitar a comparação em relação à liquidez.

Teoricamente, o mercado tradicional possui quantidade e/ou qualidade informacional mais baixa e maior chance de ocorrerem expropriações da riqueza dos investidores. Em decorrência, é de esperar-se que a probabilidade de ocorrerem eventos com informações privilegiadas (α) e a probabilidade de esses eventos gerarem negociações com essas informações (PIN) possuam conteúdos informativos mais relevantes no mercado tradicional do que nos demais, uma vez que o volume de informações divulgadas pelas companhias listadas nesse segmento tende a ser menor, de modo que a atuação de agentes com informações privilegiadas possa sinalizar novas informações ao mercado, segundo a teoria de Grossman e Stiglitz (1980), e como têm demonstrado alguns estudos empíricos (Jaffe, 1974; Aslan, Easley, Hvidkjaer & O'Hara, 2011; Lei & Wang, 2012; Tavakoli, McMillan & McKnight, 2012).

Dessa forma, era de esperar-se que o conteúdo informativo adicional das *proxies* para assimetria informacional fosse mais relevante no mercado tradicional e menos relevante no novo mercado, uma vez que as empresas listadas nesse segmento utilizam práticas diferenciadas de governança corporativa, fornecendo mais informações do que as listadas no primeiro grupo.

Quando se comparam os resultados do nível 1 com o tradicional, pode-se perceber que, de fato (Tabela 5), as *proxies* utilizadas para a assimetria informacional têm conteúdo informativo mais relevante no mercado tradicional, o que é demonstrado por meio dos coeficientes e de sua significância estatística. No nível 1, nenhuma *proxy* apresentou *value relevance*, enquanto no tradicional a variável α (probabilidade de surgimento de evento informacional) apresentou *value relevance*, aumentando o poder explicativo do modelo 1 em aproximadamente 10,32%. Já no nível 2 e no novo mercado, a variável α também se mostrou estatisticamente significativa, com sinal positivo, indicando que a assimetria informacional adiciona conteúdo informativo relevante ao processo de avaliação das empresas.

Contudo, confirmando o que era esperado inicialmente, o conteúdo informativo adicional da assimetria informacional é mais evidente no mercado tradicional, aumentando o ajustamento do modelo em 10,32% (de 0,309 para 0,341), enquanto o R² ajustado do nível 2 e do novo mercado aumentou aproximadamente 1,60% (de 0,700 para 0,711) e 1,71% (de 0,497 para 0,505), respectivamente.

Adicionalmente, observa-se que as informações contábeis contidas nas amostras do nível 1, do nível 2 e do novo mercado explicam melhor as variações no valor de mercado das companhias desses segmentos do que as informações das companhias que fazem parte do mercado tradicional. No modelo 1, as amostras com as empresas listadas nos segmentos diferenciados de governança, N1, N2 e NM, tiveram um R² ajustado, respectivamente, de 0,536, 0,701 e 0,497, enquanto o referido coeficiente da amostra do mercado tradicional foi de 0,309. Assim, esses resultados sugerem que, as informações contábeis têm maior conteúdo informacional nas empresas que possuem as melhores práticas de governança corporativa.

A inclusão de uma *proxy* para assimetria de informação baseada em métricas de mercado melhora o poder explicativo do modelo de

Tabela 5

Relevância de Outras Informações por Segmento de Mercado

PAINEL A						
Descrição	Tradicional			Nível 1		
	Modelo 1 ^c	Modelo 2 ^c	Modelo 3 ^c	Modelo 1 ^c	Modelo 2 ^c	Modelo 3 ^c
PL _{it}	1,211026*	1,134263**	1,093900**	0,838879*	0,837969*	0,840413*
LR _{it}	11,80482*	18,35406*	16,06501*	4,861158*	7,322154*	7,369418*
PIN _{it}	-	9,828429	-	-	-0,226930	-
α _{it}	-	-	1,760468**	-	-	-0,024635
Dummy 2011.2	-0,149252	-0,120743	-0,147335	-0,036215	-0,037061	-0,035945
Dummy 2011.3	-0,217096	-0,193656	-0,178099	-0,012335	-0,012282	-0,011511
Dummy 2011.4	0,301331	0,349943	0,256525	0,139943***	0,140147***	0,140882***
Constante	0,429629	-0,008391	0,056982	0,028315	0,038619	0,037591
Estatística F	13,82041*	11,91774*	13,35710*	34,02885*	28,16169*	28,16944*
R ² ajustado	0,309519	0,314170	0,341447	0,535932	0,532634	0,532705
ΔR ² ajustado		1,5026%	10,3153%		-0,6191%	-0,6021%
Breusch-Godfrey	16,65265	17,11945	13,18368	11,78128	11,71207	11,56862
White	81,25124	80,49289	84,02342	20,47350**	33,63775	56,94782
Jarque-Bera	463,5275 ^b	399,1652 ^b	327,0758 ^b	562,6587 ^b	551,9632 ^b	538,7771 ^b
Akaike	3,548724	3,548582	3,652363	0,242950	0,256647	0,256495
Schwarz	3,672466	3,692948	3,566659	0,366693	0,401013	0,400861
Observações	180	180	180	144	144	144

PAINEL B						
Descrição	Nível 2			Novo Mercado		
	Modelo 1 ^b	Modelo 2 ^d	Modelo 3 ^d	Modelo 1 ^c	Modelo 2 ^c	Modelo 3 ^c
PL _{it}	2,001769***	2,003043***	2,014088***	1,465125***	1,461498***	1,536132***
LR _{it}	2,765686**	4,115407**	4,594102**	15,97075***	23,87157***	23,47186***
PIN _{it}		-0,445116			-3,333901	
α _{it}	-	-	0,315194**	-	-	0,678028***
Dummy 2011.2	0,003602	0,002338	0,003325	-0,140939	-0,143407	-0,154329
Dummy 2011.3	0,063179	0,064544	0,046129	-0,120570	-0,121475	-0,138757
Dummy 2011.4	0,092646	0,091141	0,095966	0,335996**	0,332344**	0,311039*
Constante	-0,180436**	-0,161736	-0,277376***	0,130661	0,272452	-0,114165
Estatística F	36,16189***	29,72651***	31,88736***	77,60604***	64,86775***	67,04275***
R ² ajustado	0,700968	0,696797	0,711898	0,497422	0,497537	0,505909
ΔR ² ajustado		-0,5950	1,5592%		0,0231%	1,7061%
Breusch-Godfrey	2,912171**	3,072112**	2,434977**	4,962037	4,557032	5,906045
White	32,61401	37,59746	34,57578	135,4892	142,6519	156,6085
Jarque-Bera	1,025966**	1,161452**	0,952329**	623,3380 ^b	661,3235 ^b	534,4272 ^b
Akaike	0,429551	0,455331	0,404244	2,702118	2,704422	2,687621
Schwarz	0,613557	0,670004	0,618917	2,763370	2,775884	2,759082
Observações	76	76	76	392	392	392

Notas: ***Significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%. ^a Erros padrão estimados com correção para heterocedasticidade de White, uma vez que a hipótese nula de variâncias homocedásticas foi rejeitada, ao nível de 5%. ^b De acordo com o teorema do limite central e considerando que foram utilizadas pelo menos 76 observações, o pressuposto da normalidade pode ser relaxado (Brooks, 2002). ^c Erros padrão estimados com correção para heterocedasticidade e autocorrelação de Newey-West, uma vez que a hipótese nula de variâncias homocedásticas e ausência de autocorrelação dos resíduos foi rejeitada, ao nível de 5%. ^d Não foi constatada a presença de multicolinearidade em alto grau, uma vez que o VIF variou entre 1,02 e 1,77 em todos os modelos. Apesar de o grau de multicolinearidade só se apresentar problemático a partir de 10 (Gujarati & Porter, 2011) ou 20 (Greene, 2012). ΔR^2 ajustado = $(R^2_{\text{modelo com AI}} - R^2_{\text{modelo sem AI}}) / R^2_{\text{modelo sem AI}}$

avaliação da firma do mercado tradicional (R^2 ajustado = 0,341), porém, ainda fica muito abaixo dos parâmetros estimados para os demais segmentos do mercado (todos com R^2 ajustado acima de 0,5). Ainda é importante ressaltar que ambos os parâmetros de persistência estimados (apesar de só um ter apresentado significância estatística) estão dentro do intervalo teórico proposto por Ohlson (1995), sendo não negativos e menores que uma unidade.

Os resultados desta pesquisa estão em consonância com o que estabelece a teoria de Grossman e Stiglitz (1980) de que as informações privilegiadas possuem conteúdo informativo adicional relevante para a tomada de decisão dos investidores, uma vez que foi constatado um aumento significativo de *value relevance* nos modelos, por meio do R^2 ajustado, principalmente com relação ao mercado tradicional.

Dentre as implicações desses resultados para o mercado de capitais, pode-se destacar que os fatos relevantes ainda não divulgados são utilizados pelos agentes informados do mercado, haja vista a alta PIN encontrada. Como há evidências da utilização de informações privadas diretamente pelos agentes informados e indiretamente pelos agentes não informados (significância do α nos modelos analisados), os participantes do mercado podem traçar estratégias de investimentos baseadas nos movimentos anormais, que podem ser resultado da utilização de *inside information*.

A utilização de *inside information*, indiretamente, para a tomada de decisão dos investidores *outsiders* não é uma estratégia nova, visto que há evidências sobre o conteúdo informativo das negociações dos *insiders* desde a década de 1960, pelo menos. Rogoff (1964) encontrou que, em média, seis meses após a negociação do *insider*, essa operação poderia render retornos até 9,5% superiores à média do mercado, o que não corrobora Wu (1963), que não encontrou significância estatística nas negociações dos *insiders*, porém com base em apenas um mês. Como o presente artigo utilizou dados trimestrais, as evidências aqui apresentadas corroboram o que foi encontrado por Rogoff (1964) e Jaffe (1974), o que pode indicar que os *insiders* negociam com base em informações privadas antecipando as divulgações de fatos relevantes nos meses posteriores, fazendo com que os preços das ações reflitam essas informações antecipadamente, conforme Grossman e Stiglitz (1980).

Outra implicação que se deve destacar está relacionada aos níveis diferenciados de governança corporativa, que objetivam assegurar maior transparência às atividades da empresa de modo a proteger as partes interessadas (Shleifer & Vishny, 1997), desse modo a assimetria informacional deverá ser reduzida conforme a melhoria das boas práticas de governança corporativa.

Sobre a assimetria informacional, os resultados apontam para um impacto maior no R^2 ajustado do modelo da amostra do mercado tradicional, com empresas que não têm práticas diferenciadas de governança corporativa, após a inclusão do α . Essa situação também é influenciada pelo maior poder explicativo das variáveis contábeis nos níveis mais altos de governança corporativa. Esse resultado corrobora o trabalho de Malacrida e Yamamoto (2006), que encontraram que as práticas diferenciadas de evidenciação

causam diferenças na volatilidade dos preços das ações, o que é resultado da assimetria informacional (Halov & Heider, 2011).

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

No presente trabalho, o objetivo foi averiguar a influência da assimetria informacional na avaliação de empresas do mercado brasileiro de capitais por meio do modelo de Ohlson (1995). Como resultado, observaram-se evidências de utilização de informação privilegiada na negociação de ativos no mercado brasileiro de capitais, na margem de 22,9%, indicando haver assimetria de informação entre os participantes desse mercado. Sendo assim, buscou-se inserir a assimetria no processo de avaliação de empresas no mercado brasileiro com o objetivo de verificar se ela influencia a valoração dessas firmas.

Os resultados deste estudo indicam que a assimetria informacional tem maior conteúdo informativo adicional na avaliação das empresas listadas no mercado tradicional do que nos segmentos de governança corporativa diferenciada, o que é justificado pelo maior volume de informações reportadas exigidas pelas firmas que participam desses segmentos. Esse resultado, apesar de ter sido relevante somente com a inclusão da *proxy* para a probabilidade de surgimento de evento informacional (α), e não com a PIN, apresenta evidências que comprovam a teoria de Grossman e Stiglitz (1980), segundo a qual os preços dos ativos com risco são mais informativos na medida em que as informações privilegiadas estão sendo utilizadas.

A assimetria de informação é um tema largamente investigado na literatura internacional. No Brasil, é reduzido o estudo dessa assimetria no mercado de capitais, principalmente em se tratando da utilização de um modelo para mensurá-la. Dessa forma, a principal contribuição deste estudo é a utilização de um método de mercado (o modelo EHO) no Brasil, apresentando evidências empíricas sobre a existência de negociação com informação privilegiada nesse mercado, tendo por base um conjunto de informações em alta frequência, minuto a minuto, sobre as próprias negociações dessas ações. Outra importante contribuição é a utilização dessa assimetria mensurada na análise do valor das empresas por meio de um modelo de avaliação de empresas largamente utilizado, que é o modelo de Ohlson.

Como principais implicações para os participantes do mercado, destacam-se as seguintes: há uma alta probabilidade de negociação com informações privilegiadas; e a geração de informações ainda não divulgadas formalmente é utilizada, de forma indireta, pelos participantes do mercado, à medida que são divulgadas pelas negociações dos *insiders*. Com base nisso, os investidores podem, à medida que percebem movimentos anormais, traçar estratégias baseadas nesse volume de negociações, fato já explorado desde a década de 1960 (Rogoff, 1964; Jaffe, 1974).

Por fim, destaca-se que os resultados encontrados são limitados à amostra analisada e à utilização da taxa Selic trimestral como *proxy* para o custo do capital próprio. ◆

- 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, pp. 1-37.
- Albarez, T. (2008). *Impactos da assimetria de informação na estrutura de capital das empresas brasileiras de capital aberto*. Dissertação de Mestrado, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, São Paulo, Brasil.
- Aslan, H., Easley, D., Hvidkjaer, S., & O'Hara, M. (2011). The characteristics of informed trading: implications for asset pricing. *Journal of Empirical Finance*, 18(5), 782-801. DOI: 10.1016/j.jempfin.2011.08.001
- Barbedo, C. H., Silva, E. C., & Leal, R. P. C. (2009, janeiro/março). Probabilidade de informação privilegiada no mercado de ações, liquidez intra-diária e níveis de governança corporativa. *Revista Brasileira de Economia*, 63(1), 51-62.
- Bernard, V. L. (1995). The Feltham-Ohlson framework: implications for empiricists. *Contemporary Accounting Research*, 11(2), 733-747. DOI: 10.1111/j.1911-3846.1995.tb00463.x
- Bharath, S. T., Pasquariello, P., & Wu, G. (2009). Does asymmetric information drive capital structure decisions? *The Review of Financial Studies*, 22(8), 3211-3243. DOI: 10.1093/rfs/hhn076
- Boehmer, E., Gramming, J., & Theissen, E. (2007). Estimating the probability of informed trading: does trade misclassification matter? *Journal of Financial Markets*, 10(1), 26-47. DOI: 10.1016/j.finmar.2006.07.002
- Bopp, E. (2003). *Negociação com informação diferenciada em ADRs da América Latina*. Dissertação de Mestrado, Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, RJ, Brasil.
- Brennan, M. J., & Subrahmanyam, A. (1996). Market microstructure and asset pricing: on the compensation for illiquidity in stock returns. *Journal of Financial Economics*, 41(3), 441-464. DOI: 10.1016/0304-405X(95)00870-K
- Brooks, C. (2008). *Introductory econometrics for finance* (2nd ed.). Cambridge: Cambridge University Press.
- Camargos, M. A., & Barbosa, F. V. (2003, janeiro/março). Teoria e evidência da eficiência informacional do mercado de capitais brasileiro. *Caderno de Pesquisas em Administração*, 10(1), 41-55.
- Cioffi, P. L. M., & Famá, R. (2010). O modelo de Ohlson e a sinalização de dividendos no mercado brasileiro. *Anais do Semead*, 8, São Paulo, SP, Brasil.
- Dechow, P. M., Hutton, A. P., & Sloan, R. G. (1999). An empirical assessment of the residual income valuation model. *Journal of Accounting and Economics*, 26(1-3), 1-34. DOI: 10.1016/S0165-4101(98)00049-4
- Duarte, J., & Young, L. (2009). Why is PIN priced? *Journal of Financial Economics*, 91(2), 119-138. DOI: 10.1016/j.jfineco.2007.10.008
- Easley, D., Hvidkjaer, S., & O'Hara, M. (2002). Is information risk determinant of asset returns? *The Journal of Finance*, 57(5), 2185-2221. DOI: 10.1111/1540-6261.00493
- Easley, D., Kiefer, N. M., & O'Hara, M. (1997). One day in the life of a very common stock. *Review of Financial Studies*, 10(3), 805-835. DOI: 10.1093/rfs/10.3.805
- Easley, D., & O'Hara, M. (1987). Price, trade size, and information in securities markets. *The Journal of Financial Economics*, 19(1), 69-90. DOI: 10.1016/0304-405X(87)90029-8
- Easley, D. & O'Hara, M. (1992). Time and the process of securities price adjustment. *The Journal of Finance*, 47(2), 577-605. DOI: 10.2307/2329116
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417. DOI: 10.2307/2325486
- Fields, T. D., Lys, T. Z., & Vicent, L. (2001, September). Empirical research on accounting choice. *Journal of Accounting and Economics*, 31(1-3), 181-235. DOI: 10.1016/S0165-4101(01)00028-3
- Frankel, R., & Lee, C. C. (1998). Accounting valuation, market expectations, and cross-sectional stock returns. *Journal of Accounting Economics*, 25(3), 283-319. DOI: 10.1016/S0165-4101(98)00026-3
- Greene, W. H. (2012). *Econometric analysis* (7th ed). Boston: Prentice Hall.
- Grossman, S. J., & Stiglitz, J. E. (1980, June). On the impossibility of informationally efficient markets. *The American Economic Review*, 70(3), 393-408.
- Gujarati, D. N. & Porter, D. C. (2011). *Econometria básica* (5a ed.). Porto Alegre: AMGH.
- Halov, N., & Heider, F. (2011). Capital structure, risk and asymmetric information. *Quarterly Journal of Finance*, 1(4), 767-809. DOI: 10.1142/S2010139211000171
- 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. DOI: 10.1016/j.jacceco.2013.01.005
- Jaffe, J. F. (1974, July). Special information and insider trading. *The Journal of Business*, 47(3), 410-428. DOI: 10.1086/295655
- Jensen, M., & Meckling, W. (1976). Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305-360. DOI: 10.1016/0304-405X(76)90026-X

- Lee, C. M. C., & Radhakrishna, B. (2000). Inferring investor behavior: evidence from TORQ data. *Journal of Financial Markets*, 3(2), 83-111.
DOI: 10.1016/S1386-4181(00)00002-1
- Lee, C. M. C., & Ready, M. J. (1991). Inferring trade direction from intraday data. *The Journal of Finance*, 46(2), 733-746.
DOI: 10.2307/2328845
DOI: 10.1111/j.1540-6261.1991.tb02683.x
- Lei, Q., & Wang, X. (2012). Time-varying liquidity trading, private information and insider trading. *European Financial Management*, 20(2), 321-351.
DOI: 10.1111/j.1468-036X.2011.00634.x
- Leroy, S. F. (1989). Efficient capital markets and martingales. *Journal of Economic Literature*, 27(4), 1583-1621.
- Lopes, A. B. (2001). *A relevância da informação contábil para o mercado de capitais: o modelo de Ohlson aplicado à Bovespa*. Tese de Doutorado, Universidade de São Paulo, SP, Brasil.
- Malacrida, M. J. C., & Yamamoto, M. M. (2006, setembro). Governança corporativa: nível de evidenciamento das informações e sua relação com a volatilidade das ações do Ibovespa. *Revista Contabilidade & Finanças*, Edição comemorativa, pp. 65-79.
- Marconi, M. A., & Lakatos, E. M. (2009). *Metodologia do trabalho científico* (7a ed.). São Paulo: Atlas.
- Martelanc, R., Pasin, R., & Pereira, F. (2010). *Avaliação de empresas: um guia para fusões & aquisições e private equity*. São Paulo: Pearson Prentice Hall.
- Martins, E. (2006). *Avaliação de empresas: da mensuração contábil à econômica*. São Paulo: Atlas.
- Martins, O. S., Paulo, E., & Albuquerque, P. H. M. (2013, julho-agosto). Negociação com informação privilegiada e retorno das ações na BM&FBovespa. *Revista de Administração de Empresas – RAE*, 53(4), 350-362.
- Medeiros, O. R., & Matsumoto, A. S. (2006). Emissões públicas de ações, volatilidade e insider information na Bovespa. *Revista Contabilidade & Finanças*, 17(40), 25-36.
DOI: 10.1590/S1519-70772006000100003
- Mohanram, P., & Rajgopal, S. (2009). Is PIN priced risk? *Journal of Accounting and Economics*, 47(3), 226-243, 2009.
DOI: 10.1016/j.jacceco.2008.10.001
- Ohlson, J. A. (1995). Earnings, book values, and dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Research*, 11(2), 661-687.
DOI: 10.1111/j.1911-3846.1995.tb00461.x
- Ohlson, J. A. (2001). Earnings, book values, and dividends in equity valuation: an empirical perspective. *Contemporary Accounting Research*, 18(1), 107-120.
DOI: 10.1092/7TPJ-RXQN-TQC7-FFAE
DOI: 10.1506/7TPJ-RXQN-TQC7-FFAE
- Rogoff, D. L. (1964). *The forecasting properties of insider transactions*. Tese de Doutorado, Michigan State University, USA.
- Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1997). A survey of corporate governance. *The Journal of Finance*, 52(2), 737-783.
DOI: 10.2307/2329497
DOI: 10.1111/j.1540-6261.1997.tb04820.x
- 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.
- Swartz, G. E., Swartz, N-P., & Firer, S. (2006). An empirical examination of the value relevance of intellectual capital using the Ohlson (1995) valuation model. *Meditary Accountancy Research*, 14(2), 67-81.
DOI: 10.1108/10222529200600013
- Tavakoli, M., McMillan, D., & McKnight, P. J. (2012). Insider trading and stock prices. *International Review of Economics and Finance*, 22(1), 254-266.
DOI: 10.1016/j.iref.2011.11.004
- Wu, H. K. (1963). *Corporate insider trading profitability and stock price movement*. Tese de Doutorado, University of Pennsylvania, USA.

Business valuation and probability of insider information trading in the Brazilian capital market

The aim of this study was to investigate the information asymmetry influence on business valuation in Brazilian capital market. For this, a study was conducted based on information asymmetry measurement on stock trading and the Ohlson model (1995) for business valuation. This study analyzed the relationship between information asymmetry and the prices of 198 stocks listed on BM&FBovespa, during the four quarters of 2011. The results suggest that information asymmetry have additional informational content on business valuation, mainly for those companies unlisted in the differentiated segments of corporate governance.

Keywords: Ohlson model, information asymmetry, probability of insider information trading, valuation.

Valoración de empresas y probabilidad de negociación ante información privilegiada en el mercado de capitales brasileño

En este estudio se investiga la influencia de la asimetría de información en la evaluación de empresas en el mercado brasileño de capitales. Para ello, se realizó un estudio con base en el análisis de la asimetría de información en la negociación de acciones y el modelo de evaluación de empresas propuesto por Ohlson (1995). Se analizó la relación entre la asimetría de información y los precios de 198 acciones listadas en la *Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo* (BM&FBovespa), durante los cuatro trimestres del año 2011. Los resultados sugieren que la asimetría de información conlleva contenido informacional adicional en la valoración de empresas, especialmente para las compañías no listadas en los segmentos diferenciados de gobernanza corporativa.

Palabras clave: modelo de Ohlson, asimetría de información, probabilidad de negociación con información privilegiada, *valuation*.

inspiração

**A administração eficaz
concretiza-se em ações,
mas começa com ideias.**

A Rausp está voltada à disseminação de pesquisas e ideias que agreguem valor ao trabalho de acadêmicos e praticantes de Administração.

Assine a Rausp

Para informações ligue (11) 3091-5922 ou 3818-4002

e-mail: rausp@usp.br

www.rausp.usp.br