

A AVALIAÇÃO DE EMPRESAS E A PROBABILIDADE DE NEGOCIAÇÃO COM INFORMAÇÃO PRIVILEGIADA NO MERCADO DE CAPITAIS BRASILEIRO

RESUMO

Este estudo tem o objetivo de averiguar a influência da assimetria de informação na avaliação de empresas do mercado de capitais brasileiro por meio do modelo de Ohlson (1995). Nesse sentido, foi realizada uma revisão de literatura a cerca da Hipótese de Mercado Eficiente de Fama (1970), abordando o modelo de avaliação de empresas de Ohlson (1995), e sobre a Teoria da Agência, por meio do modelo de estimação de assimetria de informação de Easley, Hvidkjaer e O'Hara (2002). Desse feito, por meio de um estudo exploratório-descritivo, foi mensurada a assimetria de informação na negociação de 32 ações listadas no IBrX da BM&F Bovespa, através da estimação da PIN, durante os três primeiros trimestres de 2011, para que, em seguida, essa assimetria fosse incluída no modelo de avaliação de empresas de Ohlson (1995) e inferida sua significância na explicação do valor das firmas. Em seus resultados, verificou-se que a inclusão da PIN no modelo de Ohlson (1995) apresentou incremento de *value relevance* no modelo, avaliado pelo R^2 ajustado, pelo critério de Akaike e pelo teste de Wald, indicando que o poder explicativo aumentou em aproximadamente 8%. Adicionalmente, o teste dos parâmetros de persistência evidenciou que o lucro residual se comporta de forma persistente para amostra utilizada, enquanto a PIN não. Ambos os parâmetros situaram-se dentro do intervalo teórico proposto por Ohlson (1995).

Palavras-chave: Modelo Ohlson; Assimetria de informação; *Probability of informed trading*.

1 INTRODUÇÃO

Um dos papéis da Contabilidade, e da informação provida dela, é atuar como influente redutor da assimetria informacional entre os agentes que atuam internamente nas entidades (como gestores, diretores etc.) e os que estão fora dela (como investidores, credores, entre outros). Contudo, desde que há a separação entre a gestão das atividades da empresa e a sua propriedade, há o início de conflitos de agência (JENSEN; MECKLING, 1976), onde os agentes internos tentam maximizar a utilidade da entidade em proveito próprio, acabando por expropriar os ganhos dos agentes externos, com menos acesso às informações sobre a firma. Da mesma forma acontece com os credores e outros interessados na companhia, visto que o agente interno tentará maximizar a sua utilidade em detrimento da utilidade dos outros, ainda que haja a informação contábil como redutora da assimetria informacional.

Dentre os diferentes problemas derivados da Teoria Agência, como a expropriação de riqueza por parte dos agentes internos, em relação aos externos, há também outros mais específicos às companhias abertas, tendo em vista que a assimetria informacional pode levar a um mercado de capitais com menor liquidez (BHARATH; PASQUARIELLO; WU, 2006) ou ao aumento do custo do capital próprio (BRENNAN; SUBRAHMANYAM, 1996), o que pode implicar na formação do preço dos ativos de forma equivocada (FIELDS; LYS; VICENT, 2001), enviesando a avaliação da empresa que tem seus ativos sob os efeitos da assimetria informacional.

Nesse contexto, este estudo se apoia na Hipótese de Mercado Eficiente (HME), difundida por Fama (1970), na sua forma semiforte, tendo como objetivo principal avaliar o efeito da assimetria de informação na avaliação de ações negociadas no mercado de capitais brasileiro. Uma vez que a Teoria da Eficiência do Mercado assevera que as informações que estão publicamente disponíveis são imediatamente incorporadas ao preço da ação, é de se

esperar que as empresas que tenham ações negociadas sob o impacto das informações assimétricas tenham sua avaliação enviesada, pois as informações privadas que ainda não estão publicamente disponíveis podem proporcionar vantagens aos *insiders*, ou agentes internos, influenciando suas avaliações e decisões de investimento na empresa.

Dessa forma, por influenciar a mensuração do valor da empresa por parte dos agentes externos à entidade, causando-lhes prejuízos, é provável que os modelos de avaliação de empresas que não consideram os impactos da assimetria informacional não sejam eficazes ao que se propõem. Considerando que o modelo de avaliação de empresas de Ohlson (1995) é um dos mais utilizados, tendo sido validado por diversos trabalhos relevantes (DECHOW; HUTTON; SLOAN, 1999; LOPES, 2001), na área de avaliação de empresas e *value relevance*, este estudo se propõe a averiguar se a eficiência do modelo de Ohlson (1995) aumenta com a inclusão de uma variável que mesure a assimetria de informação existente na negociação dos ativos dessas empresas. Nesse sentido, busca-se responder ao seguinte questionamento: **a assimetria de informação existente na negociação de ações no mercado de capitais brasileiro afeta significativamente a avaliação de empresas realizada por meio do modelo de Ohlson?**

Para atingir seu objetivo, fundamentando-se na Hipótese de Mercado Eficiente (HME) e na Teoria da Agência, este trabalho contou com um estudo exploratório-descritivo sobre a assimetria de informação existente na negociação de 32 ações de empresas listadas no Índice Brasil (IBrX) da BM&F Bovespa, durante os três primeiros trimestres do ano de 2011, e sua relação com o valor de mercado dessas firmas por meio do modelo de Ohlson (1995). Com isso, seus principais resultados indicam que há evidências de utilização de informação privilegiada na negociação das ações analisadas e que a inclusão da assimetria de informação, por meio da PIN, no modelo de Ohlson (1995) apresenta incremento no *value relevance* do modelo, o que aumentou seu poder explicativo em cerca de 8%, significativo pelo teste de Wald e com maior qualidade, corroborado pelo critério de Akaike.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Hipótese de mercado eficiente

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 a empresa e os agentes (investidores) interessados em investir seu excedente de capital nela, sejam eles internos ou externos. 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 estar, a qualquer momento, refletindo totalmente todas as informações sobre as empresas, imediatamente após sua disponibilização para o público geral. Quando todas essas informações disponíveis são absorvidas e refletidas nos preços das ações dessas empresas, diz-se que o mercado é eficiente.

Esse modelo de mercado de capitais, onde as informações, assim que divulgadas, simetricamente para todos os outros usuários são imediatamente absorvidas pelo preço das ações, impossibilitando o ganho anormal, tem algumas condições para o seu funcionamento, quais sejam: (i) não existem custos de transação nas negociações; (ii) todas as informações disponíveis são gratuitas para todos os participantes do mercado e (iii) todos os investidores concordam com as implicações das informações correntes no preço corrente dos ativos (FAMA, 1970).

Por ser um modelo teórico, é de se esperar que nem todas essas condições sejam satisfeitas simultaneamente em todos os momentos. Dessa forma, pode-se observar a

existência da utilização de informações privadas, conhecidas apenas por uma minoria dos investidores, no decorrer do lançamento de novas ações, o que pode proporcionar a obtenção de retorno anormal (MEDEIROS; MATSUMOTO, 2006), ou seja, maior rentabilidade nos negócios com ações por parte dos *insiders*, bem como a discordância em relação às informações disponíveis por parte dos analistas de investimentos (CHIANG; CHIA, 2005), contrariando algumas das condições supracitadas, o que, segundo Fama (1970), não invalida isoladamente a Hipótese de Mercado Eficiente.

Porém, em se tratando da eficiência desse mercado, apesar de existir diversas evidências favoráveis, há também algumas contra. Nesse sentido, Malkiel (2003) atribui alguns comportamentos aparentemente ineficientes do mercado à tomada de decisão irracional por parte dos investidores, como, por exemplo, a perda de valor de mercado abrupta das empresas em 1987, segundo o autor, sem nenhuma explicação racional.

Nesse contexto, devido possibilidade de atuação dos *insiders* nesse mercado, é relevante a análise dos modelos de avaliação de empresas que consideram a presença de investidores com informações privilegiadas, visto que a assimetria pode afetar a avaliação ou precificação das empresas.

2.2 Avaliação de empresas: o modelo de Ohlson (1995)

O modelo de avaliação de empresas de Ohlson (1995) se destaca na pesquisa contábil, especialmente no que concerne ao *value relevance* dos números contábeis. A partir da divulgação do modelo baseado em números contábeis e “outras informações”, que não afetaram a contabilidade, os pesquisadores, profissionais e investidores puderam ter acesso a uma metodologia de avaliação diferente das clássicas, baseadas apenas nos dividendos, no valor presente dos fluxos de caixa futuros ou em múltiplos de mercado.

Além de ampliar o leque de metodologias para a avaliação de empresas e também para as pesquisas sobre *value relevance*, o modelo de Ohlson (1995) abre 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.

A metodologia proposta por Ohlson (1995) vem sendo utilizada, discutida e melhorada internacionalmente, desde a publicação do seu *paper*. Contudo, no Brasil, essa metodologia ainda é pouco utilizada, em comparação com outros países, de economias mais desenvolvidas, tendo sido inserida pelo trabalho de Lopes (2001) e, posteriormente por Aguiar, Coelho e Lopes (2008).

Além da irrelevância dos dividendos, *value relevance* dos números contábeis e outros conceitos clássicos de finanças, o modelo de Ohlson (1995) é suportado por três premissas básicas, quais sejam: (a) *present value of expected dividends* (PVED); (b) *clean surplus relation*; e (c) um modelo linear define o comportamento estocástico dos lucros residuais futuros.

A PVED é expressa conforme a Equação 1:

$$P_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} Rf_f^{-\tau} E_{\tau}[\tilde{d}_{t+\tau}] \quad (1)$$

Onde P_t é o valor de mercado da companhia em uma data t ; \tilde{d}_t são os dividendos líquidos dos aportes de capital em uma data t ; Rf_f é uma taxa livre de risco mais uma unidade;

e $E_t[\tilde{d}_{t+\tau}]$ é o operador matemático do valor esperado, condicionado pelas informações na data t .

A Equação 2 define o conceito de 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.

$$y_t = y_{t-1} + x_t - d_t \quad (2)$$

Onde 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 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. Com isso, tem-se:

$$\tilde{x}_{t+1}^a = \omega x_t^a + v_t + \tilde{\varepsilon}_{1t+1} \quad (3a)$$

$$\tilde{v}_{t+1} = \gamma v_t + \tilde{\varepsilon}_{2t+1} \quad (3b)$$

Onde \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; ω e γ são os parâmetros de persistência do lucro residual e das “outras informações”, respectivamente, fixos e conhecidos, não negativos e menores que 1.

O lucro residual, como evidenciado nas equações acima, é relevante para a avaliação das companhias, segundo o modelo proposto e é expresso conforme a Equação 4:

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

Onde 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 PL 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 no Modelo de Ohlson (1995), afora lucro residual e patrimônio líquido, é o que ele chamou de “outras informações” relevantes que possam afetar os lucros esperados futuros, sendo representada por v_t . A não consideração dessa variável no modelo reduz o seu conteúdo empírico.

Com isso, chega-se ao modelo de mensuração do valor de empresas (p_t) baseado em números contábeis proposto por Ohlson (1995), como explicita a Equação 5.

$$p_t = y_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 v_t \quad (5)$$

Onde p_t é o valor da empresa com base no 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 no futuro, sendo α_1 e α_2 os parâmetros do modelo obtidos por meio das Equações 5a e 5b.

$$\alpha_1 = \frac{\omega}{R_f - \omega} \geq 0 \quad (5a)$$

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

Onde ω é o parâmetro de persistência do lucro residual, γ 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 o trabalho de Dechow, Hutton e Sloan (1999) utilizou uma metodologia que foi considerada por Ohlson (2001) como sendo a melhor estimação do modelo.

2.2.1 Testes com a utilização de “outras informações”

Dechow, Hutton e Sloan (1999) (DHS) avaliaram o modelo teórico por meio da DIL nas empresas que negociaram valores mobiliários nos Estados Unidos, no período de 1976 a 1995 – tendo início no ano de 1950 apenas para a obtenção dos parâmetros de persistência, encontrando que o parâmetro do resultado anormal (ω) e das “outras informações” (γ) 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 passou para 0,69, aumentando seu poder explicativo.

Os achados de DHS foram limitados pelo R_f utilizado de forma idêntica para todas as empresas durante todo o período analisado (12%) e a variável “outras informações” foi deflacionada pelo valor de mercado, o que faz com que os resultados anormais futuros dependam dos valores de mercado futuros da empresa. O presente trabalho, além de usar uma variável diferente da utilizada por DHS, para outras informações, considerando também um custo de capital específico cada ano, além de utilizar como deflator das variáveis a quantidade de ações, não vinculando os resultados futuros ao valor de mercado.

Swartz, Swartz e Firer (2006) utilizaram uma adaptação do MO, com “dividendos anormais” e “capital intelectual” como sendo *proxies* para “outras informações”, em uma amostra de 154 empresas sul-africanas. Todas as *proxies* testadas para v_t foram significativas no modelo, com exceção de uma *proxy* para estrutura de capital. O R^2 ajustado do modelo com todos os $v_{t,s}$ foi de 0,9108.

Easterday, Sen e Stephan (2011) analisaram a diferença entre os lucros anormais previstos e os lucros anormais realizados para uma amostra de 3.454 empresas norte-americanas listadas na NYSE, AMEX ou NASDAQ no período de 1985 a 2009. Os resultados encontrados apontam para o incremento de *value relevance* pela inclusão da variável utilizada como *proxy* para v_t , dobrando o valor do R^2 , de 0,103 para 0,203, sendo robusto para amostra combinada do período inteiro e segregada em três sub-períodos de tempo distintos.

No Brasil, tem-se o trabalho de Aguiar, Coelho e Lopes (2008) que analisaram o efeito de variáveis relacionadas especificamente à estrutura industrial das empresas, como, entendendo que esses fatores poderiam estar relacionados à concorrência, impactando nos lucros residuais futuros. As evidências mostraram que o lucro anormal é persistente. O parâmetro de persistência (ω), nesse caso, ficou em torno de 0,21 e 0,23, com R^2 entre 0,24 e 0,27 para o teste do parâmetro de persistência do lucro.

Cioffi e Famá (2008) utilizaram o MO para testar o efeito de sinalização dos dividendos, tendo como v_t a previsão dos analistas de investimentos e os dividendos. A inclusão dos dividendos e da previsão dos analistas apresentou significância estatística, porém não houve forte impacto no R^2 do modelo. Apesar de utilizar *proxies* para “outras informações”, não houve a consideração da DIL para a estimação dos parâmetros do modelo.

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

A *probability of informed trading* (PIN), ou probabilidade de negociação com informação privilegiada, é o resultado da mensuração da assimetria de informação existente no mercado de capitais e investigada a partir dos dados de microestrutura do mercado. A PIN, por sua vez, modelada inicialmente pelo modelo EKOP com base nos trabalhos teóricos de Easley e O'Hara (1987, 1992), ainda apresenta, entre outras, duas versões aperfeiçoadas por Easley, Kiefer e O'Hara (1997) e Easley, Hvidkjaer e O'Hara (2002). Ademais, verifica-se que esse modelo já possui extensa utilização na literatura internacional (ver EASLEY; HVIDKJAER; O'HARA, 2002, BOPP, 2003; ABAD; RUBIA, 2005; DUARTE; YOUNG, 2007; AGARWAL; O'HARA, 2007; ALBANEZ, 2008; MOHANRAM; RAJGOPAL, 2009).

O modelo EKOP parte da premissa de que as operações de compra e venda de ações no mercado de capitais ocorrem por consequência das decisões tomadas por negociadores informados e desinformados. Nesse modelo, o ativo a ser negociado tem um valor no final do dia da negociação, representado pela variável V . A ocorrência de um evento informacional é dada pela chegada de um sinal Ψ sobre V . O evento, por sua vez, pode assumir dois valores, baixo ou alto, respectivamente representados por (L) e (H) , com probabilidades δ e $1 - \delta$. O valor do ativo condicionado ao sinal de baixa (L) , indicando má notícia, é dado por \underline{V} ; similarmente, aquele condicionado ao sinal de alta (H) , boa notícia, é dado por \bar{V} . Eventos informacionais podem não ocorrer, refletindo o fato de que as novas informações podem não surgir durante o período de negociação.

Se nenhum novo sinal ocorrer, assume-se que $\Psi = 0$ e que o valor do ativo continua a ser $V^* = \delta \underline{V} + (1 - \delta) \bar{V}$. Com isso, supõe-se que a probabilidade de que um evento informacional tenha ocorrido antes do início do pregão é α , com $1 - \alpha$ correspondente à probabilidade de que não tenha surgido nenhuma nova informação nesse período (EASLEY; KIEFER; O'HARA, 1997). Esse pressuposto parte de uma estratégia de negociação simples: se um negociador informado observar um sinal de alta, ele vai comprar as ações se a cotação atual estiver abaixo de \bar{V} ; se ele observar um sinal de baixa, ele vai vender se a cotação estiver acima de \underline{V} . Nesse sentido, como as transações ocorrem durante todo o dia de negociação, para a aplicabilidade desse modelo o dia de negociação é dividido em intervalos discretos de tempo, denotados por $t = 1, 2, \dots, n$. Cada intervalo deve ser longo o suficiente para acomodar uma negociação. Esta especificação de tempo é projetada para capturar a possibilidade de não realização de transações durante alguns intervalos.

Dessa forma, estrutura de uma negociação é baseada em quatro parâmetros que fundamentam a relação existente 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, com probabilidade α . O segundo determina o tipo de sinal desse evento, com probabilidade δ de o evento ocasionar um sinal de baixa (má notícia) e probabilidade $1 - \delta$ de ocasionar um sinal de alta (boa notícia). Dessa forma, esses dois parâmetros são inferidos no início do dia de negociação, refletindo o pressuposto do modelo de que os eventos informacionais ocorrem apenas entre os dias de negociação.

A partir desse ponto, os negociadores são selecionados em cada tempo t para operações com base nas probabilidades descritas anteriormente. Se um evento informacional ocorreu, então um agente informado é escolhido para negociar com probabilidade μ . Se ele compra ou vende, depende do sinal que ele viu. Com probabilidade $1 - \mu$ um negociador desinformado é escolhido com igual possibilidade de ser um comprador ou vendedor. Para isso, tem probabilidade ε de comprar ou vender e $1 - \varepsilon$ de não negociar. Por outro lado, se nenhum evento informacional ocorrer, assume-se que todos os agentes são desinformados.

Com isso, a estrutura probabilística do modelo é dada pelos parâmetros α , δ , μ e ϵ . Com esses valores se pode calcular a probabilidade de qualquer resultado de uma negociação. Assim, essencialmente, o modelo EKOP tem foco na determinação dos valores desses parâmetros.

Com base nisso, e considerando as diferentes características dos diferentes mercados de capitais, Easley, Hvidkjaer e O'Hara (2002) apresentaram uma variação do modelo EKOP assumindo que os negócios ocorrem de forma contínua, o qual trataremos como modelo EHO. Em essência, a diferença entre os dois é que o EKOP trabalha com intervalos discretos de tempo e o EHO com intervalos contínuos. Para Bopp (2003), a escolha de qual tipo de modelo utilizar é uma questão empírica e, em geral, o modelo em tempo contínuo é preferível para ações com grande volume de negócios. Dessa forma, considerando as características do mercado brasileiro e a amostra utilizada neste trabalho (ações com maiores volumes de negociação da Bolsa), decidiu-se pela sua utilização.

O modelo EHO, por sua vez, 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. Dessa forma, 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 dessa informação ser uma má notícia (δ).

Evidentemente, o risco da ocorrência de negociação baseada em informação envolve todos esses elementos de forma simultânea. Sendo assim, a probabilidade de negociação com informação privilegiada pode ser estimada por meio da Equação 6.

$$PIN = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + \epsilon_b + \epsilon_s} \quad (6)$$

Onde 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 Amostra da pesquisa

Easley, *et al.* (1996, 1997) observam que a estimativa da PIN é mais precisa para ações com maiores volumes de negociação, apesar de ela tender a ser menor nessas populações. Sendo assim, considerando os pressupostos do modelo EHO, a amostra deste estudo foi composta por ações com alto volume de negociação, que na BM&F Bovespa integram o Índice Brasil (IBrX), que representa os 100 papéis mais negociados em termos de número de negócios e volume financeiro. Aliado isso, considerou-se que os diferentes segmentos de governança corporativa dessa bolsa de valores para selecionar as empresas integrantes da amostra, tendo em vista que em determinado ponto da análise a variável governança corporativa é utilizada como filtro. Sendo assim, uma vez que o IBrX possuía apenas oito companhias listadas no Nível 2 em julho de 2011, foram selecionadas 32 ações, 8 de cada segmento, utilizando-se como critério para a seleção das empresas integrantes dos demais

segmentos (Tradicional, Nível 1 e Novo Mercado) a participação de cada título na carteira teórica desse índice (maiores participações na carteira)¹, como apresenta a Tabela 1.

Tabela 1 – Ações com maiores participações no IBrX, de acordo com o segmento de governança. 2011.

Tradicional		Nível 1		Nível 2		Novo Mercado	
Ação	Tipo	Ação	Tipo	Ação	Tipo	Ação	Tipo
PETR4	PN	VALE5	PNA	SANB11	UNT	BBAS3	ON
AMBV4	PN	ITUB4	PN	ELPL4	PN	BVMF3	ON
CSNA3	ON	BBDC4	PN	TAMM4	PN	OGXP3	ON
BRTO4	PN	GGBR4	PN	MULT3	ON	BRFS3	ON
CRUZ3	ON	ITSA4	PN	SULA11	UNT	CCRO3	ON
TNLP4	PN	USIM5	PNA	GOLL4	PN	PDGR3	ON
TIMP3 ²	ON	BRKM5	PNA	POMO4	PN	JBSS3	ON
LAME4	PN	ELET3	ON	NETC4	ON	ALLL3	ON

3.2 Coleta e tratamento dos dados

Para a utilização no modelo de Ohlson (1995), foram coletados dados no banco de dados do Economática[®] relativos ao patrimônio líquido, lucro líquido e valor de mercado da empresa nos períodos compreendidos entre o 1º e o 3º trimestres de 2011. Adicionalmente, foram coletados os dados referentes à taxa Selic (selic), utilizada como *proxy* para o custo do capital próprio, no sítio do Banco Central do Brasil na *internet*. 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 Equação 4. Além da utilização na Equação 7, 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 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 os 188 dias nos quais houve negociação durante o quarto trimestre de 2010 e os três primeiros do ano de 2011. Esse intervalo temporal é consistente com Easley, Kiefer e O'Hara (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 de 2011, tendo em vista que todos eles possuem mais de 60 dias de negociação.³ Dessa forma, essas informações foram obtidas em alta frequência, minuto a minuto, a partir da base de dados da plataforma de negociação eletrônica CMA Series 4, do Grupo CMA[®]. Ademais, como o CMA não identifica se os negócios intradiários partiram de um agente comprador ou vendedor e, não há a disponibilidade desse tipo de informação no mercado brasileiro, as operações foram classificadas em compra ou venda a partir do algoritmo de Lee e Ready (1991).

¹ Nos casos da Petrobrás e da Vale, que possuíam dois títulos cada uma, foi escolhido o mais negociado.

² Durante o período analisado, a Tim Participações S/A unificou suas ações TCSL3 e TCSL4 em TIMP3.

³ O 1º trimestre teve 61 dias com negociações; o 2º, 62 dias; e o 3º, 65 dias.

3.3 Estimação dos parâmetros do modelo EHO

Após a classificação das transações em compras ou vendas, foram estimados os parâmetros do modelo EHO (α , μ , ϵ_b e ϵ_s) por meio de um modelo de negociação sequencial. Essa estimativa foi feita por meio da maximização de uma função de verossimilhança condicionada ao histórico de negociação das ações. Para isso, devido ao grande número de iterações necessárias, foi utilizado um programa desenvolvido no *software* estatístico “R”. Dessa forma, com base no modelo estrutural, a função de verossimilhança maximizada é dada pela Equação 7.

$$\begin{aligned}
 L(\theta|B, S) = & (1 - \alpha)e^{-\epsilon_b} \frac{\epsilon_b^B}{B!} e^{-\epsilon_s} \frac{\epsilon_s^S}{S!} \\
 & + \alpha\delta e^{-\epsilon_b} \frac{\epsilon_b^B}{B!} e^{-(\mu+\epsilon_s)} \frac{(\mu + \epsilon_s)^S}{S!} \\
 & + \alpha(1 - \delta)e^{-(\mu+\epsilon_b)} \frac{(\mu + \epsilon_b)^B}{B!} e^{-\epsilon_s} \frac{\epsilon_s^S}{S!}
 \end{aligned} \tag{7}$$

Em que, B e S representam o volume de compras e vendas da ação i em um dia de negociação t , respectivamente, e $\theta = (\alpha, \mu, \epsilon_b, \epsilon_s)$ é o vetor de parâmetros. Esta probabilidade é uma mistura de distribuições onde os resultados das negociações são ponderados pela probabilidade de ser uma “boa notícia” ($1 - \alpha$), uma má ($\alpha\delta$), ou de não haver notícia $\alpha(1 - \delta)$. Dessa forma, a imposição de condições de independência suficiente em dias de negociação estabelece a função de verossimilhança através de I dias conforme Equação 8.

$$V = L(\theta|M) = \prod_{i=1}^I L(\theta|B_i, S_i) \tag{8}$$

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 (3) sobre θ , com base nos dados M , portanto, determina a forma de estimar os parâmetros estruturais do modelo (α, μ, ϵ_b e ϵ_s).

3.4 O modelo Ohlson (1995)

Com base no modelo de Ohlson (1995), será incluída a PIN, conforme Equação 6, como *proxy* para a assimetria da informação, avaliando o seu impacto no valor de mercado das empresas. A escolha do modelo se dá pelo fato dele já ter sido testado no mercado de capitais brasileiro e por deixar espaço para incluir a assimetria informacional, que impacta a avaliação das empresas, conforme Ma, Hsieh e Chen (2001)

Baseando-se no objetivo geral, a pesquisa avaliará as empresas com base apenas nos números contábeis, utilizando a Equação 5, porém com valor 0 (zero) atribuído à variável v_t , com o objetivo de comparar o R^2 , como medida de *value relevance* com o R^2 obtido com a consideração da assimetria da informação, mensurado pela Equação 9.

$$p_t = \alpha_0 + y_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 PIN + \beta_1 \delta + \varepsilon_t \tag{9}$$

Onde p é o valor de mercado da companhia no período t ; y é o patrimônio líquido em t ; x^a é o lucro anormal da empresa no período t ; PIN é a variável que resume as “outras informações”; δ é o novo vetor de “outras informações”; ε é o termo de erro da regressão; e α e β são os parâmetros do modelo.

A inclusão da variável δ se dá pelo fato de que a PIN não pode ser considerada como variável que resume todas as outras informações. Porém, no modelo a ser testado, apenas o patrimônio líquido, o lucro anormal e a PIN comporão o modelo.

Se o R^2 com a *proxy* para a assimetria da informação for significativamente maior que o R^2 sem essas *proxy*, concluir-se-á que a assimetria da informação é *value relevant*, influenciando o processo de avaliação dos ativos incluídos na amostra. Essa avaliação também ocorrerá por meio dos critérios de Akaike e Schwars e o teste de Wald. O teste de Wald será avaliado por meio da estatística F , enquanto que os dois outros critérios, serão avaliados por meio da sua redução, ou seja: quanto menores os critérios, maior é 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 os três primeiros trimestres de 2011, cujas estatísticas são apresentadas na Tabela 2. De acordo com os resultados, pode-se verificar que, durante esse período, a probabilidade média de ocorrência de eventos informacionais (α) durante a negociação desses papéis foi de aproximadamente 59,4%. Ademais, nota-se que há, em média, 33,8% de chances de esses eventos informacionais possuírem um sinal negativo, ou seja, indicarem más notícias (contra 66,2% de indicarem boas notícias). Com base nisso, foi possível inferir uma PIN de 22,2% para essas ações, demonstrando que há indícios de utilização de informação privilegiada na negociação das ações analisadas. Essa probabilidade, por sua vez, é condizente com a PIN média de 23,9% estimada por Bopp (2003) para os *American Depositary Receipt* (ADR's) de empresas brasileiras negociados na NYSE, ratificando a suposição do referido autor de que há evidências de assimetria de informação no mercado acionário brasileiro.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas dos parâmetros do modelo EHO e da PIN. 2011.

Estatística	α	μ	ϵ_b	ϵ_s	δ	PIN
Média	0,5938	27,0494	26,9484	27,0668	0,3379	0,2220
Mediana	0,6901	27,0563	26,9394	27,0596	0,3292	0,2559
Máximo	0,9528	27,2916	27,0207	27,4277	0,5095	0,3208
Mínimo	0,1865	26,8943	26,9191	26,9191	0,0780	0,0849
Desvio Padrão	0,1969	0,1051	0,0323	0,0901	0,0796	0,0639

Durante esse período, a Usiminas (USIM5) foi a empresa que apresentou menor PIN, com 8,5%. Por outro lado, a maior PIN foi apresentada pela Net, quando sua ação NETC4 alcançou aproximadamente 32,1%. De todas as empresas integrantes da amostra, a NETC4 foi aquela que possuía o menor volume de negociação. Durante esse período, não se observou em suas demonstrações contábeis fato relevante que possa ter influenciado sua negociação. Além disso, alerta-se para o fato de essa firma se encontrar listada no Nível 2 de governança corporativa da BM&F Bovespa, o que sugere que ela possua práticas diferenciadas de governança, o que deveria diminuir sua assimetria de informação. Contudo, atenta-se que o fato dela ter apresentado baixo volume de negociação poder ter ocasionado a superestimação da PIN pelo modelo EHO, o que é uma limitação própria desse modelo.

Em se tratando das taxas de chegada de ordens de negociação, nota-se certo equilíbrio. A taxa média de chegada de ordens de transação de negociadores informados (μ) foi de aproximadamente 27,0, enquanto a taxa média de chegada de ordens de compradores

desinformados (ϵ_b) foi de 26,9 e a taxa média de chegada de ordens de vendedores desinformados (ϵ_s) foi de 27,1. Esses valores foram inferiores àqueles apurados por Bopp (2003) e Barbedo, Silva e Leal (2009) para títulos brasileiros. Entretanto, essa diferença tem origem na janela de tempo em que os eventos intradiários (compras e vendas) foram observados. Bopp (2003) e Barbedo, Silva e Leal (2009) utilizaram bases de dados que forneciam essas informações segundo-a-segundo, enquanto este estudo utilizou informações coletadas minuto-a-minuto devido às limitações do banco de dados utilizado. Contudo, apesar dessa diferença de escala temporal utilizada, destaca-se que este fato não interfere na eficácia do modelo utilizado nem no valor da PIN estimada.

4.2 Estatísticas descritivas do modelo de Ohlson (1995)

A Tabela 3 evidencia as estatísticas descritivas da amostra combinada para os três primeiros trimestres de 2011, composta pelas 32 empresas da amostra. Durante o período analisado, percebe-se que o lucro residual médio é negativo, em torno de R\$ 0,64. 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 22,2%. 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.

Tabela 3 – Estatísticas descritivas estimadas pelo modelo de Ohlson. 2011.

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

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

A análise da correlação de Pearson, conforme evidenciada na Tabela 4, mostra que o lucro residual não está conectado com o valor de mercado da companhia, como deveria ser, conforme a estrutura de avaliação de Ohlson (1995) propõe. Isso pode ser explicado pelo fato de ainda não ter sido considerado o parâmetro de persistência do lucro (ω), que será testado pela Equação 3a e incluído no modelo de avaliação pela equação 5a, nas seções 4.2 e 4.3, respectivamente. Em contrapartida, a PIN, mesmo sem ter o seu parâmetro de persistência considerado, mostrou-se positivamente correlacionada com o valor de mercado da companhia, ao nível de significância de 5%.

Tabela 4 – Matriz de correlação de Pearson. 2011.

	PL	LR	PIN
VM	0,316*	0,123	0,189**
PL		-0,536*	-0,062
LR			0,178**

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

4.3 Parâmetros de persistência de lucros anormais (ω) e “outras informações” (γ)

Para a obtenção dos parâmetros de persistência, utilizaram-se os procedimentos de Dechow, Hutton e Sloan (1999), onde, se os parâmetros foram maiores que 1, adotou-se 1 como parâmetro de persistência. Porém, se o parâmetro não foi significativo, não foi considerado na análise, tendo em vista que pode não haver persistência do lucro residual ou “outras informações”. Assim, para operacionalizar a análise, foram utilizadas as Equações 3a e 3b, que relacionam os lucros residuais futuros com os lucros residuais contemporâneos, acrescidos de “outras informações”; e, em seguida, o relacionamento entre “outras informações” futuras com as contemporâneas. Esse procedimento é semelhante ao adotado por Aguiar, Coelho e Lopes (2008).

De acordo com os resultados, apresentados na Tabela 5, o parâmetro de persistência (ω) do lucro residual é 0,108, indicando que o lucro residual contemporâneo provoca variações persistentes no lucro residual futuro em torno de 10,8%, sem o impacto de “outras informações”, pois essa variável (representada pela PIN) não apresentou significância estatística, corroborando o resultado encontrado por Aguiar, Coelho e Lopes (2008), com outras *proxies* para v_t .

Tabela 5 – Estimação do parâmetro de persistência do lucro residual. 2011.

Descrição	$\tilde{x}_{t+1}^a = \omega x_t^a + \beta_1 v_t + \tilde{\varepsilon}_{1 t+1}$
LR (x_t^a)	0,108*
PIN (v_t)	-0,557
Estatística F	11,656*
R ² ajustado	0,183
Durbin-Watson	2,16 ^c
Teste de White	1,185 ^b
Jarque-Bera	0,000 ^a

Notas: *significativo a 1%; ^a De acordo com o teorema do limite central, pode-se relaxar o pressuposto da normalidade; ^b Rejeita-se a hipótese de heterocedasticidade nos erros-padrão; e, ^c Rejeita-se a hipótese de autorrelação nos resíduos.

Para detectar a presença de multicolinearidade, fez-se uso da estatística VIF. Obteve-se um VIF de 1,106 e 14,411 para as variáveis LR e PIN, concluindo-se pela existência de colinearidade em uma das variáveis, o que não consiste em um problema para a pesquisa (GUJARATI; PORTER, 2008).

Onde LR é o lucro residual obtido por meio da metodologia de Ohlson (1995) e a PIN é a probabilidade de negociação com informação privilegiada.

No teste da persistência de “outras informações” o parâmetro de persistência (γ) não apresentou significância estatística, implicando dizer que as negociações com informações privilegiadas, por meio dos *insiders*, não são persistentes. A ausência de persistência para essa variável pode ser explicada pela característica própria da PIN, que varia de um período para outro de acordo com o volume de negociação das ações da empresa. Ainda, deve ser considerado que algumas das empresas analisadas integram os níveis diferenciados de governança corporativa da BM&F Bovespa, o que, *a priori*, deve reduzir a assimetria de informação existente entre os períodos. Por isso, a persistência dessa variável pode ter sido afetada.

Tabela 6 – Estimação do parâmetro de persistência de “outras informações”. 2011.

Descrição	$\tilde{v}_{t+1} = \gamma v_t + \tilde{\varepsilon}_{2 t+1}$
PIN _t	0,099
Estatística F	1,06

Onde PIN é a probabilidade de negociação com informação privilegiada; \tilde{v}_{t+1} é a PIN futura; v_t a PIN contemporânea; e γ é o parâmetro de persistência da PIN.

4.4 Inclusão da PIN como *proxy* para “outras informações”

Para testar a inclusão da variável assimetria da informação no modelo de Ohlson (1995) e analisar sua influência no poder explicativo desse modelo, foram feitas duas estimações, uma do modelo sem a variável “outras informações” (PIN) e outra com a inclusão dessa variável, avaliando os dois modelos pelo R² ajustado, pelos critérios de Akaike e Schwars e, finalmente, pelo teste de Wald. Nesse sentido, nos dois modelos analisados, todas as variáveis se apresentaram significantes, ao nível de 1% e/ou 10%, indicando que o conteúdo informativo sobre o lucro residual persistente (x_t^a), o patrimônio líquido (y_t) e a PIN possuem *value relevance* no processo de avaliação das empresas que compõem a amostra deste estudo.

Quanto à adição de conteúdo informativo por parte da PIN, pode-se considerar que ela, apesar de ter apresentado significância a apenas 10%, contribui com o incremento de *value relevance* ao modelo de avaliação de empresas de Ohlson (1995), aumentando em 7,88% o seu poder explicativo. Esse incremento ainda pode ser atestado por meio do critério de Akaike, pois o mesmo diminuiu com a inclusão da variável *proxy* para a assimetria de informação, aumentando a qualidade do modelo. Bem como, por meio do teste de Wald, que avalia se a inclusão de uma variável influencia o modelo como um todo, como demonstrado na Tabela 7.

Tabela 7 – Estimação do modelo de Ohlson sem “outras informações”. 2011.

Descrição	$p_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 \left(\frac{\omega}{R_f - \omega} \right) x_t^a + \varepsilon_t$	$p_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 \left(\frac{\omega}{R_f - \omega} \right) x_t^a + \beta_3 PIN + \varepsilon_t$
x_t^a	35,774*	33.036*
y_t	0,607*	0,599*
PIN	---	28,026***
Estatística F	13,128*	9,858*
R ² ajustado	0,203	0,219
Durbin-Watson	2,21 ^c	2,15 ^c
Teste de White	0,960 ^b	0,985 ^c
Jarque-Bera	0,000 ^a	0,000 ^a
Critério de Akaike	7,722	7,713
Critério de Schwars	7,802	7,819
Teste de Wald (Estatística F)		2.809*

Notas: *significativo a 1%; *** Significativo a 10%; ^a De acordo com o teorema do limite central, pode-se relaxar o pressuposto da normalidade; ^b Rejeita-se a hipótese de heterocedasticidade nos erros-padrão; e, ^c Rejeita-se a hipótese de autocorrelação nos resíduos.

Para detectar a presença de multicolinearidade, fez-se uso da estatística VIF. Obteve-se um VIF de 1,403 as variáveis LUCRO PERSISTENTE e PL, no modelo 1, e 1,446, 1,405 e 1,034, respectivamente para LUCRO PERSISTENTE, PL e PIN, concluindo-se pela inexistência de colinearidade (GUJARATI; PORTER, 2008).

Onde x_t^a é o LUCRO RESIDUAL sob o efeito da sua persistência; y_t é o PL; ω é o parâmetro de persistência do LUCRO RESIDUAL; R_f é a Selic do período; probabilidade de negociação com informação privilegiada; e β são os coeficientes estimados pela regressão OLS.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS E RECOMENDAÇÕES

O presente trabalho teve como objetivo averiguar a influência da assimetria de informação na avaliação de empresas do mercado de capitais brasileiro por meio do modelo de Ohlson (1995). Para isso, apoiou-se na Hipótese de Mercado Eficiente de Fama (1970) e na Teoria da Agência. Para isso, contou com uma pesquisa exploratória, por meio da análise dos volumes intradiários de negociação de 32 ações listadas no Índice Brasil da BM&F Bovespa,

que reúne as ações com maiores volumes de negociação dessa Bolsa. Dessa forma, foram analisados os três trimestres de 2011, perfazendo um total de 96 observações.

Seus principais resultados demonstram que há evidências de utilização de informação privilegiada na negociação de ativos no mercado de capitais brasileiro, na margem de 22,2%, indicando haver assimetria de informação entre os participantes desse mercado. Sendo assim, buscou-se inserir essa assimetria no processo de avaliação de empresas no mercado brasileiro com o objetivo de verificar se essa assimetria influencia a valoração dessas firmas, proposição que se confirmou. Prova disto é o coeficiente de correlação observado entre essas duas variáveis (0,189), positivo e significativo estatisticamente.

Ainda, foi observado que o parâmetro de persistência do lucro residual contemporâneo (ω) provoca variações persistentes no lucro residual futuro das companhias analisada, em torno de 10,8%, sem ter havido o impacto da PIN contemporânea. Em se tratando da PIN (γ), a análise indicou não haver persistência, visto que os parâmetros do modelo estimado não apresentaram significância estatística ao nível de 10%. Certamente, essa ausência de persistência se deve às características próprias da PIN, que varia de um período para outro de acordo com o volume de negociação das ações da empresa. Ademais, parte das empresas analisadas faz parte dos níveis diferenciados de governança corporativa da Bolsa, cujo objetivo é reduzir a assimetria de informação existente no mercado.

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 propriamente econômico (o modelo EHO) no mercado nacional, apresentando consistentes evidências empíricas sobre a existência de negociação com informação privilegiada nesse mercado, tendo por base um conjunto de informações em alta frequência 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 avaliação de empresas largamente utilizado, que é o modelo de Ohlson.

Ademais, é importante ressaltar que ambos os parâmetros de persistência estimados (apesar de só um apresentar significância estatística) estão dentro do intervalo teórico proposto por Ohlson (1995), sendo não negativos e menores que uma unidade. A inclusão da PIN nesse modelo, em análise com o patrimônio líquido e o lucro residual persistente, é *value relevant*, sendo confirmada pelo aumento no R² ajustado, pelo critério de Akaike e pelo teste de Wald.

Por fim, destaca-se que os resultados encontrados são limitados à amostra analisada, ou seja, não podendo ser tomados como verdade absoluta ou estendidos a todas as empresas da BM&F Bovespa. Outra limitação é a utilização da taxa Selic anual como *proxy* para o custo do capital próprio. Por outro lado, recomenda-se para pesquisas futuras: a estimativa da PIN e dos lucros anormais para um período maior de tempo, a fim de averiguar, de uma forma mais robusta, a persistência das duas variáveis; a expansão da amostra para todas as empresas da BM&F Bovespa; bem como a estimação dos parâmetros de persistência para um período maior de tempo, a exemplo do trabalho de Dechow, Hutton e Sloan (1999).

REFERÊNCIAS

ABAD, D.; RUBIA, A. Modelos de estimación de la probabilidad de negociación informada: una comparación metodológica en el mercado Español. **Revista de Economía Financeira**, n.7, p. 1-37, 2005.

- AGARWAL, P.; O'HARA, M. Information risk and capital structure. **SSRN Working Paper**, Mar. 2007. Disponível: <<http://papers.ssrn.com>>. Acesso em: 21 set. 2010.
- AGUIAR, A. B.; COELHO, A. C. D.; LOPES, A. B. Relacionamento entre Persistência do Lucro Residual e Estrutura da Indústria no Brasil. **Oitavo Encontro Brasileiro de Finanças**, 2008.
- ALBANEZ, T. **Impactos da assimetria de informação na estrutura de capital das empresas brasileiras de capital aberto**. 2008. 106f. Dissertação (Mestrado em Contabilidade) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2008.
- BARBEDO, Cláudio Henrique; SILVA, Eduardo Camilo da; LEAL, Ricardo Pereira da Câmara. Probabilidade de informação privilegiada no mercado de ações, liquidez intra-diária e níveis de governança corporativa. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 63, n. 1, p. 51-62, jan./mar. 2009.
- BERNARD, V. L. The Feltham-Ohlson framework: implications for empiricists. **Contemporary Accounting Research**, v. 11, p. 733-747, 1995.
- BHARATH, S. T.; PASQUARIELLO, P.; WU, Guojun. Does asymmetric information drive capital structure decisions? **The Review of Financial Studies**, v. 22, n. 8, p. 3211-3243, 2008.
- BOPP, E. **Negociação com informação diferenciada em ADR's da América Latina**. 2003. 53f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2003.
- BRENNAN, M. J.; SUBRAHMANYAM, A. Market microstructure and asset pricing: on the compensation for illiquidity in stock returns, **Journal of Financial Economics**, v. 41, p. 441-464, 1996.
- CHIANG, H.; CHIA, F. Analyst's financial forecast accuracy and corporate transparency. **Academy of Accounting and Financial Studies**, v.10, n.1, p. 9-14, apr. 2005.
- CIOFFI, P. L. M.; FAMÁ, R. O modelo de Ohlson e a sinalização de dividendos no mercado brasileiro. **VIII SEMEAD**, 2010.
- DECHOW, P. M.; HUTTON, A. P.; SLOAN, R. G. An Empirical Assessment of the Residual Income Valuation Model. **Journal of Accounting and Economics**, v. 26, p. 1-34, 1999.
- DUARTE, J.; YOUNG, L. Why is PIN priced? **Journal of Financial Economics**, v. 91, n. 2, p. 119-138, 2009.
- EASLEY, D.; KIEFER, N. M.; O'HARA, M. One day in the life of a very common stock. **Review of Financial Studies**, v. 10, p. 805-835, 1997.
- EASLEY, D.; HVIDKJAER, S.; O'HARA, M. Is information risk determinant of asset returns? **The Journal of Finance**, v. 57, p. 2185-2221, 2002.
- EASLEY, D.; O'HARA, M. Price, trade size, and information in securities markets. **The Journal of Financial Economics**, v. 19, p. 69-90, 1987.
- EASLEY, D.; O'HARA, M. Time and the process of securities price adjustment. **The Journal of Finance**, v. 47, n. 2, p. 577-605, 1992.
- EASTERDAY, K.E; SEN, P.K; STEPHAN, J.A. Another specification of Ohlson's 'other information' term for the earnings/returns association: theory and some evidence. **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 38, n. 9 e 10, nov./dec. 2011.

- FAMA, E. F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **The Journal of Finance**, vol. 25, n. 2, p 383-417, may, 1970.
- FRANKEL, R.; LEE, C. C. Accounting valuation, market expectations, and cross-sectional stock returns. **Journal of Accounting Economics**, v25, p.283-319, 1998.
- FILDS, T. D.; LYS, T. Z.; VICENT, L. Empirical research on accounting choice, **Journal of Accounting and Economics**, V.32, p. 181-235, 2001.
- JENSEN, M.; MECKLING, W. Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure. **Journal of Financial Economics**. V.3, n.4, p.305-360, 1976.
- LEE, Charles M. C.; READY, Mark J. Inferring trade direction from intraday data. **The Journal of Finance**, v. 46, n. 2, p. 733-746, 1991.
- LOPES, A. B. **A relevância da informação contábil para o mercado de capitais: o modelo de Ohlson aplicado à Bovespa**. 2001. 308 f. Tese (Doutorado em controladoria e contabilidade). Universidade de São Paulo, São Paulo, 2001.
- MA, Tai; HSIEH, M. H.; CHEN, J. H. The probability of informed trading and the performance of stock in an order-driven market, **9th Conference on the theories and practices of securities and financial markets**, 2001.
- MALKIEL, B. G. The efficient market hypothesis and its critics. **The Journal of Economic Perspectives**, v.17, n.1, p.59-82, win., 2003.
- MEDEIROS, O. R.; MATSUMOTO, A. S. Emissões públicas de ações, volatilidade e insider information na Bovespa, **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 17, n. 40, jan./abr. 2006.
- MOHANRAM, Partha; RAJGOPAL, Shiva. Is PIN priced risk? **Journal of Accounting and Economics**, v. 47, p. 226-243, 2009.
- OHLSON, J. A. Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation. **Contemporary Accounting Research**, v. 11, n. 2, p. 661-687, 1995.
- OHLSON, J. A. Earnings, book values, and dividends in equity valuation: an empirical perspective. **Contemporary Accounting Research**, v.18, p.107-120, 2001.
- SWARTZ, G.E; SWARTZ, N-P; FIRER, S. An empirical examination of the value relevance of intellectual capital using the Ohlson (1995) valuation model. **Meditary Accountancy Research**, v.14, n.2, p.67-81, 2006.