

## **O Impacto do Aumento do Disclosure na Redução da Assimetria de Informação: um Estudo Empírico sobre o Bid-Ask Spread no Brasil**

**NELSON BUENO DE OLIVEIRA**

UNIVERSIDADE PRESBITERIANA MACKENZIE (MACKENZIE)  
nelsonb.oliveira@uol.com.br

**MICHELE NASCIMENTO JUCÁ**

UNIVERSIDADE PRESBITERIANA MACKENZIE (MACKENZIE)  
michele.juca@mackenzie.br

**ANDERSON LUIS SABER CAMPOS**

UNIVERSIDADE METODISTA DE SÃO PAULO (UMESP)  
alscampos@uol.com.br

**EDUARDO ALEXANDRE MENDES**

UNIVERSIDADE PRESBITERIANA MACKENZIE (MACKENZIE)  
eamendes@gmail.com

## **Introdução**

O trabalho estuda os benefícios econômicos do disclosure empresarial. Avalia-se a redução da assimetria de informação, em função da adoção das IFRS obrigatoriamente no Brasil, do nível de compromisso com governança corporativa, da emissão de ADR junto à NYSE e da quantidade de analistas que monitoram o desempenho da empresa. A principal contribuição desse estudo é a averiguação da importância e reflexos de uma política de disclosure eficaz na geração de valor às empresas.

## **Problema de Pesquisa e Objetivo**

O aumento do nível de transparência ou disclosure reduz a assimetria de informação? O objetivo é verificar a associação entre assimetria de informação e o disclosure das empresas. Verificar se um maior disclosure, proveniente da informação contábil, da adesão ao segmento de listagem, da emissão de ADR e da atividade dos analistas de mercado contribui para a redução da assimetria de informação.

## **Fundamentação Teórica**

A teoria econômica e de finanças prevê que o aumento do nível de transparência ou disclosure reduz o nível de assimetria informacional, que é um componente do custo de capital próprio das empresas, conforme Botosan (1997), Verrecchia (2001), Easley e O'hara (2004) e Armstrong et al. (2011). Se confirmado, tal fato se dá pela mitigação do fenômeno de seleção adversa que conduz a um menor nível de custo de capital, com reflexo positivo para o valor da corporação.

## **Metodologia**

Regressão múltipla com dados em painel desbalanceado e efeitos fixos. Há quatro variáveis de controle que são tamanho, free float, risco e rentabilidade. Utiliza-se a proxy bid-ask spread (BAS), segundo o método de Roll (1984), para estimar a assimetria de informação, como variável dependente. As hipóteses são testadas por meio de uma amostra final de 287 companhias, incluindo financeiras, entre 2005 e 2015, cujos dados são obtidos por meio das bases Bloomberg e Capital IQ.

## **Análise dos Resultados**

As variáveis, com significância estatística, com sinal de acordo com as teorias e hipóteses, são a adesão mandatória ao padrão internacional de contabilidade IFRS, a maior quantidade de analistas que monitoram a empresa e o risco empresarial medido pelo beta. Não apresentaram significância estatística a variável independente emissão de ADR e as variáveis de controle tamanho, free float e rentabilidade.

## **Conclusão**

Pelo presente estudo, um maior disclosure, proveniente da informação contábil e da atividade dos analistas de mercado, contribui para a redução da assimetria de informação que, pela mitigação do fenômeno de seleção adversa, em consequência, conduz a um menor de capital, com reflexo positivo para o valor da corporação.

## **Referências Bibliográficas**

- ARMSTRONG, Christopher S.; CORE, John E.; TAYLOR, Daniel J.; VERRECCHIA, Robert E. When does information asymmetry affect the cost of capital? *Journal of Accounting Research*, v. 49, n. 1, p. 1-40, 2011.
- BOTOSAN, Christine A. Disclosure level and the cost of equity capital. *Accounting Review*, p. 323-349, 1997.
- VERRECCHIA, Robert E. Essays on disclosure. *Journal of Accounting and Economics*, v. 32, n. 1, p. 97-180, 2001.

# O Impacto do Aumento do *Disclosure* na Redução da Assimetria de Informação: um Estudo Empírico sobre o *Bid-Ask Spread* no Brasil

## 1. INTRODUÇÃO

A teoria econômica e de finanças prevê que o aumento do nível de transparência ou *disclosure* reduz o nível de assimetria informacional, que é um componente do custo de capital próprio das empresas, conforme Botosan (1997), Verrecchia (2001), Easley e O'hara (2004) e Armstrong *et al.* (2011).

Ao adotar um padrão internacional de contabilidade, como as *International Financial Reporting Standards* (IFRS), as empresas tendem a reduzir a assimetria de informação existente entre os *insiders* ou gestores das corporações e *outsiders* ou acionistas atuais e potenciais. No Brasil, o início do processo de harmonização das políticas contábeis brasileiras se deu por meio da adoção das IFRS, a partir das leis 11.638/07 e 11.941/09. Entre outros benefícios, espera-se que a adoção das IFRS proporcione um aumento na transparência e comparabilidade internacional das demonstrações financeiras.

Assim, o objetivo deste estudo é verificar a associação entre assimetria de informação e o *disclosure* das empresas. Em outras palavras, ele procura responder ao seguinte problema de pesquisa: o aumento do nível de transparência ou *disclosure* reduz a assimetria de informação? A fim de responder a esse questionamento, são desenvolvidas hipóteses apresentadas no item 3 – Metodologia. Para testar as hipóteses levantadas, utiliza-se um modelo de regressão com dados em painel para companhias brasileiras de capital aberto, incluindo financeiras, entre o período de 2005 e 2015.

A assimetria de informação é mensurada por meio do *bid-ask spread* (BAS). Por sua vez, além da adoção das IFRS, outras *proxies* que representam o nível de *disclosure* das companhias são: governança corporativa - refletida pelos segmentos de listagem da Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&FBovespa), existência ou não de ações negociadas nos Estados Unidos - *American Depositary Receipt* (ADR) e quantidade de analistas financeiros que acompanham o desempenho das companhias. Por fim, as variáveis de controle são tamanho, *free float*, risco e rentabilidade.

Como resultado, as variáveis explicativas e de controle com significância estatística e que possuem sinal de acordo com as teorias e hipóteses apresentadas, são a adesão mandatória ao padrão internacional de contabilidade IFRS, a maior quantidade de analistas que monitoram a empresa e o risco empresarial medido pelo beta. Verifica-se que o pertencimento aos segmentos de listagem de níveis mais robustos de governança corporativa da BM&FBovespa e a emissão de ADR não se refletem na redução da assimetria de informação. Além disso, não apresentam significância estatística as variáveis de controle tamanho, *free float* e rentabilidade. Assim, pelo presente estudo, verifica-se que um maior *disclosure*, proveniente da informação contábil e da atividade dos analistas de mercado, contribui para a redução da assimetria de informação. Tal fato se dá pela mitigação do fenômeno de seleção adversa que conduz a um menor nível de custo de capital, com reflexo positivo para o valor da corporação.

A principal contribuição desse estudo é a averiguação da importância e reflexos de uma política de *disclosure* eficaz na geração de valor às empresas. A redução da assimetria informacional, que é um dos componentes do custo de capital próprio das empresas, implica na possibilidade da redução do *Weighted Average Cost of Capital* (WACC). Um WACC menor acarreta um maior Valor Presente Líquido (VPL) nas decisões de investimento e na avaliação

das empresas. Além disso, destaca-se o uso da variável BAS, segundo o método de Roll (1984), como *proxy* de assimetria de informação.

## 2. REVISÃO DA LITERATURA

A teoria de *pecking order* prediz que as empresas seguem uma ordem hierárquica de preferência por tipos de financiamento. Essa ordem hierárquica é em função de a fonte de recursos ser menos suscetível ao fenômeno de seleção adversa na presença de assimetria de informação. Primeiramente, elas captam recursos a partir de seus fluxos operacionais internos. Depois, elas o fazem por meio de dívidas e, em último lugar, via emissão de ações (MYERS e MAJLUF, 1984; MYERS, 1984).

Saito e Silveira (2008) afirmam que, em relação à estrutura de propriedade, há um maior alinhamento de interesses, entre proprietários e agentes, na medida em que os tomadores de decisão do negócio são proprietários de um maior percentual de ações da empresa. Entretanto, registram também que um maior percentual de ações concentrado pode levar a uma maior tendência de entrincheiramento dos gestores, causando impacto negativo no valor da empresa. O impacto negativo no valor da empresa, segundo Jensen (1986), ocorre quando os administradores, buscando autoproteção, criam custos de agência ao se utilizar dos recursos particulares da corporação em benefício próprio, ao evitarem decisões de risco maior.

Em 1970, Akerlof analisa os reflexos da assimetria de informação, utilizando, como exemplo, o mercado norte-americano de carros usados, denominado *market for lemons*. A assimetria de informação reduz o desempenho dos mercados. Isso conduz ao conceito de seleção adversa. A seleção adversa se manifesta no preço das ações no sentido de que para superar a relutância dos investidores potenciais em adquirir ações de sua emissão, as empresas emitem papéis com desconto. O desconto resulta em menor rentabilidade para a empresa e, por conseguinte, custos mais elevados de capital.

Botosan (1997), em estudo sobre *disclosure* e custo de capital próprio, analisa o efeito do nível de *disclosure* sobre o custo de capital próprio. O estudo fornece evidência de uma associação entre o nível de *disclosure* e o custo do capital próprio, além de uma indicação sobre a intensidade do efeito. Posteriormente, Botosan e Plumlee (2002) reestudam o efeito do nível de *disclosure* sobre o custo de capital próprio. Avalia-se o efeito do tipo de *disclosure* - via relatório anual, informações trimestrais e informações provenientes da atividade de relações com investidores - e o custo do capital próprio, este estimado pelo modelo de dividendos descontados.

O *disclosure* pode diminuir o problema da seleção adversa pertencente à assimetria de informação, conforme discorre Verrecchia (2001). Esse efeito possui duas vertentes, sendo a primeira dessas o fato de um maior volume de informações em domínio público conduzir a que os negociadores tenham menor possibilidade de terem informações privilegiadas. Assim, reduz-se a possibilidade de negociação com a contraparte mais bem informada. Como segunda vertente, maior *disclosure* empresarial tende a reduzir a incerteza sobre o valor da corporação, reduzindo a vantagem informacional que um investidor profissional ou mais bem informado possa ter. Nessa linha de pensamento, verifica-se que a divulgação corporativa eficaz está associada à redução do custo de capital, pela diminuição do fenômeno de seleção adversa.

Dye (2001), por sua vez, ao debater o trabalho de Verrecchia (2001), afirma que o *disclosure* voluntário é um caso particular de teoria dos jogos, em que a empresa somente será transparente se isso lhe for favorável e conveniente. Aborda também a premissa de que os gestores privilegiam o que é favorável e omitem o que é desfavorável. Dye (2001) relata que os

participantes do mercado não conhecem o potencial total de informação que uma empresa de fato possui; que os investidores interpretam com diferentes nuances as informações divulgadas ou a ausência delas; e que a confiabilidade do *disclosure* fica comprometida pela razão de haver gerenciamento de resultados.

Segundo Healy e Palepu (2001), o *disclosure* é fundamental para o funcionamento eficiente dos mercados. Há instrumentos de *disclosure* obrigatório, praticado em função de instruções governamentais ou de instituições reguladoras. As demonstrações financeiras, as notas explicativas e relatórios da administração são relevantes documentos oficiais. Além disso, algumas empresas praticam o *disclosure* voluntário e divulgam previsões financeiras adicionais e informações não financeiras que evidenciem qualidade na gestão, resultados e governança corporativa.

Por sua vez, Shroff *et al.* (2013) tomam por base uma mudança regulatória feita pela Securities and Exchange Commission (SEC) dos Estados Unidos. Em 2005, ela flexibiliza o período de silêncio, entre outras condições, antes de uma oferta de valores mobiliários. Assim, após esse evento, as empresas passam a ter maior liberdade para divulgar informações. Isso fortalece o *disclosure* voluntário. Shroff e outros (2013) encontram que a divulgação voluntária mais abundante está associada, de forma quase exógena (relação de causa e efeito), à diminuição na assimetria de informação e à redução no custo de captação de capital próprio.

Porém, Brockman, Khurana e Martin (2008) demonstram que os gestores podem agir estrategicamente com a política de *disclosure*. Dessa forma, os gestores podem administrar o fluxo de informações ao mercado para influenciar o valor das ações, ao estimular ou retardar veiculação de informações tanto positivas quanto negativas. Brockman, Khurana e Martin (2008) demonstram que gestores aceleram divulgação de informações negativas antes de ofertas de aquisição de ações, quando há interesse em preços menores. Após a realização da aquisição de ações, as notícias positivas são a prioridade, mostrando assim que o *disclosure* voluntário pode ser oportunista e merecer menor credibilidade.

Por sua vez, segundo Core (2001) os acionistas buscam otimizar, de forma endógena e sinérgica, a política de *disclosure*, de governança corporativa e incentivos aos gestores e funcionários, para maximizar o valor da empresa. Citam que, em uma empresa com baixas oportunidades de crescimento, o *disclosure* mandatário ou obrigatório é suficiente para produzir baixa assimetria de informação. Um dos motivos é que tal empresa não possui necessidade de financiamento externo e, portanto, sofre menos efeitos de assimetria de informação. Por outro lado, empresas com altas oportunidades de crescimento utilizam-se do *disclosure* voluntário para reduzir assimetria de informação e custo de capital. Porém isso não quer dizer que empresas com altas oportunidades de crescimento tenham menos problemas de assimetria de informação em relação a empresas com baixas oportunidades de crescimento.

Segundo Leuz e Verrecchia (2000), a adesão ao padrão internacional de contabilidade IFRS reduz a assimetria de informação. Afirmam que tal quadro resultou em um benefício econômico, na forma de redução do custo de capital das empresas, devido a uma redução do componente – assimetria de informação. Cita-se também os estudos de Francis e Nanda (2008) e Dhaliwal *et al.* (2011) os quais abordam os efeitos do *disclosure* nas modalidades de adoção das IFRS voluntário e obrigatório. Além disso, destaca-se os estudos de Daske *et al.* (2008), Holthausen (2009), Ahmed, Chalmers e Khlif (2013) e Lourenço e Branco (2015) que apontam efeitos benéficos da adoção das IFRS. Para esses autores, a adesão às IFRS reduz a assimetria de informação (H1). Sobre a adoção das IFRS no Brasil, Fernandes (2010) afirma que o processo de convergência das normas contábeis, em 2005, foi administrado pelo Comitê de Pronunciamentos Contábeis - CPC (Resolução CFC nº 1.055/05).

Por sua vez, o Instituto Brasileiro de Governança Corporativa, IBGC (2015), esclarece que governança corporativa é o sistema pelo qual as organizações são dirigidas e monitoradas, sendo estes os princípios básicos: (a) transparência ou *disclosure*; (b) equidade; (c) prestação de contas (*accountability*); e (d) responsabilidade corporativa. Em outras palavras, as medidas práticas que buscam alinhar interesses entre gestores e proprietários, bem como demais *stakeholders*, são chamadas de governança corporativa, conforme Hoskisson *et al.* (2002).

A BM&FBovespa, em 2000, lança os três segmentos especiais de listagem com práticas elevadas de governança corporativa: o novo mercado e os níveis de governança corporativa 2 e 1. Conforme BM&FBovespa (2016), é divulgado, em 15/03/2016, a abertura de processo de revisão e aprimoramento dos segmentos especiais de listagem (Novo Mercado, Nível 2 e Nível 1). A iniciativa contempla temas como *free float*, conselho de administração, independência de conselheiros, controles internos, transparência e regras de saída dos segmentos. Busca-se com isso o aprimoramento dos segmentos de listagem. Logo, tem-se que a adesão aos segmentos diferenciados de listagem da BM&FBovespa reduz a assimetria de informação (H2).

Além do trabalho de Easley e O'hara (2004), Lang, Lins e Miller (2003) realizam estudo em que afirmam que empresas listadas em bolsas, com maior cobertura de analistas e acurácia nas previsões, possuem maior valor de mercado. Um maior valor de mercado pode ser associado a um menor custo de capital. Uma alternativa para verificar a existência do efeito positivo de *disclosure* dá-se por meio da emissão de ADR. Para sua emissão, a Bolsa de Nova Iorque demanda informações regulatórias com grau de *enforcement* rigoroso, o que contribui para a redução da assimetria de informação. Assim, tem-se a assunção de que a emissão de ADR reduz a assimetria de informação (H3).

Conforme mencionado, adicionalmente aos estudos de Easley e O'hara (2004), Lang, Lins e Miller (2003) e Dalmácio *et al.* (2013) indicam que os analistas de mercado, com seu trabalho, reduzem a assimetria de informação. Logo, tem-se que quanto maior a quantidade de analistas de mercado, menor o grau de assimetria de informação (H4).

Em trabalhos realizados por Leuz e Verrecchia (2000), Botosan e Plumlee (2002) e Bharath, Pasquariello e Wu (2009), verifica-se que quanto maior o porte de uma empresa, maior visibilidade a organização possui em função de obrigações regulatórias, cobertura de analistas e, de caráter voluntário, as ações de sua área de relações com investidores. Disso depreende-se que quanto maior o tamanho da empresa, menor o grau de assimetria de informação.

Por sua vez, no estudo de Leuz e Verrecchia (2000), considera-se o *free float* como uma variável de controle. Eles verificam que quanto maior o percentual de ações pulverizado entre os acionistas, maior o conhecimento das informações a respeito de uma empresa. A pulverização de capital induz e estimula a companhia a desenvolver ações de relações com investidores, uma vez que os acionistas minoritários almejam estar a par das decisões empresariais e seus resultados.

Byun, Hwang e Lee (2011) estudam a associação entre a concentração de propriedade - o reverso do *free float* - e assimetria de informação entre investidores informados e desinformados, explorando vários mecanismos que atenuem tal fato. Concluem que empresas, cuja estrutura de propriedade é altamente concentrada, possuem maior grau de assimetria de informação. Tal fenômeno revela também um aumento na quantidade relativa de negociação de ações com informação privilegiada. Além disso, embora nem os investidores institucionais, nem sistemas de governança corporativa internos consigam reduzir totalmente os efeitos negativos da concentração da propriedade, eles afirmam que a cobertura de analistas reduz a assimetria de informação associada especificamente à concentração da propriedade. Logo, tem-se que quanto maior o *free float*, menor o grau de assimetria de informação.

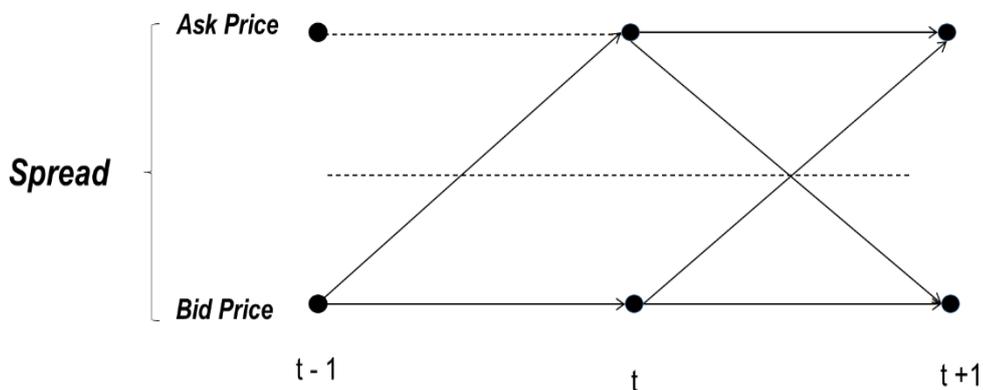
Uma das alternativas para cálculo do custo de capital próprio é feita com uso do *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) de Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966). O modelo envolve a expectativa de remuneração que o investidor possui pela alocação de recursos em ações de determinada empresa, representado por uma taxa de remuneração necessariamente superior a um investimento considerado livre de risco, ajustado ao risco da empresa. O coeficiente beta ( $\beta$ ) é a estimativa do risco de mercado, sistemático ou não diversificável. Com o CAPM, o investidor exige a remuneração somente pelo risco de mercado, sendo que o risco específico é mitigado pela diversificação de ativos em sua carteira de investimentos.

Infer-se que quanto maior o beta, maior será o retorno exigido pelos detentores de capital. Disso depreende-se que o aumento do retorno exigido pelo investidor contém, entre outros componentes, o da assimetria de informação (seleção adversa). Assim, quanto maior o beta, maior o custo do capital próprio, maior o grau de assimetria de informação. Botosan (1997) e Botosan e Plumlee (2002) usam o beta como variáveis em seus trabalhos, estudando sua associação com *disclosure* e assimetria de informação. Logo, tem-se que quanto maior o risco, mensurado via beta, maior o grau de assimetria de informação.

Por fim, tem-se que a rentabilidade empresarial é um quesito fundamental e, dependendo de sua magnitude, atrai a atenção do mercado em que investidores e analistas de mercado procuram boas alternativas de investimento. Essa atenção dos investidores e analistas de mercado apresenta a tendência de reduzir a assimetria de informação. Estudos de Leuz e Verrecchia (2000) e Bharath, Pasquariello e Wu (2009) contém essa abordagem. Disso, depreende-se que quanto maior a rentabilidade, menor o grau de assimetria de informação.

Sobre a variável dependente assimetria de informação, ela é obtida por meio da *proxy* BAS, sendo calculada pelo método de Roll (1984). Segundo Roll (1984), existem três possibilidades caso uma transação seja concretizada: (a) a transação é fechada em preço *bid*; (b) a transação é fechada em preço *ask*; e (c) a transação é fechada em um patamar de preço intermediário entre esses extremos. Considerando essas possibilidades, Roll (1984) afirma que, em um mercado eficiente, em que não há assimetria informacional, as transações seriam aleatoriamente fechadas entre esses dois extremos, conforme figura 1.

**Figura 1 - Spread de Roll**



Fonte: Roll (1984) e Mendes (2014)

O *ask price* é o preço mínimo pelo qual um vendedor aceitaria vender um determinado ativo. O *bid price* é o preço máximo que um comprador aceitaria pagar na compra desse mesmo ativo. Caso o *ask* e o *bid* não sejam o mesmo – o *ask* mais alto que o *bid* – qualquer transação somente é realizada a um preço que se encontre dentro desse intervalo. Quanto maior for essa

diferença, menor a possibilidade de que se encontre um preço comum que satisfaça as duas partes e a transação seja realizada (ROLL, 1984).

Para cálculo do BAS, considera-se a covariância defasada entre dois vetores, sendo um destes as rentabilidades diárias dos dias pares e o outro, a rentabilidade diária dos dias ímpares (todos dias úteis) – equação 1.

$$\text{Spread} = (2 \times \sqrt{-\text{covariância dos dois vetores}}) \quad (1)$$

Na operacionalização do cálculo do *spread* de Roll, com uso da equação (1), é necessário proceder-se conforme um algoritmo proveniente do trabalho de George, Kaul e Nimalendran (1991), de Bharath, Pasquariello e Wu (2009) e Mendes (2014), uma vez que não há sentido matemático para se extrair a raiz quadrada de um número negativo, caso a covariância entre os dois vetores seja um valor positivo – equação 2.

$$\text{Spread} = [(2 \times \text{dummy} \times \sqrt{-\text{covariância dos dois vetores}}) - (2 \times (1 - \text{dummy}) \times \sqrt{\text{covariância dos dois vetores}})] \quad (2)$$

A variável *dummy* é 1 se a covariância dos dois vetores for negativa; e zero, se for positiva. A tabela 1 apresenta um exemplo hipotético do cálculo do *spread* de Roll (1984).

**Tabela 1 - Exemplo de cálculo do *spread* de Roll**

Dia	Rj	Vetor	A (Ímpar)	B (Par)	A-Média	B-Média	COV
1	1,0%	A	1,00%	2,00%	0,60%	-0,60%	-0,0036%
2	2,0%	B	1,00%	5,00%	0,60%	2,40%	0,0144%
3	1,0%	A	-2,00%	3,00%	-2,40%	0,40%	-0,0096%
4	5,0%	B	-2,00%	2,00%	-2,40%	-0,60%	0,0144%
5	-2,0%	A	4,00%	1,00%	3,60%	-1,60%	-0,0576%
6	3,0%	B					
7	-2,0%	A					
8	2,0%	B					
9	4,0%	A					
10	1,0%	B					
<b>Média</b>			<b>0,40%</b>	<b>2,60%</b>			
<b>COV</b>	COV = $\sum (A - \bar{A}) \times (B - \bar{B}) / (n - 1) = -0,0420\% / 4 =$						<b>-0,0105%</b>
<b>Spread</b>	Spread = $(2 \times \sqrt{-\text{covariância dos dois fatores}}) = 2 \times \sqrt{-(-0,0105\%)} =$						<b>2,0494%</b>

A tabela 2 apresenta o resultado de testes empíricos em que a variável dependente é BAS, sendo calculada por meio de *proxies* que incluem o método de Roll (1984), entre outros.

Tabela 2 – Resultado de estudos empíricos

Variáveis independentes e de controle			Ryan (1996)		Yohn (1998)		Leuz e Verrecchia (2000)		Gassen e Sellhorn (2006)		Drake, Myers e Yao (2010)		L
Sigla	Nome	Sinal esperado	Sinal	NS	Sinal	NS	Sinal	NS	Sinal	NS	Sinal	NS	Sinal
<b>IFRS</b>	Adoção obrigatória das IFRS	-	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	-	5%	-	1%	+	1%	-
<b>NGOV</b>	Nível diferenciado governança	-	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	- (NM) e N1 + (N1)
<b>ADR</b>	Emissão ADR	-	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	-
<b>ANAL</b>	Quantidade de analistas	-	n.a.	n.a.	-	1%	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
<b>TAM</b>	Tamanho da empresa	-	n.a.	n.a.	-	1%	-	1%	-	5%	n.a.	n.a.	n.a.
<b>FF</b>	<i>Free float</i>	-	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	-	5%	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
<b>RISCO</b>	Risco sistemático (beta)	+	+	10%	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
<b>RENT</b>	Rentabilidade empresarial.	-	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	+	1%	n.a.

NS = nível de significância; n.a. = não aplicável; s.s. = sem significância, NM = Novo Mercado, N1 = Nível 1 e N2 = Nível 2

### 3. METODOLOGIA

O problema de pesquisa deste estudo é verificar se o aumento do nível de transparência ou *disclosure* reduz a assimetria de informação das companhias. Para tanto, são desenvolvidas as seguintes hipóteses:

H1 – A adesão às IFRS reduz a assimetria de informação

H2 – A adesão aos segmentos diferenciados de listagem da BM&FBovespa reduz a assimetria de informação

H3 – A emissão de ADR reduz a assimetria de informação

H4 – Uma maior quantidade de analistas de mercado, reduz o grau de assimetria de informação

A população de interesse são as empresas de capital aberto, incluindo as financeiras, no Brasil. A amostra é constituída pelas empresas que estão listadas na BM&FBovespa em março de 2016. O período de análise é de 11 anos, sendo de 2005 a 2015. As fontes dos dados são Bloomberg, para a *proxy* de assimetria de informação – BAS, quantidade de analistas e data de emissão de ADR. E Capital IQ para os demais dados. O *software* utilizado é o Stata, versão 12. A evolução da amostra final é apresentada na tabela 3. Como limitação do presente estudo, registra-se que são consideradas somente as empresas sobreviventes e ativas em 2015.

**Tabela 3 – Evolução da amostra final**

<b>Amostra</b>	<b>Quantidade de empresas</b>
(+) Inicial	473
(-) Fundos negociados na BM&FBovespa, balcão e outros ativos	145
(-) Empresas do segmento Bovespa Mais	11
(-) Dados não disponíveis ou inconsistentes	30
(=) Final	287

A fim de testar as hipóteses mencionadas são utilizados testes de estatística descritiva, correlação e regressão com dados em painel. Os testes de pressupostos do modelo de regressão realizados são: normalidade, homocedasticidade e ausência de autocorrelação serial dos resíduos, linearidade dos coeficientes, ausência de multicolinearidade entre as variáveis independentes e de controle, teste de efeitos fixos ou aleatórios dos resíduos.

A equação 3 apresenta o modelo econométrico do presente estudo.

$$BAS_{it} = a + b_1IFRS_{it} + b_2NGOV_{it} + b_3ADR_{it} + b_4ANALIST_{it} + b_5TAM_{it} + b_6FF_{it} + b_7BETA_{it} + b_8ROE_{it} + u_{it} \quad (3)$$

As variáveis dos modelos estão descritas no quadro 1.

**Quadro 1 – Descrição das variáveis**

<b>Variável dependente</b>			
<b>Sigla</b>	<b>Sinal esperado</b>	<b>Nome</b>	<b>Fórmula</b>
BAS	N.A.	<i>Bid-ask spread</i>	Vide equação 2
<b>Variáveis independentes</b>			
<b>Sigla</b>	<b>Sinal esperado</b>	<b>Nome</b>	<b>Fórmula</b>
IFRS	-	<i>Dummy</i> de adoção obrigatória das IFRS	Não adoção (2005 a 2009) = 0 Adoção (2010 a 2015) = 1
NGOV	-	<i>Dummy</i> de nível diferenciado de governança corporativa	Nível tradicional ou básico = 0 Novo Mercado, Nível 2 e Nível 1 = 1
ADR	-	<i>Dummy</i> de emissão de ADR	Não possui ADR = 0 Possui ADR = 1 Considera-se o ano de emissão do principal ADR da empresa.
ANALIST	-	Analistas que monitoram o desempenho da empresa	Quantidade de analistas
<b>Variáveis de controle</b>			
TAM	-	Tamanho	Ln (ativo total)
FFLOAT	-	<i>Free float</i>	Quantidade de ações não detidas pelos controladores da empresa / Quantidade de ações total
BETA	+	Componente de risco sistemático (beta)	$Beta = COV_{R_j, R_m} / VAR_{R_m}$ Em que: $COV_{R_j, R_m}$ = Covariância entre o retorno da ação e o retorno do mercado (Ibovespa) dos últimos 30 meses para cada ano, frequência semanal $VAR_{R_m}$ = Variância do retorno do mercado dos últimos 30 meses para cada ano, frequência semanal
ROE	-	<i>Return on equity</i>	$ROE = \text{Lucro líquido} / \text{Patrimônio líquido}$

#### 4. ANÁLISE DE RESULTADOS

A tabela 4 descreve as principais características das variáveis. Para a variável dependente BAS, com valor médio de 2,15%, identifica-se um conjunto de 2.714 observações, de um total de 3.157 possíveis, considerado 287 empresas e 11 anos de análise. As observações ausentes dessa variável devem-se a uma situação pré-operacional da empresa ou a não negociação de suas ações nos pregões da BM&FBovespa.

**Tabela 4 – Estatística Descritiva**

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
bas	2714	.0215587	.027389	.0002195	.5185601
ifrs	3157	.5454545	.4980085	0	1
ngov	3157	.6132404	.487085	0	1
adr	3157	.1818182	.3857557	0	1
analist	2732	5.410322	6.68743	0	27
tam	2964	21.33463	2.000648	6.907755	27.9683
ff	2724	32.11097	30.31416	0	100
beta	2417	.5701038	.3756575	.00004	2.45014
roe	2882	.1237	.2596365	-1.008705	1.934708

Quanto à quantidade de analistas (ANALIST), verifica-se uma média de 5,4 profissionais, havendo dispersão significativa. Por sua vez, a variável "tamanho", trabalha-se com o logaritmo neperiano do total de ativos. A média do tamanho corporativo situa-se em um patamar de R\$ 1,842 bilhões, o que indica que as empresas objeto da amostra deste estudo são de grande porte.

Para a variável *free float* (FF) das ações da empresa, encontra-se a média de 32,11%, o que indica o grau de pulverização dessas ações no mercado de capitais brasileiro. Salienta-se que pelas regras atuais da BM&FBovespa, para pertencer ao Novo Mercado, são necessários 25% de *free float*, no mínimo.

O beta médio das empresas avaliadas está em 0,57, com desvio-padrão de 0,37. As ações são conservadoras ( $0 < \text{beta} < 1$ ) ou agressivas ( $> 1$ ), em relação à média de mercado (ações do Ibovespa = 1). Em relação ao ROE, o valor médio situa-se em 12,37% a.a., desvio-padrão de 25,96% a.a., valor mínimo de rentabilidade negativa de 100% a.a. e valor máximo em rentabilidade positiva de 193% a.a. As empresas da amostra, portanto, na média são lucrativas, porém há grande oscilação na magnitude dos resultados. Ratifica-se que a amostra do presente estudo engloba também empresas financeiras. Quanto às demais variáveis independentes (IFRS, NGOV, ADR), por se tratarem de variáveis *dummies*, não é aplicável o cálculo de sua estatística descritiva.

A tabela 5 apresenta a análise de correlação e suas significâncias, em nível de 5%, entre as variáveis do modelo econométrico. Com relação aos sinais esperados, todas as variáveis se comportam conforme as expectativas relatadas no quadro 1, com exceção à variável de controle de rentabilidade medida pelo ROE, que apresentou associação positiva com BAS. Esses resultados indicam uma aderência às hipóteses H1, H2, H3, H4, bem como às variáveis de controle TAM, FF e BETA.

**Tabela 5 – Matriz de correlação entre as variáveis do modelo**

	bas	ifrs	ngov	adr	analist	tam	ff	beta	roe
bas	1.0000								
ifrs	-0.0642 0.0008	1.0000							
ngov	-0.2052 0.0000	0.0000 <b>1.0000</b>	1.0000						
adr	-0.1274 0.0000	0.1137 0.0000	0.2631 0.0000	1.0000					
analist	-0.2249 0.0000	0.1443 0.0000	<b>0.5523</b> 0.0000	<b>0.5435</b> 0.0000	1.0000				
tam	-0.2836 0.0000	0.1811 0.0000	0.3802 0.0000	<b>0.5154</b> 0.0000	<b>0.6238</b> 0.0000	1.0000			
ff	-0.0244 <b>0.2042</b>	0.3905 0.0000	0.3060 0.0000	0.2231 0.0000	0.3487 0.0000	0.2399 0.0000	1.0000		
beta	0.0333 <b>0.1028</b>	-0.0392 0.0539	0.3943 0.0000	0.3331 0.0000	0.4595 0.0000	0.3788 0.0000	0.2213 0.0000	1.0000	
roe	0.0490 0.0124	-0.0787 0.0000	-0.0218 <b>0.2430</b>	-0.0312 <b>0.0936</b>	0.0833 0.0000	-0.0307 <b>0.1006</b>	-0.0372 0.0571	-0.0404 0.0510	1.0000

Verifica-se ainda os níveis mais fortes de correlação positiva entre as variáveis independentes e de controle ANALIST e NGOV (55,23%); ANALIST e ADR (54,35%); TAM e ADR (51,54%) e TAM e ANALIST (62,38%), o que permite inferir a existência de endogenia entre as características de empresas de maior porte, pertencentes aos segmentos de listagem mais robustos de governança corporativa, que têm ações negociadas nos Estados Unidos e que possuem um maior número de analistas monitorando seus desempenhos.

O teste de Hausman aponta para a existência de um modelo com efeitos fixos, rejeitando a hipótese nula do teste ao nível de 5% (Prob>chi2 = 0.0017). Usando o *software* Stata 12, aplica-se o teste de Wald para heterocedasticidade (prob>chi2 = 0.0000); teste de Wooldridge para autocorrelação serial (prob > F = 0.0462) e teste para a normalidade dos resíduos, com (Prob>chi2 = 0.0000) para todas variáveis. Quanto ao pressuposto da multicolinearidade, o fator de inflação de variância (VIF) = 1,126, o que não caracteriza a existência de multicolinearidade.

A tabela 6 aponta os resultados da regressão com dados em painel com problemas de heterocedasticidade e autocorrelação serial corrigidos pelo método de Driscoll e Kraay (1998). O teste F permite afirmar que o modelo é estatisticamente significativo e indica a adequação da especificação da linearidade dos parâmetros.

**Tabela 6 - Análise da regressão com dados em painel**

Regression with Driscoll-Kraay standard errors	Number of obs	=	2309
Method: Fixed-effects regression	Number of groups	=	283
Group variable (i): id	F( 8, 10)	=	975.82
maximum lag: 2	Prob > F	=	0.0000
	within R-squared	=	0.0407

	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ifrs	-.0032799	.0014926	-2.20	<b>0.053</b>	-.0066057 .0000459
ngov	0	(omitted)			
adr	.0015152	.0017606	0.86	0.410	-.0024076 .0054379
analist	-.000563	.0002237	-2.52	<b>0.031</b>	-.0010614 -.0000646
tam	-.0010389	.0006679	-1.56	0.151	-.0025271 .0004494
ff	.0000744	.0000427	1.74	0.112	-.0000207 .0001696
beta	.0081623	.0024232	3.37	<b>0.007</b>	.002763 .0135617
roe	.006502	.0075943	0.86	0.412	-.0104191 .0234232
_cons	.0395372	.0154237	2.56	<b>0.028</b>	.0051711 .0739033

Sobre as variáveis independentes, tem-se que as variáveis IFRS e ANALIST possuem significância estatística, confirmando a H1 e H4. A omissão de NGOV do modelo decorre do fato de sua classificação ser somente a mais atual, tornando-a tempo-invariante no período de análise. A variável de controle BETA possui significância estatística e relação positiva com o BAS, ratificando a expectativa relatada no quadro 1.

Quanto à variável ADR, não apresenta significância estatística, bem como a associação com BAS não está aderente à expectativa inicial, o que induz à rejeição de H3. As variáveis de controle TAM, FF e ROE também estão sem significância estatística e somente TAM possui o sinal de associação com BAS de acordo com a expectativa do quadro 1.

## 5. CONCLUSÃO

O trabalho estuda os benefícios econômicos da transparência ou *disclosure* empresarial. Avalia-se a redução da assimetria de informação que é componente do custo de capital próprio, em função da adoção das IFRS obrigatoriamente no Brasil, do nível de compromisso com governança corporativa (NGOV), da emissão de ADR junto à Bolsa de Nova Iorque e da quantidade de analistas (ANALIST) que monitoram o desempenho da empresa. Há também quatro variáveis de controle que são tamanho (TAM), *free float* (FF), risco (BETA) e rentabilidade (ROE). Utiliza-se a *proxy bid-ask spread* (BAS), segundo o método de Roll (1984), para estimar a assimetria de informação, como variável dependente.

As hipóteses são testadas por meio de uma amostra final de 287 companhias, incluindo financeiras, entre 2005 e 2015, cujos dados são obtidos por meio das bases Bloomberg e Capital IQ. O resultado obtido é aderente à expectativa inicial e consonante com os estudos de Armstrong *et al.* (2011), Botosan (1997), Botosan e Plumlee (2002), Easley e O'hara (2004) e Leuz e Verrecchia (2000), no sentido de que um maior *disclosure* empresarial implica em benefício econômico, na forma de redução da assimetria de informação. Tal fato é verificado com a confirmação das hipóteses H1 (IFRS) e H4 (ANALIST).

Sobre a adoção mandatória das IFRS (H1) no Brasil, esperava-se que tal fato impactasse de forma negativa o BAS das empresas. O resultado obtido confirma os benefícios econômicos advindos da adoção de um padrão internacional de contabilidade. Por sua vez, quanto à adesão aos níveis diferenciados de governança (H2), a variável é omitida do modelo pelas razões expostas no item 4 – Análise de Resultados. A expectativa inicial do estudo é a de que houvesse associação negativa, uma vez que a transparência é um dos princípios da governança corporativa. Logo, infere-se que os efeitos da governança corporativa podem não estar sendo efetivamente captados pelas empresas. Ressalta-se, como citado em BM&FBovespa (2016), há trabalhos em andamento, de audiência pública, objetivando a revisão dos critérios de segmentos de listagem, o que pode contribuir para o aperfeiçoamento de mercado. Quanto à ADR (H3), não é possível confirmar a expectativa inicial de que a emissão de ADR junto à Bolsa de Valores de Nova Iorque reduza a assimetria de informação pelo maior grau de exigência do mercado americano.

Sobre as variáveis de controle, a variável tamanho possui sinal de acordo com a teoria de finanças, porém sem significância estatística. Reforça-se que as empresas de maior porte chamam mais a atenção do mercado, dos analistas financeiros, da mídia e dos investidores de forma geral. Tal fato se traduz em redução da assimetria de informação. Quanto ao *free float*, o coeficiente da variável de controle é positivo, contrário à expectativa inicial. Além disso, não há significância estatística. Esperava-se que o *free float*, por ser o oposto da concentração de capital, reduzisse a assimetria de informação. Por fim, a variável BETA, além de ter sinal em conformidade com a expectativa, associação positiva com BAS, possui significância estatística.

Em síntese, como resultado, as variáveis explicativas e de controle, com significância estatística, que possuem sinal de acordo com as teorias e hipóteses apresentadas, são a adesão mandatória ao padrão internacional de contabilidade IFRS, a maior quantidade de analistas que monitoram a empresa, e o risco empresarial medido pelo beta. Não apresentaram significância estatística a variável independente emissão de ADR e as variáveis de controle tamanho, *free float* e rentabilidade. A variável NGOV é omitida do modelo.

Assim, pelo presente estudo, um maior *disclosure*, proveniente da informação contábil e da atividade dos analistas de mercado, contribui para a redução da assimetria de informação que, pela mitigação do fenômeno de seleção adversa, em consequência, conduz a um menor de capital, com reflexo positivo para o valor da corporação.

Como sugestões para estudos futuros e aprimoramento deste artigo, recomenda-se: a) usar outras *proxies* de assimetria de informação como, por exemplo, a probabilidade de negociação com informação privilegiada (PIN); b) considerar outras variáveis de *disclosure*, tais como o grau de detalhamento e exposição de informações nos relatórios periódicos; c) incluir índice de nível de *enforcement* praticado por órgãos governamentais e reguladores, considerando uma amostra que inclua outros países; d) aprofundar os estudos sobre os efeitos econômicos da adoção mandatória das IFRS no Brasil.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AHMED, Kamran; CHALMERS, Keryn; KHLIF, Hichem. *A meta-analysis of IFRS adoption effects*. *The International Journal of Accounting*, v. 48, n. 2, p. 173-217, 2013.

AKERLOF, George A. *The market for "lemons": Quality uncertainty and the market mechanism*. *The Quarterly Journal of Economics*, p. 488-500, 1970.

ARMSTRONG, Christopher S.; CORE, John E.; TAYLOR, Daniel J.; VERRECCHIA, Robert E. *When does information asymmetry affect the cost of capital?* *Journal of Accounting Research*, v. 49, n. 1, p. 1-40, 2011.

BHARATH, Sreedhar T.; PASQUARIELLO, Paolo; WU, Guojun. *Does asymmetric information drive capital structure decisions?* *Review of Financial Studies*, v. 22, n. 8, p. 3211-3243, 2009.

BM&FBOVESPA. **Processo de evolução dos Segmentos Especiais**. Disponível em <[http://www.bmfbovespa.com.br/pt\\_br/a-bm-fbovespa/imprensa/ultimos-releases/bm-fbovespa-inicia-o-processo-de-evolucao-dos-segmentos-especiais.htm](http://www.bmfbovespa.com.br/pt_br/a-bm-fbovespa/imprensa/ultimos-releases/bm-fbovespa-inicia-o-processo-de-evolucao-dos-segmentos-especiais.htm)> Acesso em 14 abr. 2016. Divulgado em 15/03/2016.

BOTOSAN, Christine A. *Disclosure level and the cost of equity capital*. *Accounting Review*, p. 323-349, 1997.

\_\_\_\_\_; PLUMLEE, Marlene A. *A re-examination of disclosure level and the expected cost of equity capital*. *Journal of Accounting Research*, v. 40, n. 1, p. 21-40, 2002.

BROCKMAN, Paul; KHURANA, Inder K.; MARTIN, Xiumin. *Voluntary disclosures around share repurchases*. *Journal of Financial Economics*, v. 89, n. 1, p. 175-191, 2008.

BYUN, Hae-Young; HWANG, Lee-Seok; LEE, Woo-Jong. *How does ownership concentration exacerbate information asymmetry among equity investors?* *Pacific-Basin Finance Journal*, v. 19, n. 5, p. 511-534, 2011.

CORE, John E. *A review of the empirical disclosure literature: discussion*. *Journal of Accounting and Economics*, v. 31, n. 1, p. 441-456, 2001.

DALMÁCIO, Flávia Zóboli; LOPES, Alexandro Broedel; REZENDE, Amaury José; SARLO NETO, Alfredo. **Uma análise da relação entre governança corporativa e acurácia das previsões dos analistas do mercado brasileiro**. RAM, REV. ADM. MACKENZIE, V. 14, N. 5, São Paulo, Set e Out, 2013.

DASKE, Holger; HAIL, Luzi; LEUZ, Christian; VERDI, Rodrigo. *Mandatory IFRS reporting around the world: Early evidence on the economic consequences*. *Journal of Accounting Research*, v. 46, n. 5, p. 1085-1142, 2008.

DHALIWAL, Dan S.; LI, Oliver Zhen; TSANG, Albert; YANG, Yong George. *Voluntary nonfinancial disclosure and the cost of equity capital: The initiation of corporate social responsibility reporting*. *The Accounting Review*, v. 86, n. 1, p. 59-100, 2011.

DRAKE, Michael S.; MYERS, Linda A.; YAO, Lijie. **Are Liquidity Improvements Around the Mandatory Adoption of IFRS Attributable to Comparability Effects or to Quality Effects?** *Working paper*. Disponível em SSRN:<<http://ssrn.com/abstract=1466353> ou <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1466353>>. Setembro, 2010.

- DRISCOLL, John C.; KRAAY, Aart C. *Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data*. **Review of economics and statistics**, v. 80, n. 4, p. 549-560, 1998.
- DYE, Ronald A. *An evaluation of “essays on disclosure” and the disclosure literature in accounting*. *Journal of Accounting and Economics*, v. 32, n. 1, p. 181-235, 2001.
- EASLEY, David; O'HARA, Maureen. *Information and the cost of capital*. **The Journal of Finance**, v. 59, n. 4, p. 1553-1583, 2004.
- FERNANDES, Edson Carlos. **O que significa a adoção inicial dos IFRS?** Revista RI – Instituto Brasileiro de Relações com Investidores – Contabilidade. Número 146, setembro, 2010.
- FRANCIS, Jennifer; NANDA, Dhananjay; OLSSON, Per. *Voluntary disclosure, earnings quality, and cost of capital*. **Journal of Accounting Research**, v. 46, n. 1, p. 53-99, 2008.
- FU, Renhui; KRAFT, Arthur; ZHANG, Huai. *Financial reporting frequency, information asymmetry, and the cost of equity*. **Journal of Accounting and Economics**, v. 54, n. 2, p. 132-149, 2012.
- GASSEN, Joachim; SELFHORN, Thorsten. *Applying IFRS in Germany: Determinants and Consequences*. *Working paper*. Disponível em SSRN: <<http://ssrn.com/abstract=906802> ou <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.906802>>. Julho, 2006.
- GEORGE, Thomas J.; KAUL, Gautam; NIMALENDRAN, Mahendrarajah. *Estimation of the bid-ask spread and its components: a new approach*. **Review of Financial Studies**, v. 4, n. 4, p. 623-656, 1991.
- HOLTHAUSEN, Robert W. *Accounting standards, financial reporting outcomes, and enforcement*. **Journal of Accounting Research**, v. 47, n. 2, p. 447-458, 2009.
- HOSKISSON, Robert E.; HITT, Michael A.; JOHNSON, Richard A.; GROSSMAN, Wayne. *Conflicting voices: The effects of institutional ownership heterogeneity and internal governance on corporate innovation strategies*. **Academy of Management Journal**, v. 45, n. 4, p. 697-716, 2002.
- IBGC, Instituto Brasileiro de Governança Corporativa. **Código das melhores práticas de governança corporativa**. 5ª. edição. São Paulo: Instituto Brasileiro de Governança Corporativa., 2015.
- JENSEN, Michael C. *Agency cost of free cash flow, corporate finance, and takeovers*. **American Economic Review**, v. 76, n. 2, 1986.
- LANG, Mark H.; LINS, Karl V.; MILLER, Darius P. ADRs, analysts, and accuracy: Does cross listing in the United States improve a firm's information environment and increase market value? **Journal of Accounting Research**, v. 41, n. 2, p. 317-345, 2003.
- LEUZ, Christian; VERRECCHIA, Robert E. *The Economic Consequences of Increased Disclosure*. **Journal of Accounting Research**, v. 38, p. 91-124, 2000.
- LIMA, Rogério Abrahão de; TEIXEIRA, Arilton Carlos C.; LOPES, Aleksandro Broedel; TEIXEIRA, Aridélmo J. C. **O bid-ask spread e a governança certificada: uma investigação no mercado de capitais brasileiro em 2006**. *Advances in Scientific and Applied Accounting*, v. 4, n. 1, p. 101-125, 2011.

- LINTNER, J. *The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets*. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, MA, USA, v.47, n.1, p.13-37, fevereiro, 1965.
- LOURENÇO, Isabel Costa; BRANCO, Manuel Castelo. **A governança corporativa e o efeito da adoção das IFRS: o caso brasileiro**. *Revista Universo Contábil*, v. 11, n. 1, p. 157-172, 2015.
- MENDES, Eduardo Alexandre. *A teoria do equity market timing e a assimetria informacional: testes para o mercado norte-americano (1988-2012)*. Tese, Doutorado em Administração de Empresas, Universidade Presbiteriana Mackenzie, 2014.
- MOSSIN, J. *Equilibrium in a capital asset market*. *Econometrica*, Oxford, UK, v.34, n.4, p.768-783, outubro 1966.
- MULLER III, Karl A.; RIEDL, Edward J.; SELLHORN, Thorsten. *Mandatory fair value accounting and information asymmetry: Evidence from the European real estate industry*. *Management Science*, v. 57, n. 6, p. 1138-1153, 2011.
- MYERS, S. C.; MAJLUF, N. S. *Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have*. *Journal of Financial Economics*, v. 13, n. 2, p. 187-221, 1984.
- MYERS, Stewart C. *The capital structure puzzle*. *The Journal of Finance*, v. 39, n. 3, p. 575-592, julho, 1984.
- PIRES, Clênia de Oliveira; MACAGNAN, Clea Beatriz. **Governança corporativa e assimetria de informação: uma revisão desta relação**. *Revista Brasileira de Administração Científica*, Aquidabã, v.4, n.4, Jul, Ago, Set, Out, Nov, Dez, 2013.
- ROLL, Richard. *A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market*. *The Journal of Finance*, v. 39, n. 4, p. 1127-1139, 1984.
- RYAN, Huldah A. *The use of financial ratios as measures of risk in the determination of the bid-ask spread*. *Journal of Financial and Strategic Decisions*, v. 9, n. 2, p. 33-41, 1996.
- SAITO, Richard; SILVEIRA, Alexandre Di Miceli da. **Governança corporativa: custos de agência e estrutura de propriedade**. *Revista de Administração de Empresas*, v. 48, n. 2, p. 79-86, 2008.
- SHARPE, WILLIAM F. *Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk*. *The Journal of Finance*, v. 19, n. 3, pp. 425-442, setembro 1964.
- SHROFF, Nemit; SUN, Amy X.; WHITE, Hall D.; ZHANG, Weining. *Voluntary disclosure and information asymmetry: Evidence from the 2005 securities offering reform*. *Journal of Accounting Research*, v. 51, n. 5, p. 1299-1345, 2013.
- VERRECCHIA, Robert E. *Essays on disclosure*. *Journal of Accounting and Economics*, v. 32, n. 1, p. 97-180, 2001.
- YOHN, Teri Lombardi. *Information asymmetry around earnings announcements*. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, v. 11, n. 2, p. 165-182, 1998.