



Revista Universo Contábil, ISSN 1809-3337  
Blumenau, v. 12, n. 4, p.129-151, out./dez., 2016

doi:10.4270/ruc.2016431

Disponível em [www.furb.br/universocontabil](http://www.furb.br/universocontabil)



---

## **A RELAÇÃO ENTRE O MONITORAMENTO DOS ANALISTAS DE MERCADO E AS CARACTERÍSTICAS DE VALUATION DAS COMPANHIAS BRASILEIRAS<sup>1</sup>**

### **RELATION BETWEEN ANALYST FOLLOWING AND ASPECTS OF VALUATION IN BRAZILIAN PUBLIC FIRMS**

### **LA RELACIÓN ENTRE EL MONITORAMIENTO DE LOS ANALISTAS DE MERCADO Y LAS CARACTERÍSTICAS DE VALUATION DE LAS COMPAÑÍAS BRASILEÑAS**

#### **Gerlando Augusto Sampaio Franco de Lima**

Doutor em Controladoria e Contabilidade pela FEA/USP  
Professor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da USP  
Endereço: Av. Prof. Luciano Gualberto, 908, FEA3, Cidade Universitária  
CEP 05508-900 – São Paulo - SP – Brasil  
E-mail: [gerlando@usp.br](mailto:gerlando@usp.br)  
Telefone: (11) 3091-5820

#### **Marcia Martins Mendes De Luca**

Doutora em Controladoria e Contabilidade (USP)  
Professora Associada da Universidade Federal do Ceará (UFC)  
Endereço: Av. da Universidade, 2431, Benfica  
CEP: 60.020-180 – Fortaleza - CE – Brasil  
E-mail: [marciadedeluca@ufc.br](mailto:marciadedeluca@ufc.br)  
Telefone: (85) 3366-7802

## **RESUMO**

Dentre os diversos benefícios da atividade desempenhada pelos analistas de mercado, destacam-se: acrescentar valor à empresa e diminuir a assimetria de informação e o custo de capital (CHANG; DASGUPTA; HILARY, 2006). O presente estudo analisa o impacto do monitoramento desses analistas em características de *valuation* das companhias abertas brasileiras. Para se alcançar o objetivo, são realizadas regressões, com dados em painel, em uma amostra de 63 empresas, no período de 1997 a 2012, contemplando entre 300 e 2.300 observações. Após a formulação e o teste de três hipóteses, nenhuma delas foi rejeitada. Na primeira hipótese, percebe-se uma correlação positiva e significativa entre o número de analistas que seguem a empresa e seu respectivo valor. Na segunda hipótese, as empresas com valor do Ativo no primeiro quartil (as pequenas) apresentam melhor correlação entre número de analistas e valor, em comparação com as do quarto quartil (grandes empresas). Na terceira hipótese, no conjunto de todas as empresas, a variável número de analistas é significativa e negativa, mostrando uma correlação segundo a qual quanto maior for o número analistas, menor é o custo de capital próprio. Assim, de acordo com os resultados obtidos, confirma-se a tese de

---

<sup>1</sup>Artigo recebido em 29.10.2016. Revisado por pares em 25.11.2016. Reformulado em 21.12.2016. Recomendado para publicação em 24.12.2016 por Paulo Roberto da Cunha. Publicado em 29.12.2016. Organização responsável pelo periódico: FURB.

que o acompanhamento das empresas brasileiras de capital aberto pelos analistas de mercado, indiretamente diminuindo a assimetria de informação, produz efeito positivo.

**Palavras-chave:** Contabilidade financeira. Valor. Analistas de mercado. Assimetria de informação. Custo de capital.

## ABSTRACT

Analyst following is associated with a range of benefits, especially company valuation and reduction of information asymmetry and capital cost (Chang; Dasgupta; Hilary, 2006). In this study we evaluated the impact of analyst following on aspects of valuation in Brazilian public firms by submitting panel data from 63 firms, in the period 1997-2012 (between 300 and 2,300 observations), to regression analysis. Three hypotheses were formulated and tested, but none was rejected. The first tested whether the number of analysts was significantly and positively correlated with market value. The second tested whether the correlation between the number of analysts and market value was stronger in small firms (assets in the first quartile) than in large firms (assets in the fourth quartile). The third (based on the complete sample) tested whether the number of analysts was significantly and negatively correlated with capital cost. Our results confirm that analyst following has a positive effect on Brazilian public firms by indirectly reducing information asymmetry.

**Keywords:** Financial accounting. Value. Market analysts. Information asymmetry. Capital cost.

## RESUMEN

Entre los diversos beneficios de la actividad desempeñada por los analistas de mercado, se destacan: agregar valor a la empresa y disminuir la asimetría de información y el costo de capital (CHANG; DASGUPTA; HILARY, 2006). El presente estudio analiza el impacto del monitoramiento de estos analistas en características de *valuation* de las compañías abiertas brasileñas. Para lograr el objetivo, se realizan regresiones, con datos de panel, de 63 empresas, contemplando entre 300 y 2.300 observaciones, entre 1997 y 2012. Después de la formulación y el sondeo de tres hipótesis, ninguna de ellas fue rechazada. En la primera hipótesis, aparece una correlación positiva y significativa entre el número de analistas que siguen a la empresa y su respectivo valor. En la segunda hipótesis, las empresas con valor de Activo en el primer cuadrante (las pequeñas) presentan mejor correlación entre número de analistas y valor, en comparación a las del cuarto cuadrante (grandes empresas). En la tercera hipótesis, en el conjunto de todas las empresas, la variable número de analistas es significativa y negativa, mostrando una correlación, según la cual, a mayor número de analistas menor es el costo de capital propio. De esta forma, de acuerdo a los resultados obtenidos, se confirma la tesis de que, disminuyendo indirectamente la asimetría de información, el seguimiento a las empresas brasileñas de capital abierto por parte de los analistas de mercado, produce un efecto positivo.

**Palabras-clave:** Contabilidad financiera. Valor. Analistas de mercado. Asimetría de información. Costo de capital.

## 1 INTRODUÇÃO

No processo decisório, a informação constitui um dos principais recursos para ajudar a diminuir o risco, ou seja, diminuir a probabilidade de perdas e assimetria de informação entre empresas e investidores. A assimetria de informação caracteriza-se quando alguma parte em um negócio detém mais vantagem informacional do que outra. Nesse contexto, podem ser considerados dois tipos de problema com a assimetria de informação: a seleção adversa e o risco moral. A seleção adversa ocorre quando algum *player* (gestor ou qualquer outro *insider*) conhece muito mais do que os *stakeholders* sobre a condição corrente e futura da empresa. Já

o risco moral é o tipo de assimetria informacional em que um *player* muda o comportamento de acordo com seus interesses após uma transação financeira (LIMA, 2013).

Considerando a relevância da assimetria informacional e suas consequências para o mercado, destacam-se alguns estudos seminais. Akerlof (1970) afirma que a seleção adversa cria sérias distorções no mercado, punindo e afastando os produtos e serviços de mais qualidade, além de criar custos adicionais para minorar as imperfeições. Para Spence (1973), fundamentado na teoria da sinalização, os empregadores pagarão salários mais altos para os trabalhadores com uma educação maior, porque sabem que a proporção de empregados com alta habilidade é maior entre os que obtiveram maior grau de educação. Especificamente sobre a impossibilidade de mercados acionários eficientes em termos informacionais, Grossman e Stiglitz (1980) afirmam que, levando em conta os custos de obter a informação e o equilíbrio entre investidores informados e não-informados, os preços não podem refletir as informações disponíveis. A motivação pela obtenção da vantagem informacional tem como finalidade o lucro no mercado acionário (GROSSMAN; STIGLITZ, 1980).

Assim como a contabilidade, os analistas de mercado figuram entre os mais importantes intermediários de informação entre empresas e investidores. Os analistas desempenham papel importante, pois capturam as informações, estudam-nas e filtram-nas, recolocando-as no mercado; ou seja, seu principal papel consiste em incorporar todas as informações possíveis (públicas e privadas) e formar previsões, diminuindo a assimetria. Portanto, seu papel como provedores de informação é visto como um importante veículo para o desenvolvimento do mercado de capitais (HEALY; PALEPU, 2001).

Segundo Chung e Jo (1996), estudiosos como Abarbanell (1991) e Stickel (1991) se preocuparam apenas com o conteúdo informacional das previsões dos analistas; enquanto isso, Brown e Rozeff (1978), Brown et al. (1987), Fried e Givoly (1982), Kross, Ro e Schroeder (1990) e Welch (1984) se preocuparam apenas com a acurácia da previsão dos analistas em relação às previsões estatísticas ou previsões de gestores. Ainda segundo Chung e Jo (1996), era tão grande a preocupação com a acurácia e os modelos estatísticos, que é quase impossível encontrar em evidência estudos que levem em conta o número de analistas que seguem empresas, principal assunto a ser aqui abordado, e que diferencia o estudo das demais pesquisas.

Com efeito, “apesar do papel fundamental desempenhado por analistas no mercado financeiro, as causas de os analistas seguirem as empresas não têm recebido muita atenção na literatura” (CHUNG; JO, 1996, p. 1). Com base em pesquisas empíricas, Chung e Jo (1996, p. 494) afirmam que “existe uma grande variação na quantidade de analistas que seguem empresas diferentes. Enquanto algumas empresas são continuamente monitoradas por um grande número de analistas, outras recebem muito pouca atenção”. Essa cultura pode acarretar o aumento da assimetria de informação nas empresas menos seguidas, e vice-versa.

Como a assimetria informacional sempre pode aumentar, vários tipos de problema são suscetíveis de ocorrer no mercado financeiro em relação às empresas que apresentem tais características, como, por exemplo, vieses na mensuração dos ativos, conflitos entre gestores e *stakeholders* e entre acionistas minoritários e acionistas majoritários, gerenciamento de resultados e questões relacionadas a planos de recompensa. Em relação a vieses ocasionados na precificação dos ativos, se uma empresa não publica informações, ou suas informações não são facilmente avaliadas pelo mercado, o seu risco sobe e, conseqüentemente, também a taxa de retorno requerida pelos investidores. Dessa forma, e por via de consequência, diminui o valor presente de seus fluxos futuros de caixa, sendo, então, mal avaliada, ou perdendo valor.

Inserindo-se o Brasil como um país em desenvolvimento no contexto internacional, com uma bolsa de valores com alta capitalização de mercado, é interessante notar que não se percebem muitas pesquisas brasileiras com conteúdo sobre analistas, como observado por Lima (2013) e Martinez (2004). Para se ter uma ideia, Lima (2013) informa que, no período de 2007 a 2012, as revistas dos EUA publicaram 32 artigos sobre analistas, ou seja, quase o dobro dos

17 artigos publicados nas revistas brasileiras no mesmo período. Essa pesquisa foi realizada nos seguintes periódicos: *Contemporary Accounting Research*, *International Journal of Forecasting*, *Journal of Accounting and Economics*, *Journal of Accounting Research*, *Journal of Business*, *Journal of Finance*, *Journal of Financial Economics*, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, *Review of Accounting Studies*, *Review of Financial Studies* e *The Accounting Review*. Sobre a temática “número de analistas *versus* valor da empresa”, percebe-se que a matéria não mereceu a devida atenção nesses últimos anos, quando a literatura ficou estagnada, principalmente no Brasil. Vale salientar que a temática aqui considerada diz respeito ao número de analistas que seguem as empresas, e não a suas previsões e erros.

Adotando-se a tese de que a diminuição de assimetria de informação, dada pelo número de analistas que seguem a empresa, influencia o valor respectivo, já que diminui a taxa de desconto e aumenta o fluxo de informações para investidores, o estudo tem como objetivo geral analisar os impactos do número de analistas nos fatores de *valuation* das empresas abertas brasileiras.

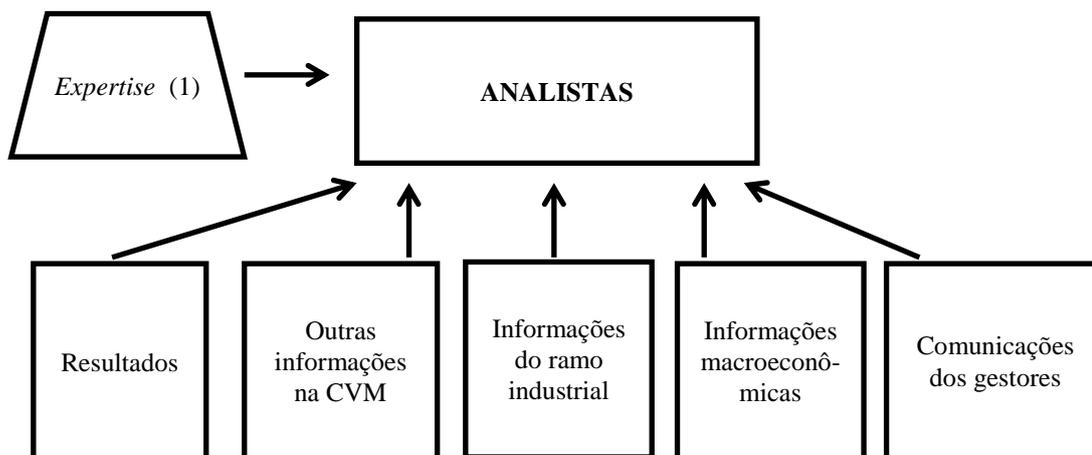
## 2 REVISÃO DE LITERATURA

Milhares de empresas, em todo o mundo, são seguidas por vários analistas, que, rotineiramente, coletam e processam uma enorme quantidade de informações oriundas de empresas e gestores, e, posteriormente, divulgam-nas junto aos investidores. Sobre a informação gerada, “muitos investidores, tanto individuais quanto institucionais, confiam na informação (por exemplo, as previsões de lucros das empresas e análises da indústria) prestada pelos analistas quando estes fazem seleções/revisões de carteiras” (CHUNG; JO, 1996, p. 1).

Mas como funciona o ambiente desses analistas? Como eles produzem a informação e como essa informação impacta o ambiente dos tomadores de decisão? Para responder a essas indagações, Ramnath, Rock e Shane (2008) idealizaram uma taxonomia, que divide a literatura sobre analistas em sete áreas (Figura 5), assim distribuídas: (1) natureza da *expertise* e distribuição das previsões de lucros; (2) processo decisório; (3) conteúdo informacional da atividade; (4) eficiência do mercado; (5) incentivos e viés comportamental; (6) efeitos do ambiente regulatório e institucional (incluindo comparações entre países); e (7) questões do *design* da pesquisa dos analistas.

No tocante à primeira área, observa-se que os analistas desenvolvem sua *expertise* (1) na obtenção e análise de informações a partir de várias fontes, incluindo: a) resultados reportados e informações de documentos apresentados a organismos governamentais (CVM, por exemplo), tais como relatórios financeiros/contábeis; b) informações do ramo industrial e macroeconômicas; e c) *conference calls* e outras comunicações realizadas por gestores.

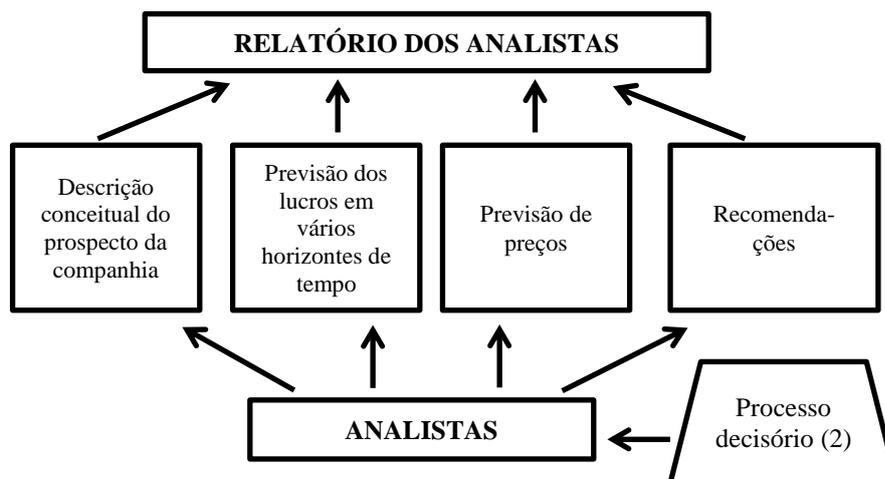
**Figura 1 – Desenvolvimento de *expertise* e obtenção de informações por analistas**



Fonte: Ramnath, Rock e Shane (2008).

A partir dos *inputs*, os analistas produzem previsões de lucros, projeções de preços-alvo e recomendações de ações, juntamente com os relatórios qualitativos que descrevem o prospecto da empresa (2), como mostra a Figura 2.

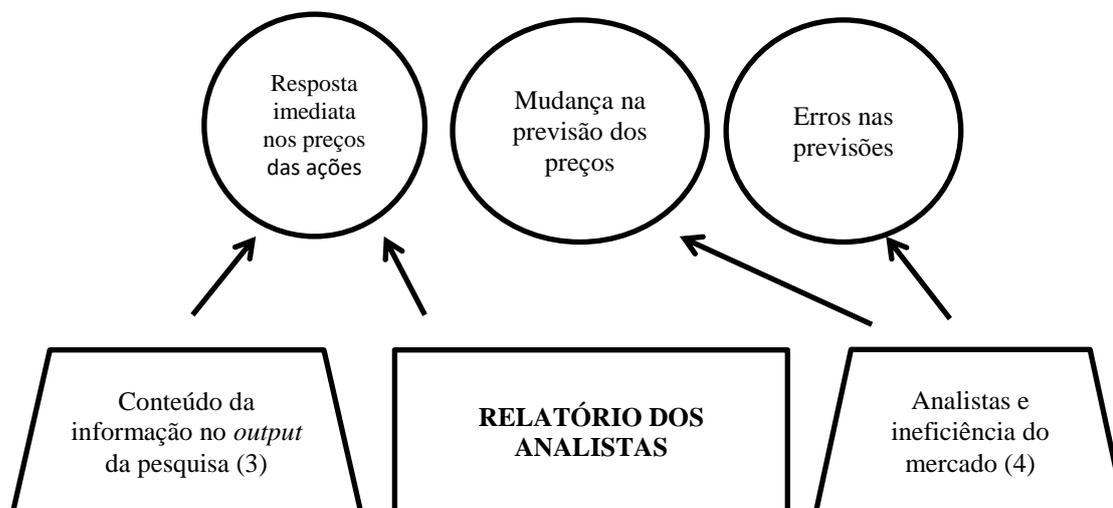
**Figura 2 – Processo decisório dos analistas e *outputs* desenvolvidos**



Fonte: Ramnath, Rock e Shane (2008).

Após os *outputs* desses profissionais, os investidores utilizam o material produzido pelos analistas para tomar decisões que afetem os preços no mercado (3). Se o processo de previsão dos analistas e o mercado de capitais são eficientes, então os preços de mercado e as previsões dos analistas refletem-se imediatamente em todas as informações. Vale salientar que as ineficiências criam erros de previsão dos analistas e mudanças nos preços das ações (4), como mostra a Figura 3.

Figura 3 – Resultado do uso do relatório dos analistas



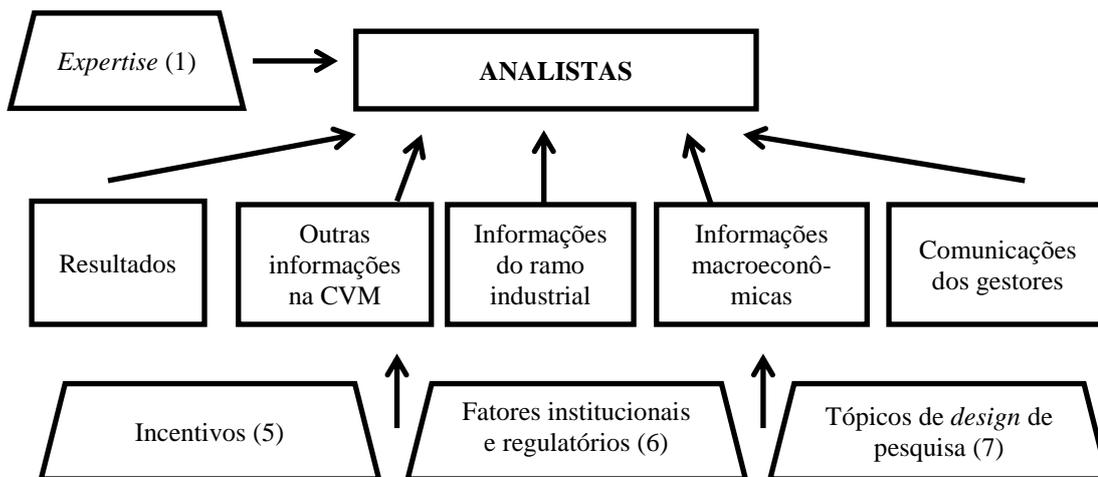
Fonte: Ramnath, Rock e Shane (2008).

Há, ainda, estudos que mostram a eficiência, e também outros, que demonstram o inverso, como o de Shleifer (2000). Acredita-se que o mercado trabalha ora de forma eficiente, ora de forma ineficiente. Isso incentiva o estudo das anomalias de mercado, sendo um deles a metodologia do *Momentum*. A metodologia do *Momentum* foi, pioneiramente, estudada por Bernard e Thomas (1990), os quais perceberam que as empresas que reportam lucros possuem uma janela *a posteriori* de ações produzindo lucros anormais, sendo o contrário também verdadeiro. Para as empresas que relatam boas notícias, seus retornos anormais chegam a durar 60 dias mais após a publicação do resultado. Da mesma forma, as empresas que relatam más notícias tendem a amargar retornos anormais para baixo pelo mesmo período. O *Momentum* pode ser desenvolvido com a inserção de previsões de analistas para os lucros futuros, como elaborado por Brown (2001). O estudo do *Momentum*, também, valoriza as anomalias ocorridas nos mercados financeiros, como pode ser visto na pesquisa de Clinch et al. (2012), em que foram analisadas as anomalias nos *accruals* de companhias australianas.

Há uma classificação na divisão do trabalho desses profissionais: a divisão entre analista *sell-side* e *buy-side*. A diferença entre os dois tipos ocorre em relação às empresas que os contratam e às pessoas para as quais eles fazem as recomendações. O *sell-side* trabalha para as corretoras, elaborando recomendações como, por exemplo, comprar, vender. Já o *buy-side* trabalha para fundos de investimento e, mais especificamente, entidades de previdência privada. Os analistas fazem pesquisas e recomendações para os fundos que os contratam, com previsões relacionadas às estratégias de seus empregadores. Haveria diferença entre esses dois tipos de analista no que tange à acurácia de seus números?

Sobre uma fase posterior do uso do relatório dos analistas, estes dependem de fatores regulatórios e institucionais que variam ao longo do tempo e entre países (6), bem como sobre os incentivos econômicos dos analistas e os vícios comportamentais (5). Por fim, as limitações associadas às bases de dados, ferramentas econométricas e modelos matemáticos criam problemas que limitam a capacidade do pesquisador para observar as forças que impulsionam os preços de mercado (7), como mostra a Figura 4.

Figura 4 – Fatores que influenciam as decisões e os outputs de analistas



Fonte: Ramnath, Rock e Shane (2008).

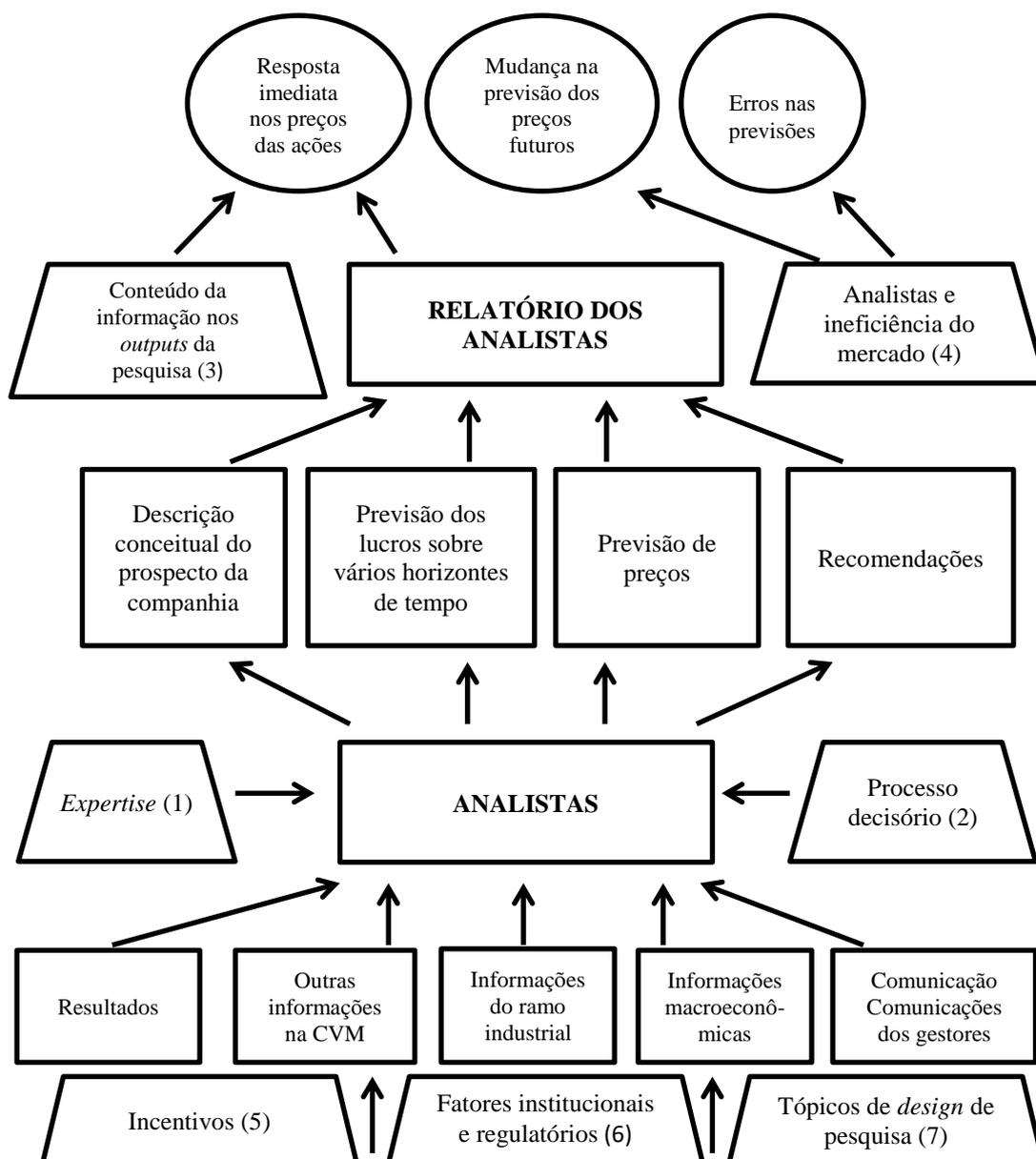
Em relação aos incentivos, há o risco moral, que pode afetar o comportamento dos analistas no processo de mensuração de suas previsões, como ocorreu com a Enron, quando analistas de mercado recebiam quantias vultosas por sugerir a compra das ações da empresa, enquanto ela registrava péssimos fluxos de caixa. Não há, pelo menos até o encerramento desta pesquisa, estudos sobre esse tópico no Brasil. Em relação a um experimento, poder-se-ia pesquisar se mais incentivos a analistas influenciariam a precificação para cima ou para baixo, com um efeito de ancoragem, além de medições de suas acurácias.

Com relação a fatores institucionais e regulatórios, pode-se caracterizar a entrada dos padrões internacionais (*International Financial Reporting Standards – IFRS*) em alguns países, ou alterações legais que impactem significativamente o patrimônio. Martinez e Dumer (2012) investigaram as projeções de analistas nos trimestres próximos das datas de implantação das IFRS no Brasil. Com a ajuda do banco de dados do *Institutional Brokers' Estimate System (I/B/E/S)*, para os exercícios de 2007 a 2011, esses autores estudaram acurácia, viés e precisão. Sobre os resultados, percebeu-se que os testes univariados e multivariados não indicaram mudanças significativas na acurácia e nos vieses para as previsões em torno dos anos de adoção das IFRS.

Por último, sobre o *design* da pesquisa dos analistas, observa-se que ele se mostra bastante quantitativo, já que se questionam a validade estatística, construtos dos modelos e problemas de validade interna do que é utilizado pelos analistas. Talvez, através de *surveys* e experimentos, consiga-se achar respostas para esses problemas.

Após a apresentação e análise das áreas da taxonomia de Ramnath, Rock e Shane (2008), o ambiente dos analistas pode ser integralmente visualizado na Figura 5.

Figura 5 – Ambiente do analista no mercado



Fonte: Ramnath, Rock e Shane (2008).

Inserindo o Brasil, como país em desenvolvimento, no contexto internacional, é interessante notar que não se percebem muitas pesquisas brasileiras com ênfase nos analistas de mercado. Martinez (2004, p. 55) adverte que “embora a produção acadêmica brasileira na área de finanças e contabilidade seja relevante, a ponto de produzir importantes conclusões sobre as particularidades do nosso mercado, a verdade é que os trabalhos de cunho acadêmico sobre analistas são quase inexpressivos”.

É também interessante perceber que há estudos publicados em revistas dos EUA que consideram o Brasil um importante país para se estudar tais profissionais e suas medidas. Pena que, às vezes, por se desconhecer algumas características ou se confiar demasiadamente em bancos de dados, podem ocorrer equívocos, como o caso do estudo de Abdallah, Abdallah e Ismail (2012).

Abdallah, Abdallah e Ismail (2012) investigaram os efeitos de empresas que possuem listagem cruzada (ativos transacionais em mais de um mercado) com o acompanhamento e os

erros de previsões de analistas. O estudo menciona que o Brasil possui somente 20 empresas no mercado dos EUA, sendo 14 no *Over-The-Counter (OTC)*, cinco na Bolsa de Valores de New York (Nyse) e apenas uma no sistema Portal. A partir do website da Comissão de Valores Mobiliários (CVM), observam-se mais de 120 programas de *American Depositary Receipts (ADR)* de empresas brasileiras, número bem superior ao apresentado pelos pesquisadores. Os resultados do estudo de Abdallah, Abdallah e Ismail (2012) apontaram que há evidências de um aumento na magnitude do erro de previsão por analistas que seguem empresas com listagem cruzada com USGAAP e BRGAAP.

No Brasil, Girão (2012) pesquisou sobre assimetria informacional, *insider trading* e valor das empresas. Sobre a assimetria, tema mais importante para este estudo, o autor concluiu que, dependendo do modelo utilizado, algumas variáveis são relevantes; na verdade, foram relevantes dependendo do modelo e do controle de algumas variáveis, não havendo muita simetria nos resultados. Amostra pequena e curto espaço temporal analisados podem ter resultado em alguns vieses nos modelos estudados pelo autor. Além disso, sem controlar por liquidez, o acompanhamento dos analistas não foi significativo e teve relação negativa, não apresentando muito sentido teórico; até porque empresas acompanhadas por analistas já apresentam alta liquidez.

Martins (2012) pesquisou a assimetria de informação através da PIN com algumas características das empresas brasileiras no biênio 2010-2011. Além de achar sinais opostos em quase todas as variáveis (quase todas não significativas) do modelo utilizado, o pesquisador chegou à conclusão de que a Hipótese de Mercados Eficientes, na forma forte, não é válida para o Brasil, pelo menos no período investigado, além de poder considerar que há relação entre a assimetria e as características econômico-financeiras das empresas no mercado acionário brasileiro. Fama (1991) comenta que não há teste de mercado eficiente na forma forte, e que é mais teórico que real; além disso, atualmente, o mercado é testado na sua eficiência como um todo, e o que mais se conclui é que ele se comporta de forma ineficiente em alguns casos, e que há estudos sobre tais anomalias.

Fávero (2013) comenta que trabalhos na área de contabilidade podem conter alguns vieses, o que pode ser o caso dos estudos citados anteriormente. Segundo Fávero (2013, p. 131), “verifica-se uma falta de cuidado quanto aos critérios para a adoção de um modelo em detrimento de outro, bem como a ausência de uma discussão mais detalhada sobre os possíveis estimadores a serem estudados em cada situação”.

Apesar de concordar com Martins (2012), no sentido de que o mercado brasileiro possui suas próprias características, e que isso deve ser estudado, muitas variáveis sem significância ou sinais trocados podem, realmente, ser resultado de problema de modelagem ou tamanho da base de dados utilizada nas pesquisas.

Especificamente sobre a quantidade de pesquisas que utilizaram a variável “número de analistas” como proxy para a análise dos resultados, a pesquisa de Lima (2013) demonstra algumas características dos estudos brasileiros: i) os estudos analisam, em geral, apenas os campos 1, 2, 3, 4 e 6 (Figura 5); ou seja, ainda há muitas áreas para se pesquisar sobre o assunto; ii) não há pesquisas que utilizam o método do experimento ou o analítico, em que se poderia analisar o processo decisório do analista, a natureza da *expertise* dos analistas, se incentivos criam ambientes otimistas ou pessimistas, dentre outros. Destarte, há uma lacuna na literatura sobre os campos 5 e 7 (Figura 5), destacada pelo incipiente número de pesquisas voltadas para os aspectos de julgamento e tomada de decisão no contexto da pós-graduação do Brasil e a quase inexistência de estudos que utilizem a psicologia na abordagem de temas na área de contabilidade financeira e gerencial; e iii) dificuldade de acesso a bases de dados mais robustas. Quase a totalidade das pesquisas sobre o tema (90%) utilizaram a base de dados I/B/E/S. Trata-se de uma base muito onerosa, o que dificulta a produção de pesquisas nessa área, já que poucas universidades brasileiras podem ter acesso a esse tipo de ferramental.

Considerando a taxonomia apresentada na Figura 5, de Ramanath, Rock e Shane (2008), Lima (2013) identificou 17 estudos brasileiros nas bases dos Congressos USP de Controladoria e Contabilidade e Anpcont, Encontro da Anpad e periódicos qualificados no Qualis/Capes. Todos os estudos fizeram uso de base de dados, sendo oito com ênfase na análise da eficiência do mercado (área 4) e cinco no processo decisório (área 2).

### 3 DESENVOLVIMENTO DAS HIPÓTESES DE PESQUISA

Um dos maiores benefícios das atividades desempenhadas pelos analistas de mercado consiste em acrescentar valor à empresa. Como a eficiência e a eficácia do monitoramento aumenta quando cresce o número de analistas que prestam esse serviço, espera-se “que o valor de mercado de uma empresa esteja positivamente associado com o número de analistas que a seguem” (CHUNG; JO, 1996, p. 496). Alguns estudos vem demonstrando que a afirmação de Chung e Jo (1996) é verdadeira.

Chen e Steiner (2000) investigaram o efeito entre valor da firma, monitoramento dos analistas e estrutura de propriedade em posse da gestão, e constataram que o número de analistas melhora o valor de mercado das empresas ( $Q$  de Tobin) quando é controlado pelo efeito da propriedade gerencial. Lang, Lins e Miller (2003) analisaram como a cobertura e a acurácia dos analistas afetam o valor da empresa, considerando uma amostra de empresas emissoras de ADR. O resultado demonstrou uma relação positiva entre a cobertura de analista e o valor de mercado. Devos, Ong e Spieler (2007) verificaram a relação entre o valor da firma e o número de analistas que a seguem no setor de fundo de investimento imobiliário. Os autores encontraram que o  $Q$  de Tobin é influenciado pelo número de analistas que seguem a empresa.

Desse modo, na medida em que os investidores só aplicam seus recursos em títulos que conhecem e que esse conhecimento é fornecido por analistas de mercado, a amplitude de conhecimento do investidor fica suscetível de ser positivamente correlacionada com o número de analistas que acompanham a empresa. Levando-se em conta que os analistas auxiliam na diminuição da assimetria de informação com investidores e dos custos de agência, formula-se a primeira hipótese da pesquisa:

#### **Hipótese 1: O valor de uma empresa é função crescente do número de analistas que a seguem.**

De acordo com Arbel, Carvell e Strebel (1983), as empresas negligenciadas pelos analistas apresentam maior *performance* no mercado, comparativamente àquelas mais seguidas. A esse comportamento do mercado os autores denominam “Efeito Negligência”. O Efeito Negligência, na verdade, pode ser chamado de Teoria da Negligência, segundo a qual as ações negligenciadas são aquelas que não são seguidas por um grande número de analistas profissionais em uma base regular. Assume-se que se a quantidade de analistas que acompanham uma determinada ação é relativamente pequeno, então a qualidade das informações disponíveis sobre a ação é relativamente baixa. Dessa forma, conclui-se que, *ceteris paribus*, o equilíbrio esperado dos retornos das ações negligenciadas será maior do que o das ações amplamente seguidas por analistas.

O Efeito Negligência foi também avaliado no mercado indiano, em que as ações de firmas negligenciadas produziram retornos maiores, em comparação com os daquelas não negligenciadas (TRIPATHI, 2006). Além disso, as empresas com muitos analistas podem confundir os investidores, criando um efeito “manada” entre eles e, assim, por continuidade, confundir os investidores com preços-meta diferentes.

Com base nesse contexto, formulou-se a segunda hipótese, a saber:

**Hipótese 2: De acordo com o Efeito Negligência, as empresas menores, portanto com maior potencial de crescimento, apresentam correlação positiva e mais significativa entre número de analistas e valor da empresa, comparativamente às empresas maiores.**

Observa-se que a diferença entre as duas hipóteses deste estudo e aqueles destacados em anos anteriores é que a maior quantidade de informações é dada indiretamente pela quantidade de analistas que seguem a empresa e a correlação com variáveis de valor.

Por último, considera-se que o valor da empresa é um produto de seu fluxo de caixa futuro trazido a valor presente por uma taxa de retorno. Ao analisar o poder da informação e do trabalho dos analistas no custo de capital das empresas, Easley e O'Hara (2004, p. 1.573) comentam que “as empresas se beneficiam de ter muitos analistas, porque os analistas aumentam a precisão da informação e isso reduz o custo de capital das empresas”. Segundo esses autores, isso ratifica o papel desempenhado pelos analistas ao impactar os retornos de ativos, e “a previsão de qualquer analista pode ter baixa precisão, mas a previsão coletiva de muitos analistas deve ser muito mais precisa” (EASLEY; O'HARA, 2004, p. 1.573)

Nesse mesmo contexto, Akins, Ng e Verdi (2012) verificaram a relação entre a assimetria informacional e a concorrência, e constataram que a competição diminui a assimetria. Com base nesse resultado, os autores afirmam que a maior competição de analistas, com base no monitoramento desses, tende a diminuir a assimetria e, conseqüentemente, o custo de capital das empresas é reduzido (AKINS; NG; VERDI, 2012). He, Lepone e Leung (2013) também confirmam essa suposição uma vez que um dos resultados de seu estudo demonstra que uma maior cobertura de analistas contribui para a liquidez do mercado de ações, o que reduz o custo de capital.

Destarte, formulou-se a terceira e última hipótese de pesquisa, a saber:

**Hipótese 3: Quando cresce o número de analistas seguindo a empresa, diminui o seu custo de capital.**

## 4 AMOSTRA E DESENHO DA PESQUISA

### 4.1 Empresas pesquisadas

Inicialmente, foram extraídos da base *Bloomberg* os dados das 69 empresas brasileiras acompanhadas por analistas de mercado verificando-se, então, que o *Bloomberg* disponibiliza apenas as empresas da carteira do Ibovespa. Foram excluídas cinco empresas que possuíam dois tipos de ação menos líquida (preferencial e ordinária), no caso a Eletrobras (ON e N1), a Oi (ON e N1), a Petrobras (ON), a Usiminas (ON e N1) e a Vale (ON N1), e uma empresa excluída por falta de dados, o que reduziu a amostra para 63 empresas .

Foram utilizados os dados trimestrais das empresas referentes ao período de 1997 a 2012, já que somente em 1997 os dados passaram a ser disponibilizados no *Bloomberg*. Devido ao fato de algumas empresas não possuírem todas as variáveis em todos os trimestres para todos os modelos, algumas regressões possuem diferentes números de observações, reunindo, cada uma delas, entre 300 e 2.300 observações.

A Tabela 1 apresenta um resumo da composição da amostra, delimitada em 63 empresas.

**Tabela 1 – Composição da amostra**

Característica	Número de empresas
Empresas com ações na carteira teórica do Ibovespa em janeiro de 2013	69
Empresas duplicadas (ações ordinárias e preferenciais na carteira)	(5)
Empresa com falta de dados ( <i>dropped</i> )	(1)
Amostra	63

Fonte: Elaborada pelos autores.

## 4.2 Variáveis e estrutura de validação da pesquisa

Para determinação do valor da firma, foi utilizada a variável *Q de Tobin*, que representa “uma medida de avaliação financeira do valor de uma empresa por um julgamento de mercado de longo prazo que incorpora o modelo de risco e retorno nos fluxos de caixa futuros sem precisar usar medidas de risco sistemático” (SILVA, 2009, p. 101). Além disso, o *Q* de Tobin pauta-se na combinação de dados de mercado e contábeis, propiciando a mensuração mais precisa do desempenho empresarial. Esse indicador representa, portanto, a riqueza das empresas, haja vista o seu desempenho no mercado de ações (FAMÁ; BARROS, 2000), e é representado pela formulação utilizada pelos analistas de mercado oriunda da base de dados *Bloomberg*, de acordo com o enunciado na Equação 1.

$$Q \text{ de Tobin} = \frac{(\text{valor de mercado das ações negociadas} + \text{Dividas} + \text{ações preferenciais} + \text{ações com minoritários})}{\text{Total dos Ativos}} \text{(Equação 1)}$$

Como confirmação da eficácia do *Q* de Tobin na mensuração, pode-se citar a sua intensa utilização em pesquisas acadêmicas brasileiras (CARVALHO; KAYO; MARTIN, 2010; FAMÁ; BARROS, 2000; SILVEIRA; BARROS, 2008; SILVEIRA et al., 2004;) e estrangeiras (LANDSMAN; SHAPIRO, 1995; MCCONNELL; SERVAES, 1990; SHIN; STULZ, 2000; TOBIN; BRAINARD, 1968). Além de medir valor, a oportunidade de crescimento faz bastante sentido para esse indicador, pois as “firmas com *Q* de Tobin elevado possuem mais estímulo para realizar novos investimentos de capital em comparação com as que exibem um *Q* baixo” (FAMÁ; BARROS, 2000, p. 31).

Algumas variáveis foram utilizadas para ajudar no controle da modelagem, como, por exemplo: consenso dos analistas, risco (dispersão da previsão dos analistas), retorno sobre o valor do Ativo (ROA) e tamanho (valor do Ativo).

A variável consenso dos analistas destaca-se por ser uma média das notas dadas pelos analistas, que varia de 1 a 5, funcionando como uma recomendação: quanto maior o valor, maior a recomendação de compra. Martinez (2011) afirma que quanto maior o número de analistas que seguem a empresa, mais precisa e acurada é a previsão de seu consenso. Este estudo traz uma visão diferente, pois, já que há mais analistas, um consenso é não entrar em consenso, pois vários analistas terão informações diferentes e tendem a valorar essa informação em seus consensos, gerando uma correlação negativa com a quantidade de analistas.

Sobre a dispersão da previsão dos analistas, um grande número de pesquisas mostra, em evidências empíricas, que essa variável é a melhor *proxy* para medir o risco *ex ante*, a exemplo de Chung e Jo (1996); isso foi confirmado por Bhushan (1989) e Moyer, Chatfield e Sisneros (1989), quando afirmam que os analistas tendem a seguir as empresas maiores e com mais risco (este medido pela dispersão da previsão dos analistas). Martinez (2004, p. 94) comenta que “quanto mais dispersas forem as estimativas, maior é a incerteza sobre os resultados previstos. Como consequência, espera-se que a média das previsões dos analistas seja menos acurada à medida que aumenta a dispersão entre as estimativas”.

Sobre as demais variáveis de controle, o valor de mercado da empresa é positivamente associado com retorno, e negativamente associado com tamanho e risco (CHUNG; JO, 1996; COCKBURN; GRILICHES, 1988; HALL, 1993; MCCONNELL; SERVAES, 1990). Sobre tamanho, Agarwal e O’Hara (2007) comentam que quanto maior for a empresa, menor é a assimetria de informação, conseqüentemente, confirmando os achados dos estudos de valor das companhias. Sobre o custo de capital, importa informar que será utilizado o custo de capital próprio capturado na base *Bloomberg*. O sistema *Bloomberg* faz a seguinte formulação para o Modelo de Precificação de Ativos Financeiros (*Capital Asset Pricing Model – CAPM*), conforme demonstrado pela Equação 2.

$Ke = Taxa livre de risco + (Beta com prêmio de mercado \times Prêmio pelo risco do país)$  (Equação 2)

Em que:

$Ke$  = custo de capital próprio;

$Taxa livre de risco$  = taxa de longo prazo do *bond* do país (10 anos);

$Beta com prêmio de mercado$  =  $\beta$  de 5 anos, já incorporado o prêmio de mercado;

$Prêmio pelo risco do país$  = diferença entre o risco do *bond* dos EUA, de 10 anos, e o do *bond* do país de origem da empresa.

Cabe esclarecer previamente o porquê de as variáveis dependente e independente não serem alternadas. A verdade é que as empresas com maior valor são seguidas por analistas, e não que o acompanhamento de analistas gera valor. De acordo com as pesquisas de Chung e Jo (1996), o número de analistas impacta o valor da empresa (o contrário ocorre, mas não é igualmente forte), e há uma associação positiva com várias *proxies* da qualidade da firma, sugerindo, também, que parte dos motivos que levam os analistas a seguir a companhia é determinada por considerações de *marketing* das empresas de corretagem.

### 4.3 Conhecendo o modelo e a estatística das variáveis

Devido à disposição e às características dos dados, adota-se o modelo de dados em painel. Inicialmente foram elaboradas as estatísticas descritivas com os dados brutos, ou seja, sem qualquer modificação ou retirada de *outliers* com winsorização. Essa análise possibilita entender melhor os números, evitando-se eventuais problemas que, agregados, podem comprometer os modelos utilizados.

Tabela 2 – Estatística descritiva das variáveis

Variável	Média	Desvio-padrão	Coeficiente de variação (%)	Assimetria	Quartil		
					25%	50%	75%
$Q$ de Tobin	26.59	145.84	548.00	7.77	1.03	1.24	1.90
NA	12.16	6.52	54.00	0.00	7.00	12.00	17.00
ROA	6.19	8.60	139.00	1.30	1.72	4.78	8.80
Consenso	4.02	0.719	18.00	-0.95	3.60	4.13	4.52
$Size$	51,087.58	1,290.72	3.00	4.40	4,047.80	11,765.57	24,492.06
Risco	2.28	27.53	1,205.00	25.39	0.29	0.89	2.06
$Ke$	11.93	3.36	28.16	-0.54	9.09	12.70	14.47

Nota: As variáveis estão na forma bruta, como foram retiradas do sistema Bloomberg e do I/B/E/S. Não há qualquer mudança de logaritmo ou winsorização. NA é o número de analistas que seguiram a empresa no período; ROA é o valor do retorno sobre o Ativo de cada empresa; Consenso é o valor do consenso de analistas para cada empresa, que varia de 1 a 5;  $Size$  é o valor contábil do total do Ativo; o Risco é mensurado através da dispersão da previsão dos analistas; e  $Ke$  é o custo de capital próprio da empresa.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Os dados variam bastante de empresa para empresa. Percebe-se uma significativa dispersão em variáveis como  $Q$  de Tobin, NA, ROA,  $Size$  e Risco. Além disso, observa-se uma assimetria bastante alta nas variáveis  $Q$  de Tobin e Risco. Isso se deve ao fato de existir empresas muito grandes, com grandes números. O que pode ser feito em relação a essas variáveis com grande dispersão e assimetria é a transformação dada pelo logaritmo e a retirada de *outliers* através do método de winsorização. A winsorização é uma técnica bastante utilizada nos trabalhos de finanças, como pode ser visto nos estudos de Mandel e Son (2012) e Mansi, Maxwell e Miller (2011). Esses estudos utilizaram nível de 1% (nível de 1% e 99%) nos dois extremos para winsorização. No Brasil, isso também se verifica nos estudos, na área de contabilidade, de Gabriel (2011) e Sarlo Neto, Bassi e Almeida (2011).

Dessa forma, as variáveis *Size* e Risco foram levadas ao logaritmo e sofreram winsorização de 1%. ROA sofreu apenas winsorização de 1%. E *Q* de Tobin foi alterado para a base logarítmica, sofreu winsorização de 1% e lhe foram retirados, ainda, alguns *outliers*. As demais variáveis não precisaram sofrer modificações. A Tabela 3 ilustra as correlações entre as variáveis.

**Tabela 3 – Correlações entre variáveis**

Variável	<i>Q</i> de Tobin	NA	ROA	Consenso	<i>Size</i>	Risco	Ke
<i>Q</i> de Tobin	-						
NA	.08***	-					
ROA	.49***	.10***	-				
Consenso	.09***	-.13***	.08*	-			
<i>Size</i>	-.39***	.30***	-.14***	.01	-		
Risco	-.02	.18***	.33***	.07***	.26***	-	
Ke	-.12***	-.34***	-.06***	-.08***	.17***	.08***	-

*Notas:* *Q* de Tobin é o logaritmo do *Q* de Tobin; NA é o número de analistas que seguiram a empresa no período; ROA é o valor do retorno sobre o Ativo de cada empresa; Consenso é o valor do consenso de analistas para cada empresa, variando de 1 a 5; *Size* é o logaritmo do valor patrimonial total do Ativo; o Risco é mensurado através do logaritmo da dispersão da previsão dos analistas; e Ke é o custo de capital da empresa.

(\*) correlação significativa a 10%; (\*\*) correlação significativa a 5%; (\*\*\*) correlação significativa a 1%.

Fonte: Elaborada pelos autores.

A correlação entre o *Q* de Tobin e o número de analistas é positiva, chamando a atenção o fato de que haverá uma avaliação no sentido de que quanto maior o número de analistas, maior o valor da firma. Um dado muito importante é que Consenso tem uma correlação negativa com o Número de analistas, mostrando que, aparentemente, quanto maior o Número de analistas que seguem a empresa, mais eles discordam entre si. Além disso, a correlação de Consenso com Risco é positiva, afirmando esse mesmo pensamento. Como esperado, as empresas menores têm mais oportunidades de crescimento, conforme demonstrado na correlação entre *Size* e *Q* de Tobin. Na comparação entre o Custo de capital próprio e as variáveis, principalmente o Número de analistas, a correlação foi negativa, seguindo, inicialmente, a natureza teórica de que quanto maior o Número de analistas, menor a assimetria e menor o Custo de capital próprio; as outras correlações do Custo de capital próprio foram negativas com o *Q* de Tobin, o ROA e o Consenso, demonstrando que as empresas com bom desempenho se beneficiam com custo de capital menor, rentabilidade alta e uma baixa nota no consenso dos analistas. Já as correlações positivas estenderam-se ao Tamanho, tanto do Ativo quanto das vendas, e ao Risco. Um risco alto demonstra um custo de capital alto, e que quanto maior for o Tamanho, mais alto será o Custo de capital próprio, pelo menos nessas correlações apresentadas.

## 5 ANÁLISE DOS RESULTADOS

### 5.1 Testando a primeira hipótese – Valor da Empresa

Utilizou-se o painel com efeitos fixos, após a aplicação dos testes convenientes para tal (Chow, Breush-Pagan e Hausman), obtendo-se o resultado mostrado na Tabela 4.

**Tabela 4 – Regressão com dados em painel com efeitos fixos, para a variável dependente *Q* de Tobin**

<i>Q</i> de Tobin	Coefficiente	Standard Error	t	p-value
NA	0.009	0.002	4.85	< .01***
ROA	0.023	0.002	13.40	< .01***
Consenso	0.042	0.012	3.46	< .01***
<i>Size</i>	-0.049	0.017	-2.89	<.01***

Risco	1.176	0.506	2.46	.02**
Constante	-5.602	2.395	-1.92	.02**
<hr/>				
R <sup>2</sup>				
Dentro	.151***			
Entre	.422***			
Total	.310***			

Notas:  $Q$  de Tobin é o logaritmo do  $Q$  de Tobin; NA é o número de analistas que seguiram a empresa no período; ROA é o valor do retorno sobre o Ativo de cada empresa; Consenso é o valor do consenso dado pelos analistas para cada empresa, variando de 1 a 5;  $Size$  é o logaritmo do valor patrimonial total do Ativo; e o Risco é mensurado através do logaritmo da dispersão da previsão dos analistas.

(\*) correlação significativa a 10%; (\*\*) correlação significativa a 5%; (\*\*\*) correlação significativa a 1%.

Número de observações: 2.033.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Todas as variáveis foram significativas, sendo umas a 5% e outras a 1%. O R<sup>2</sup> foi significativo, e o que chamou mais a atenção foi o R<sup>2</sup> entre as *cross-sections* de 42,21%. Isso corrobora o acerto da opção pelo modelo de painel.

A principal variável, no caso o Número de analistas (NA), apresentou um comportamento compatível com o que preconiza a literatura, ou seja, um sinal positivo. Indica que o valor da firma aumenta em 0,9% a cada analista adicional que a segue, diminuindo, assim, a assimetria, e aumentando o valor da empresa. ROA, Consenso e Risco foram positivos; além de o Tamanho ser negativo. De acordo com a teoria, o Risco deveria ser negativo, mas, na verdade, comportou-se como se quanto mais risco, maior a oportunidade de retorno pela empresa. Dado o risco inerente às empresas no Brasil, pode-se ter uma maior avaliação da companhia.

Devido à grande heterogeneidade de empresas dentro do modelo, pode-se dividi-lo em quartis, para se tentar entender se as empresas que possuem Ativo de alto valor ainda seguem o modelo da mesma forma que as demais, ou Número de analistas e Consenso: pode-se analisar se o modelo funciona com menos analistas ou mais analistas, ou empresas com Consenso melhor que os de outras. O problema desse tipo de análise é que, como se trata de regressão com dados em painel, às vezes uma mesma empresa pode participar de mais de um modelo, pois, na série temporal, ela pode apresentar as duas características; ou seja, o modelo se ajustará a mais de uma empresa em tempos distintos com características iguais.

Testou-se o modelo com o  $Q$  de Tobin como variável dependente, separando pelos quartis de Consenso e Número de analistas (Tabela 5). Destaca-se que os quartis de Tamanho são estudados na avaliação da segunda hipótese de pesquisa.

**Tabela 5 – Regressão com dados em painel com efeitos fixos para a variável dependente  $Q$  de Tobin, separando em quartis da variável Consenso**

$Q$ de Tobin	1º Quartil	2º Quartil	3º Quartil	4º Quartil
NA	0.006*	0.006*	0.010**	0.009**
ROA	0.014***	0.029***	0.028***	0.010***
$Size$	-0.169***	-0.003	-0.057*	-0.036
Risco	0.905	1.601*	1.725	0.920
Constante	-3.012	-7.944*	-7.938	-4.226
<hr/>				
R <sup>2</sup>				
Entre	.138***	.191***	.168***	.052***
Dentro	.378***	.310***	.109***	.198***
Total	.523***	.234***	.214***	.121***

Notas:  $Q$  de Tobin é o logaritmo do  $Q$  de Tobin; NA é o número de analistas que seguiram a empresa no período; ROA é o valor do retorno sobre o Ativo de cada empresa;  $Size$  é o logaritmo do valor patrimonial total do Ativo; o Risco é mensurado através do logaritmo da dispersão da previsão dos analistas.

(\*) correlação significativa a 10%; (\*\*) correlação significativa a 5%; (\*\*\*) correlação significativa a 1%.

Número de observações por quartil: 1º – 484; 2º – 527; 3º – 522; 4º – 487.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nos quatro quartis, as variáveis apresentaram o mesmo sinal, de acordo com a teoria. A significância marcou presença na variável Número de analistas (NA), em todos os modelos (Tabela 6). Os melhores modelos, levando-se em conta o  $R^2$ , foram os de menores quartis, mas algumas variáveis não foram significativas neles, como Risco, no primeiro quartil, e Tamanho, no segundo. O quarto quartil, em que o consenso das empresas é melhor, apresentou o pior modelo, assim como o maior número de variáveis não significativas.

**Tabela 6 – Regressão com dados em painel com efeitos fixos para a variável dependente  $Q$  de Tobin, separando em quartis da variável NA**

$Q$ de Tobin	1º Quartil	2º Quartil	3º Quartil	4º Quartil
NA	0.053***	0.024*	0.004	0.003
Consenso	0.034	-0.074**	0.049*	0.116***
ROA	0.002	0.031***	0.019***	0.014***
Size	-0.080*	0.019	0.011	-0.116***
Risco	2.464*	-1.649*	1.754***	1.785*
Constante	-11.598*	8.117*	-8.892***	-7.960*
$R^2$				
Entre	.083***	.218***	.165***	.220***
Dentro	.388***	.271***	.222***	.554***
Total	.216***	.293***	.235***	.380***

Notas:  $Q$  de Tobin é o logaritmo do  $Q$  de Tobin; NA é o número de analistas que seguiram a empresa no período; ROA é o valor do retorno sobre os ativos de cada empresa; Consenso é o valor do consenso dado pelos analistas para cada empresa, variando de 1 a 5; Size é o logaritmo do valor patrimonial total dos ativos; o Risco é mensurado através do logaritmo da dispersão da previsão dos analistas.

(\*) correlação significativa a 10%; (\*\*) correlação significativa a 5%; (\*\*\*) correlação significativa a 1%.

Número de observações por quartil: 1º – 354; 2º – 368; 3º – 466; 4º – 562.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Em resumo, pode-se inferir que tanto as empresas com alto consenso, quanto aquelas com baixo consenso são adicionadas em valor pelo número de analistas que as seguem, não se observando quartis diferenciados.

Pode-se perceber que as melhores regressões dizem respeito ao 1º e ao 2º quartil. Nos 3º e 4º quartis, a variável Número de analistas não foi significativa, mostrando que os analistas incrementam mais o Valor quando são poucos, do que quando são muitos. Isso pode demonstrar que alguns analistas podem ser levados por um efeito “manada”, errando mais e gerando menos valor para a empresa (TRUEMAN, 1994), ou podendo haver mais conflitos de informação entre os analistas.

## 5.2 Testando a segunda hipótese – Efeito Negligência

Para testar a segunda hipótese com o Efeito Negligência, foram realizadas regressões com dados em painel, separando-se em quartis da variável Tamanho (valor total do Ativo). Como foram utilizados os quartis da variável Tamanho, não foi necessário utilizar essa variável nos modelos adiante representados.

**Tabela 7 – Regressão com dados em painel com efeitos fixos para a variável dependente  $Q$  de Tobin, separando em quartis da variável Tamanho (valor do Ativo)**

$Q$ de Tobin	1º Quartil	2º Quartil	3º Quartil	4º Quartil
NA	0.022***	-0.010***	0.002	0.000
Consenso	0.084***	0.022	0.006	-0.026*
ROA	0.019***	0.248***	0.022***	0.036***
Risco	2.852	0.221	0.760	0.858
Constante	-13.907	-1.185	-3.961	-4.417
$R^2$				
Entre	.159***	.255***	.102***	.283***

Dentro	.423***	.239***	.019***	.403***
Total	.328***	.104***	.077***	.373***

Notas:  $Q$  de Tobin é o logaritmo do  $Q$  de Tobin de cada empresa; NA é o número de analistas que seguiram a empresa no período; Consenso é o valor do consenso dado pelos analistas para cada empresa, variando de 1 a 5; ROA é o valor do retorno sobre o Ativo de cada empresa; o Risco é mensurado através do logaritmo da dispersão da previsão dos analistas.

(\*) correlação significativa a 10%; (\*\*) correlação significativa a 5%; (\*\*\*) correlação significativa a 1%.

Número de observações por quartil: 1º – 421; 2º – 539; 3º – 537; 4º – 536.

Não foi necessário utilizar o Tamanho (valor total do Ativo) como variável de controle na regressão, para não haver modificações de sensibilidade à variável no modelo.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Interessante perceber que, com as empresas do 1º quartil, ou seja, as pequenas, a regressão foi a melhor (no tocante à quantidade de variáveis significativas), demonstrando significância e correspondendo ao efeito estudado nas empresas. Nas demais regressões, a maioria não foi significativa. Acredita-se que esse modelo traz realmente confirmações, como discutido no modelo anterior em relação ao 1º quartil, e, também, que as empresas com grande oportunidade de crescimento possuem uma correlação positiva com o Número de analistas e o Valor, confirmando o Efeito Negligência, discutido por Arbel, Carvell e Strebel (1983) e Tripathi (2006).

Como se observa um desvio em relação ao que afirmam os defensores do Efeito Negligência no 2º quartil, optou-se por realizar a modelagem dividindo-se a amostra pela mediana do Tamanho (Tabela 8). Dessa forma, pode-se ter um modelo melhorado, haja vista que, ao se trabalhar com os quartis, pode haver um efeito extremo.

**Tabela 8 – Regressão com dados em painel com efeitos fixos para a variável  $Q$  de Tobin, separando pela mediana da variável Tamanho (valor total do Ativo)**

$Q$ de Tobin	< Mediana	> Mediana
NA	0.009***	0.000
Consenso	0.094***	0.001
ROA	0.213***	0.267***
Risco	1.673*	0.825*
Constante	-8.444*	-4.286*
$R^2$		
Entre	.150***	.147***
Dentro	.215***	.105***
Total	.202***	.218***

Notas:

$Q$  de Tobin é o logaritmo do  $Q$  de Tobin de cada empresa; NA é o número de analistas que seguiram a empresa no período; Consenso é o valor do consenso dado pelos analistas para cada empresa, variando de 1 a 5; ROA é o valor do retorno sobre o Ativo de cada empresa; o Risco é mensurado através do logaritmo da dispersão da previsão dos analistas.

(\*) correlação significativa a 10%; (\*\*) correlação significativa a 5%; (\*\*\*) correlação significativa a 1%.

Números de observações analisadas: abaixo da mediana, 960; acima da mediana, 1.073.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Os resultados melhoraram para o modelo com o valor total do Ativo abaixo da mediana, obtendo todos os valores significativos e a variável Número de analistas com sinal positivo, numa demonstração de que quanto mais analistas, melhor o  $Q$  de Tobin. Confirma-se, assim, o Efeito Negligência nas empresas brasileiras, em que as de menor porte detêm grande potencial de crescimento, razão pela qual, apesar de serem negligenciadas pelo mercado, trazem mais valor para seus investidores, devido ao maior risco a elas inerente.

### 5.3 Testando a terceira hipótese – Custo de Capital Próprio

Para o teste da terceira hipótese, foi realizado primeiramente um modelo de regressão, utilizando como variável dependente o Custo de capital próprio, e como variáveis independentes o Número de analistas, o  $Q$  de Tobin, o Consenso, o ROA, o Tamanho (valor total do Ativo) e o Risco.

Espera-se que a variável Número de analistas tenha uma correlação negativa com o Custo de capital próprio. Os resultados são mostrados na Tabela 9.

**Tabela 9 – Regressão com dados em painel com efeitos fixos para a variável dependente Ke**

Ke	Coefficiente	Standard Error	t	p-value
NA	-0.064	0.016	-3.99	< .01***
$Q$ de Tobin	-1.579	0.179	-8.78	< .01***
Consenso	-0.266	0.099	-2.67	< .01***
ROA	-0.039	0.014	-2.78	< .01***
Size	2.341	0.134	17.45	< .01***
Risco	12.436	3.858	3.22	< .01***
Constante	-69.023	18.252	-3.78	< .01***
<b>R<sup>2</sup></b>				
Dentro	.353***			
Entre	.016***			
Total	.039***			

Notas: Ke é o custo de capital próprio;  $Q$  de Tobin é o logaritmo do  $Q$  de Tobin; NA é o número de analistas que seguiram a empresa no período; Consenso é o valor do consenso dado pelos analistas para cada empresa, variando de 1 a 5; ROA é o valor do retorno sobre o Ativo de cada empresa; Size é o logaritmo do valor patrimonial total do Ativo; o Risco é mensurado através do logaritmo da dispersão da previsão dos analistas.

(\*) correlação significativa a 10%; (\*\*) correlação significativa a 5%; (\*\*\*) correlação significativa a 1%.

Número de observações: 1.932, para 63 *cross-sections*.

Fonte: Elaborada pelos autores.

De acordo com os resultados encontrados, todas as variáveis independentes são significativas a 1%. As variáveis Número de analistas,  $Q$  de Tobin, Consenso e ROA possuem sinais negativos, demonstrando que quanto mais analistas, maior Valor, maior Consenso e maior ROA, menor será o Custo de capital próprio. Já o efeito Tamanho e o Risco apresentaram sinais positivos, mostrando que quanto maiores o Valor e o Risco, maior o Custo de capital próprio.

Relativamente à hipótese testada, percebe-se que quanto mais analistas, menor a assimetria de informação, empurrando para baixo o Custo de capital próprio.

Para compreender melhor essa relação, optou-se por controlar a equação por tamanho dos ativos, e, dessa forma, percebe-se que o modelo funciona melhor para as grandes empresas do que para as pequenas, mudando um pouco a análise encontrada no modelo anterior, segundo os resultados da Tabela 10.

**Tabela 50 – Regressão com dados em painel com efeitos fixos para a variável dependente Ke, separando pelo Tamanho**

Ke	< Mediana	> Mediana
NA	-0.088	-0.056***
$Q$ de Tobin	-0.926***	-2.282***
Consenso	-0.039	-0.532***
ROA	-0.035*	-0.012*
Risco	8.696	3.832*
Constante	-45.508	-37.830*
<b>R<sup>2</sup></b>		
Dentro	.233***	.396***
Entre	.006***	.070***
Total	.066***	.040***

---

Notas: Ke é o custo de capital próprio; Q de Tobin é o logaritmo do Q de Tobin; NA é o número de analistas que seguiram a empresa no período; Consenso é o valor do consenso dado pelos analistas para cada empresa, variando de 1 a 5; ROA é o valor do retorno sobre os ativos de cada empresa; o Risco é mensurado através do logaritmo da dispersão da previsão dos analistas.

(\*) correlação significativa a 10%; (\*\*) correlação significativa a 5%; (\*\*\*) correlação significativa a 1%.

Números de observações: acima da mediana, 1.038; abaixo da mediana, 894.

---

Fonte: Elaborada pelos autores.

O sinal da variável Número de analistas (NA) foi negativo para as duas equações, mas significativo apenas para as grandes empresas. Isso leva a interpretar que o custo de capital tende a diminuir de forma significativa quando se comparam as empresas grandes com as pequenas. Percebe-se que os sinais continuaram os mesmos da regressão quando colocadas todas as empresas no modelo, não havendo restrições teóricas.

## 6 CONCLUSÕES

Esta pesquisa teve como objetivo geral analisar o impacto do acompanhamento de analistas de mercado nas características de valor das companhias abertas brasileiras, tentando responder à seguinte questão de pesquisa: O acompanhamento da empresa por analistas de mercado influencia o seu valor? Para responder a esse questionamento, reuniu-se uma amostra de 63 empresas do Ibovespa acompanhadas por analistas no período de 1997 a 2012, utilizando valores trimestrais, o que perfaz uma série temporal de 64 trimestres. As três hipóteses da pesquisa foram testadas através de regressão com dados em painel, e nenhuma delas foi rejeitada.

Na primeira hipótese (o valor de uma empresa é função direta do número de analistas que a seguem), percebe-se uma correlação positiva e significativa entre o Número de analistas que seguem as empresas e os respectivos valores. Na medição da variável Valor foi utilizado o Q de Tobin. O estudo adota a assimetria da informação como arcabouço teórico; ou seja, os analistas funcionam como profissionais que diminuem a assimetria de informação entre empresa e *stakeholders*, levando à diminuição do risco e à melhor avaliação da empresa.

A segunda hipótese, que seguiu o Efeito Negligência, segundo o qual as empresas negligenciadas obtêm maior *performance* no mercado, comparativamente àquelas seguidas por grande número de analistas, não foi rejeitada. As empresas com o valor do Ativo situado no primeiro quartil apresentaram uma melhor correlação entre o Número de analistas e o Valor, em comparação com as grandes empresas. Ambas as categorias apresentaram correlação positiva, mas apenas as pequenas empresas mostraram-se significantes. Para validar melhor essa hipótese e melhorar o desempenho dos modelos, foram analisadas as empresas posicionadas abaixo e acima das medianas, possuindo o mesmo efeito do primeiro quartil; a técnica melhorou, em média, por não trabalhar só com os extremos.

Na terceira hipótese, foram testadas as variáveis Custo de capital próprio e Número de analistas, com base no estudo de Easley e O'Hara (2004). Mas, em vez de se usar a *Probability of Informed Trading* (PIN), adotada pelos autores, utilizou-se o Número de analistas como fator de diminuição de assimetria de informação. Analisando-se as variáveis de assimetria, percebe-se que todas são variáveis indiretas, pois a assimetria é formada por um conjunto de conceitos e variáveis macro e micro que impossibilita, no momento, sua total mensuração. No conjunto de todas as empresas, a variável Número de analistas foi significativa e negativa, mostrando uma correlação no sentido de que quanto mais analistas, menor o Custo de capital próprio. Cabe ressaltar que a correlação foi significativa apenas para as grandes empresas, podendo-se afirmar que as pequenas, apesar do alto potencial de crescimento, ainda podem sofrer um alto custo de capital, em comparação com as grandes, quando as regressões são realizadas separadamente.

No que tange à parte empírica, um dado muito importante é que a variável Consenso apresentou uma correlação negativa e significativa com o Número de analistas, mostrando que quanto mais analistas seguem a empresa, mais eles discordam entre si, diferentemente dos resultados encontrados por Martinez (2011). Dessa forma, pode haver necessidade de outros estudos mais exploratórios, seja na forma de arquivo ou de experimento, para se entender melhor a correlação entre essas duas variáveis. O que pode denotar ou aceitar mais ainda a correlação encontrada é que a correlação de Consenso com Risco é positiva, reafirmando o pensamento conduzido neste estudo.

Cabe ressaltar a análise da literatura sobre analistas aqui realizada, considerando o número de analistas que seguem uma empresa a variável mais importante para o estudo. O estudo de Ramnath, Rock e Shane (2008), base desta pesquisa, demonstrou que, no ambiente dos analistas, há várias oportunidades para problemas de pesquisa a serem explorados, e que são importantes tanto para o meio acadêmico quanto para o mercado, em especial para se entender melhor esses participantes do mercado e se perceber que realmente há sentido em relacioná-los com a assimetria de informação. A taxonomia dos analistas, de Ramnath, Rock e Shane (2008) (a natureza da *expertise* e a distribuição das previsões de lucros; o processo de decisão; o conteúdo informacional do trabalho desses especialistas; a eficiência do mercado; os incentivos e vieses comportamentais; os efeitos do ambiente regulatório e institucional, incluindo comparações entre países; e as questões de desenho de pesquisa), ajuda a perceber a importância deste estudo no sentido de ajudar a entender o ambiente dos analistas no Brasil e observar que esses profissionais adicionam valor às empresas que seguem.

## REFERÊNCIAS

- ABARBANELL, J. S. Do analysts' earnings forecasts incorporate information in prior stock price changes? **Journal of Accounting and Economics**, v. 14, n. 2, p. 147-165, 1991.
- ABDALLAH, A. A.-N.; ABDALLAH, W.; ISMAIL, A. Do accounting standards matter to financial analysts? An empirical analysis of the effect of cross-listing from different accounting standards regimes on analyst following and forecast error. **The International Journal of Accounting**, v. 47, n. 2, p. 168-197, 2012.
- AGARWAL, P.; O'HARA, M. Information risk and capital structure. **SSRN Working Paper**. Disponível em: <<http://papers.ssm.com>, 2007>. Acesso em: 7 mar. 2013.
- AKERLOF, G. A. The market for 'lemons': Quality uncertainty and the market mechanism. **Quarterly Journal of Economics**, v. 84, n. 3, p. 488-500, 1970.
- AKINS, B. K.; NG, J.; VERDI, R. S. Investor competition over information and the pricing of information asymmetry. **The Accounting Review**, v. 87, n. 1, p. 35-58, 2011.
- ARBEL, A.; CARVELL, S. A.; STREBEL, P. Giraffes, institutions and neglected firms. **Financial Analysts Journal**, v. 39, n. 3, p. 57-63, 1983.
- BERNARD, V. L.; THOMAS, J. K. Evidence that stock prices do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings. **Journal of Accounting and Economics**, v. 13, n. 4, p. 305-340, 1990.
- BHUSHAN, R. Firm characteristics and analyst following. **Journal of Accounting and Economics**, v. 11, n. 2-3, p. 255-274, 1989.
- BROWN, L. D. How important is past analyst forecast accuracy? **Financial Analysts Journal**, v. 57, n. 6, p. 44-49, 2001.
- BROWN, L. D.; ROZEFF, M. S. The superiority of analyst forecasts as measures of expectations: evidence from earnings. **Journal of Finance**, v. 33, n. 1, p. 1-16, 1978.

BROWN, L. D.; HAGERMAN, R. L.; GRIFFIN, P. A.; ZMIJEWSKI, M. E. Security analyst superiority relative to univariate time-series models in forecasting quarterly earnings. **Journal of Accounting and Economics**, v. 9, n. 1, p. 61-87, 1987.

CARVALHO, F. M.; KAYO, E. K.; MARTÍN, D. M. L. Tangibilidade e intangibilidade na determinação do desempenho persistente de firmas brasileiras. **Revista de Administração Contemporânea – RAC**, v. 14, n. 5, p. 871-889, 2010.

CHANG, X.; DASGUPTA, S.; HILARY, G. Analyst coverage and financing decisions. **The Journal of Finance**, v. 61, n. 6, p. 3009-3048, 2006.

CHEN, C. R.; STEINER, T. L. Tobin's q, managerial ownership, and analyst coverage: A nonlinear simultaneous equations model. **Journal of Economics and Business**, v. 52, n. 4, p. 365-382, 2000.

CHUNG, K. H.; JO, H. The impact of security analysts' monitoring and marketing functions on the market value of firms. **The Journal of Financial Quantitative Analysis**, v. 31, n. 4, p. 19, 1996.

CLINCH, G.; FULLER, D.; GOVENDIR, Brett J.; WELLS, Petter A. The accrual anomaly: Australia evidence. **Accounting and Finance**, v. 52, n. 2, p. 377-394, 2012.

COCKBURN, L.; GRILICHES, Z. Industry effects and appropriability measures in the stock market's valuation of red and patents. **American Economic Review**, v. 78, n. 2, p. 419-423, 1988.

DEVOS, E.; ONG, S. E.; SPIELER, A. C. Analyst activity and firm value: evidence from the REIT sector. **The Journal of Real Estate Finance and Economics**, v. 35, n. 3, p. 333-356, 2007.

EASLEY, D.; O'HARA, M. Information and the cost of capital. **The Journal of Finance**, v. 59, n. 4, p. 1553-1583, 2004.

FAMA, E. F. Efficient capital market II. **The Journal of Finance**, v. 46, n. 5, p. 1.575-1.617, 1991.

FAMÁ, R.; BARROS, L. A. B. C. Q de Tobin e seu uso em finanças: aspectos metodológicos e conceituais. **Caderno de Pesquisas em Administração**, v. 7, n. 4, p. 27-43, 2000.

FÁVERO, L. P. L. Dados em painel em contabilidade e finanças: teoria e aplicação. **BBR Brazilian Business Review**, v. 10, n. 1, p. 131-156, 2013.

FRIED, D.; GIVOLY, D. Financial analysts' forecasts of earnings: a better surrogate for market expectations. **Journal of Accounting and Economics**, v. 4, n. 2, p. 85-107, 1982.

GABRIEL, F. **O impacto da adesão às práticas recomendadas de governança corporativa no índice de qualidade da informação contábil das firmas no Brasil**. 2011. Tese (Doutorado em Controladoria e Contabilidade) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo.

GIRÃO, L. F. A. P. **Assimetria informacional, insider trading e avaliação de empresas: Evidências no mercado de capitais brasileiro**. 2012. Dissertação (Mestrado em Contabilidade) – Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis UNB/ UFRN/ UFPB: João Pessoa, 2012.

GROSSMAN, S. J.; STIGLITZ, J. E. On the impossibility of informationally efficient markets. **The American Economic Review**, v.70, i.3, p. 393-408, June, 1980.

HALL, B. H. The stock market's valuation of R&D investment during the 1980's. **American Economic Review**, v. 83, n. 2, p. 259-264, 1993.

HE, W. P.; LEPONE, A.; LEUNG, H. Information asymmetry and the cost of equity capital. **International Review of Economics & Finance**, v. 27, p. 611-620, 2013.

HEALY, P. M.; PALEPU, K. G. Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: a review of the empirical disclosure literature. **Journal of Accounting and Economics**, v. 31, n. 1-3, p. 405-440, 2001.

KROSS, W.; RO, B.; SCHROEDER, D. Earnings expectations: the analysts' information advantage. **The Accounting Review**, v. 65, p. 461-476, 1990.

LANDSMAN, W. R.; SHAPIRO, A. C. Tobin's Q and the relation between accounting ROI and economic return. **Journal of Accounting Auditing and Finance**, v. 10, n. 1, p. 103-118, Winter, 1995.

LANG, M. H.; LINS, K. V.; MILLER, D. 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.

LIMA, G. A. S. F. **Efeito do acompanhamento dos analistas no valor das empresas**. 2013. Tese (Livre Docência) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo.

MANDE, V.; SON, M. CEO centrality and meeting or beating analysts' earnings forecasts. **Journal of Business Finance e Accounting**, v. 39, n. 1-2, p. 82-112, 2012. doi:10.1111/j.1468-5957.2011.02262.x, 2012.

MANSI, S. A.; MAXWELL, W. F.; MILLER, D. P. Analyst forecast characteristics and the cost of debt. **Review of Accounting Studies**, v. 16, n. 1, p. 116-142. doi:10.1007/s11142-010-9127-2. 2011.

MARTINEZ, A. L. **Analisando os analistas**: estudo empírico das projeções de lucros e das recomendações MARTINEZ, A. L dos analistas de mercado de capitais para as empresas brasileiras de capital aberto. 2004. Tese (Doutorado em Administração de Empresas) – Escola de Administração de Empresas de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo.

MARTINEZ, A. L. The role of analysts as gatekeepers: enhancing transparency and curbing earnings management in Brazil. **Revista de Administração Contemporânea**, v. 15 n. 4, p. 712-730, 2011.

MARTINEZ, A. L.; DUMER, M. C. R. **Adoption of IFRS and the properties of analysts' forecasts**: the Brazilian case. Working paper. 2012. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2153173>>. Acesso em: 8 abr. 2016.

MARTINS, O. S. **Relações entre a assimetria de informação e as características das empresas no mercado acionário brasileiro**. Tese (Doutorado em Contabilidade) – Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis UNB/ UFRN/ UFPB: João Pessoa, 2012.

MCCONNELL, John J.; SERVAES, Henri. Additional evidence on equity ownership and corporate value. **Journal of Financial Economics**, v. 27, n. 2, p. 595-612, 1990.

MOYER, R. C.; CHATFIELD, R. E.; SISNEROS, P. M. Security analyst monitoring activity: agency costs and information demands. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 24, n. 4, p. 503-512, 1989.

RAMNATH, S.; ROCK, S.; SHANE, P. The financial analyst forecasting literature: a taxonomy with suggestions for further research. **International Journal of Forecasting**, v. 24, n. 1, p. 34-75, 2008. doi:10.1016/j.ijforecast.2007.12.006.

SARLO NETO, A.; BASSI, B. R.; ALMEIDA, A. A. Um estudo sobre a informatividade dos lucros contábeis na América Latina. **Revista de Contabilidade e Organizações**, v. 5, n. 12, p. 4-25, 2011.

SHIN, H.-H.; STULZ, R. M. Firm value, risk and growth opportunities. **Dice Center Working Paper** n. 2000-8. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.234344>>. Acesso em: 24 abr. 2015.

SHLEIFER, A. **Inefficient markets**: an introduction to behavioral finance. Nova Iorque: Oxford University Press, 2000.

SILVA, M. F. O. **A vantagem competitiva das nações e a vantagem competitiva das empresas**: a localização é importuniveante? 204 f. 2009. Tese (Doutorado em Administração) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2009.

SILVEIRA, A D. M.; BARROS, L. A. B. C. Determinantes da qualidade da governança corporativa das companhias abertas brasileiras. **REAd – Revista Eletrônica de Administração**, Ed. 61, v. 14, n. 3, p. 1-15, set./dez. 2008.

SILVEIRA, A D. M.; LANZANA, A. P.; BARROS, L. A. B. C.; FAMÁ, R. Efeito dos acionistas controladores no valor das companhias abertas brasileiras. **Revista de Administração – RAUSP**, v. 39, n. 4, p. 362-372, 2004.

SPENCE, M. Job market signaling. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 87, n. 3, p. 355-374, 1973.

STICKEL, S. E. Common stock returns surrounding earnings forecast revisions: more puzzling evidence. **The Accounting Review**, v. 66, n. 2, p. 402-416, 1991. TOBIN, James; BRAINARD, W. C. Pitfalls in financial model building. **American Economic Review**, v. 58, n. 2, p. 99-122, 1968.

TRIPATHI, V. Relationship between institutional neglect and stock returns in India. **Business Analyst**, new series, v. 1, n. 1, p. 85-92, April-September, 2006. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=1134653>>. Acesso em: 18 mar. 2015.

TRUEMAN, B. Analyst Forecasts and Herding Behavior. **Review of Financial Studies**, v. 7, n. 1, p. 97-124, 1994.

WELCH, P. R. A generalized distributed lag model for predicting quarterly earnings. **Journal of Accounting Research**, v. 22, n. 2, p. 744-757, 1984.