UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE CONTABILIDADE E ATUÁRIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CONTROLADORIA E
CONTABILIDADE

MARTHA REGINA MEIRA BIANCHI

Poder empresarial e cobertura de analistas financeiros

SÃO PAULO
2016

Prof. Dr. Marco Antonio Zago
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Adalberto Américo Fischmann
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Gerlando Augusto Sampaio Franco de Lima
Chefe do Departamento de Contabilidade e Atuária

Prof. Dr. Andson Braga de Aguiar
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Controladoria e Contabilidade

MARTHA REGINA MEIRA BIANCHI

Poder empresarial e cobertura de analistas financeiros

Dissertação apresentada ao Departamento de Contabilidade e Atuária da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Ciências.

Orientador: Prof. Dr. Francisco Henrique Figueiredo de Castro Junior

Versão Corrigida

(versão original disponível na Biblioteca da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade)

SÃO PAULO
2016

Autorizo a reprodução e divulgação total ou parcial deste trabalho, por qualquer meio convencional ou eletrônico, para fins de estudo e pesquisa, desde que citada a fonte.

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Bianchi, Martha Regina Meira

Poder empresarial e cobertura de analistas financeiros/Martha Regina Meira Bianchi. – São Paulo, 2016.

104 p.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2016.

Orientador: Francisco Henrique Figueiredo de Castro Junior.

1. Governança corporativa 2. Finanças 3. Mercado de capitais
4. Analistas de mercado 5. Assimetria de informação I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. II. Título.

CDD – 658.4

Ao Jeronymo.

Agradecimentos

Agradeço ao Jeronymo, parceiro de todas as horas, que sempre acreditou e incentivou este meu retorno à vida acadêmica. Obrigada por tudo!

Agradeço à minha família, pelo apoio durante toda a vida, e principalmente por entender muitas vezes minha ausência por conta das atividades acadêmicas.

Ao Professor Henrique, obrigada por sua paciência e seu auxílio, sem o qual não teria sido possível chegar até o fim. Agradeço também a todos os professores do Programa de Pós-Graduação em Controladoria e Contabilidade, em especial ao Professor Lucas, e demais professores que tive o privilégio de conhecer e absorver um pouco de seus enormes conhecimentos. Ao Professor Gerlando, sempre disposto a auxiliar na pesquisa qualquer fosse a minha solicitação. Muito obrigada!

Meus agradecimentos a todos os amigos da FEA, principalmente aos ingressantes no PPGCC de 2014, cuja amizade foi essencial para superar os momentos difíceis. Meus agradecimentos especiais à Verônica, sempre disposta a ajudar nos percalços entre eu e o L^AT_EX! Agradeço o companheirismo dos colegas da linha 3: Bianca, Marco, Sandro, Fernanda, Edna e em especial Jeíce. À Jeíce, Natália e Suilise, obrigada pela amizade!

À CAPES, pelo auxílio financeiro, e toda a equipe da FEA: secretaria de pós graduação, secretaria da PPGCC e biblioteca. Obrigada pela paciência e apoio. Agradeço também à biblioteca da FGV, que possibilitou a coleta de dados essenciais à minha pesquisa, através do banco de dados Bloomberg.

Por fim, à todos que, de alguma forma, participaram e contribuíram para a finalização desta importante etapa de minha vida, meus sinceros agradecimentos!

Resumo

Bianchi, M. R. M. (2016). *Poder empresarial e cobertura de analistas financeiros* (Dissertação de Mestrado, Universidade de São Paulo, São Paulo).

Este estudo buscou investigar duas relações de interesse: a relação entre poder e cobertura de analistas financeiros no mercado acionário brasileiro, e a relação entre poder e assimetria informacional neste mercado, nos períodos de 2000 a 2010. O objetivo desta pesquisa envolveu verificar se o poder empresarial *aumenta* a assimetria informacional decorrentes dos custos de agência envolvidos e possibilidade de expropriação de valor (Jensen & Meckling, 1976), ou *diminui* a assimetria, uma vez que administração da empresa não se sente vulnerável a demissões ou possíveis embaraços a sua atuação, e opta por não omitir informações aos *stakeholders* (Bertrand & Mullainathan, 2003). Ainda relacionado ao ambiente informacional impactado pelo poder empresarial, buscou-se verificar se os analistas financeiros acompanham empresas que apresentam uma maior assimetria informacional, e assim cumprindo sua função de monitoramento da gestão empresarial (Healy & Palepu, 2001), ou menor assimetria, em decorrência dos custos envolvidos em se obter informações privadas (Frankel, Kothari & Weber, 2006). Com o uso de *proxies* criadas pela análise fatorial para capturar as especificidades relacionadas a poder empresarial e assimetria informacional no ambiente empresarial brasileiro, foram observadas uma relação *negativa* entre cobertura de analistas financeiros e poder empresarial e uma relação *positiva* entre assimetria e poder empresarial. Pelas hipóteses esquematizadas por Jiraporn, Liu e Kim (2012), que abarcam todas as relações possíveis entre assimetria, poder empresarial e cobertura de analistas financeiros, os resultados se enquadram na *Hipótese da Opacidade*.

Palavras-chave: Governança corporativa. Finanças. Mercado de capitais. Analistas de mercado. Assimetria de informação.

Abstract

Bianchi, M. R. M. (2016) *Corporate power and financial analysts coverage* (Master's thesis, University of São Paulo, São Paulo).

This research aims to investigate two relationships: the relationship between corporate power and financial analysts coverage in Brazilian stock market, and the relationship between corporate power and asymmetric information during 2000 to 2010. This research's purpose involve to verify if corporate power increases the asymmetric information resulting from agency costs and potential expropriation value (Jensen & Meckling, 1976), or decreases this asymmetry since the firm's management does not feel vulnerable to layoffs or possible embarrassment to managerial performance, and chooses do not omit information to stakeholders (Bertrand & Mullainathan, 2003). Also related to the information environment impacted by corporate power, this research seek to investigate if financial analysts follow firms that have higher asymmetric information, and thus fulfill this monitoring role of business management (Healy & Palepu, 2001), or less asymmetry in due to the costs involved in obtaining private information (Frankel et al., 2006). With the use of proxies created by factor analysis to capture the specifics characteristics related to corporate power and information asymmetry in Brazilian business environment, it was observed a *negative* relationship between financial analysts coverage and corporate power and a *positive* relationship between asymmetry and corporate power. The assumptions outlined by Jiraporn et al. (2012) that cover all possible relationships between asymmetry, corporate power and financial analysts coverage, fit the *Opacity Hypothesis*.

Keywords: Corporate governance. Finance. Stock market. Financial analysts. Asymmetric information.

Lista de Tabelas

3.1	Total de empresas	32
3.2	Matriz de correlação	36
3.3	Total da variância explicada	37
3.4	Matriz fatorial de cargas	38
3.5	Matriz de correlação - Assimetria informacional	44
3.6	Total da variância explicada - Assimetria informacional	45
3.7	Matriz fatorial de cargas - Assimetria informacional	45
3.8	Relação esperada entre variáveis dependentes e variáveis de controle	50
3.9	Estatística descritiva	51
3.10	Estatísticas descritivas - Variáveis de controle <i>winsorizadas</i>	52
3.11	<i>Poder</i> : empresas com maiores e menores valores	53
3.12	Total de analistas por setor	54
3.13	Dispersão de analistas	55
4.1	Tobit - Dados agrupados amostrais e winsorizados	66
4.2	Tobit - Erros-padrão robustos tipo cluster com dados agrupados	67
4.3	Tobit - Dados em painel amostrais e winsorizados	69
4.4	Dados agrupados - Assimetria e poder empresarial	72
4.5	Assimetria e poder empresarial - Efeitos Fixos	74
4.6	Assimetria e poder empresarial - Efeitos Aleatórios	75
4.7	Informação e poder empresarial	79

Siglas

ADR *American Depositary Receipt*. 24, 42

ANEFAC Associação Nacional dos Executivos de Finanças, Administração e Contabilidade. 24

BM&FBOVESPA Bolsa de Valores do Estado de São Paulo. 16, 22, 24, 41, 42, 44, 45, 82

CA Conselho de Administração. 7, 13, 14, 15, 19, 20, 21, 26, 28, 29, 30, 33, 34, 35, 36, 37, 53, 81

CEO *Chief Executive Officer*. 10, 13, 14, 15, 16, 29, 30

HME Hipótese de Mercado Eficiente. 22

KMO Kaiser-Meyer Olkin. 36, 44

LR *Likelihood Ratio*. 64, 65, 64, 68

MQO Mínimos Quadrados Ordinários. 56, 59, 71, 73, 76, 79

NYSE *New York Stock Exchange*. 24

PIN *Probability of Informed Trading*. 17, 23, 24, 42, 43, 44

S&P *Standard & Poor's*. 26

Sumário

1	Introdução	7
1.1	Contextualização	7
1.2	Problema de Pesquisa	14
1.3	Hipóteses	14
1.4	Objetivos	15
1.5	Justificativa	16
1.6	Descrição dos Capítulos	18
2	Referencial Teórico	19
2.1	Teoria de Agência e Governança Corporativa	19
2.2	Assimetria Informacional	22
2.3	Analistas Financeiros	24
2.4	Poder	28
3	Metodologia	31
3.1	Amostra	31
3.2	Variáveis	33
3.2.1	Poder Empresarial	33
3.2.1.1	Análise de Componente Principal	36
3.2.2	Variáveis Dependentes	38
3.2.2.1	Analistas	38
3.2.2.2	Assimetria Informacional	38
3.2.3	Variáveis de Controle	46
3.2.3.1	Analistas financeiros	46
3.2.3.2	Assimetria informacional	48
3.3	Estatística Descritiva	50
3.4	Análise Econométrica	55
3.4.1	Analistas e Poder empresarial	55
3.4.2	Assimetria informacional e Poder empresarial	58

4	Análise dos Resultados	63
4.1	Analistas e Poder empresarial	63
4.1.1	Modelo Tobit com dados agrupados	63
4.1.2	Modelo Tobit com dados em painel	68
4.2	Assimetria informacional e Poder empresarial	70
4.2.1	Assimetria	70
4.2.1.1	Mínimos quadrados ordinários com dados agrupados . . .	70
4.2.1.2	Mínimos quadrados ordinários em painel	73
4.2.2	Informação	76
5	Conclusão	81
	Bibliografia	85

1 Introdução

1.1 Contextualização

Quando um investidor externo opta por financiar as atividades de uma empresa, há um risco acerca do retorno de seus investimentos, muitas vezes decorrente de expropriação de valor por parte de acionistas controladores ou do corpo executivo da empresa. Para a proteção deste investidor, existe um conjunto de mecanismos, chamado Governança Corporativa, pelos quais são salvaguardados seus direitos frente a uma eventual expropriação de valor por parte dos gestores da empresa, acionistas majoritários ou outras pessoas que operam dentro da organização (La Porta, Lopes-de-Silanes, Shleifer & Vishny, 2000).

Dentre os diversos mecanismos abarcados pela Governança Corporativa, existem aqueles que surgem dentro da organização empresarial, como o Conselho de Administração (CA), e os mecanismos externos, em que não é necessário uma mudança ou órgão dentro da empresa na tentativa de evitar qualquer expropriação de capital. Neste contexto de mecanismo externo de Governança Corporativa se enquadram os analistas financeiros, foco deste estudo. Os analistas estão entre os mais importantes intermediários da informação entre empresas e investidores, uma vez que eles rotineiramente coletam e interpretam as informações disponíveis, servindo de grande auxílio para tomada de decisão para os investidores externos (Lima, 2013). Também há evidências de que o acompanhamento de empresas por analistas financeiros aumenta o valor de mercado das empresas (Chung & Jo, 1996).

Cheng e Subramanyam (2008) afirmam que os analistas financeiros podem impactar negativamente o risco de *default* da empresa através de dois mecanismos distintos: de intermediários de informação aos acionistas e demais *stakeholders* e o de monitoramento da gestão executiva da empresa. Dyck, Morse e Zingales (2010) ressaltam, em um estudo envolvendo uma amostra de 216 possíveis fraudes concentradas nos anos de 1996 a 2004, que mais de 70% dos casos foram descobertos através de mecanismos externos de Gover-

nança Corporativa, com destaque à importância no monitoramento desses agentes sem relacionamento direto com a empresa.

Os mecanismos externos de Governança Corporativa são caracterizados por não serem detentores de direitos residuais e não sofrerem impactos diretos com riscos de falência, tais como acionistas e credores. Contudo, apesar dos analistas financeiros não sofrerem tais impactos, a qualidade da análise de informações e de previsão de desempenho das empresas acompanhadas estão relacionadas à sua reputação. De fato, Stickel (1992) aponta que a performance dos analistas dispostas em um *ranking* por uma revista americana é um dos mais importantes critérios para determinar sua remuneração.

A demanda por analistas financeiros é resultado do problema de *informação* existente no mercado de capitais. Os intermediários financeiros se dedicam a buscar informações privadas para revelar as informações omitidas pelos gestores das empresas (Healy & Palepu, 2001).

A assimetria informacional é um dos problemas inerentes ao conflito que surge da separação entre propriedade e gestão em um ambiente empresarial. Com esta separação, criam-se dois grupos com interesses conflitantes: o principal, que detém a propriedade e o agente, pessoa contratada pelo principal para executar em seu nome um serviço que acarrete na delegação de algum poder de decisão a ele (Jensen & Meckling, 1976). O agente, maximizador de utilidade, poderia aproveitar essa delegação de poder em benefício próprio e, na tentativa de maximizar seu bem-estar, manipular ou esconder do principal informações relevantes sobre o andamento da empresa.

Jensen e Meckling (1976) apresentam os custos envolvidos decorrentes deste conflito. Há os custos relacionados a despesas com concessão de garantias, no qual o agente, responsável pela gestão, incorre na tentativa de garantir que suas ações não tentarão expropriar valor dos credores e acionistas. A despesa de monitoramento refere-se aos custos que o proprietário despende na tentativa de limitar as atividades irregulares do agente. E ainda há o custo residual, que seria o equivalente monetário da redução de bem estar originada da separação da gestão e propriedade. Os custos de agência estão diretamente ligados a assimetria informacional, segundo Armstrong, Balakrishnan e Cohen (2012):

Information asymmetry between these parties has been identified as the main source of agency problems, which implies that a firm's information environment is a crucial input that affects the design of its corporate governance mechanisms that are implemented to monitor managers¹. (p.185)

¹“Assimetria informacional entre estas partes tem sido identificada como a fonte principal dos pro-

George A. Akerlof, em seu artigo seminal de 1970, já discutia os problemas de incerteza em um ambiente com informação imperfeita, ilustrado pelo mercado de carros usados nos EUA, em que “bons” carros usados se misturam aos carros usados “ruins” e o consumidor não tem como distingui-los. Sobre esta assimetria da informação, Akerlof (1970) diz: “But the difficulty of distinguishing good quality from bad quality is inherent in the business world; this may indeed explain many economic institutions and may in fact be the one of the more important aspects of uncertainty” (p. 14).²

Em mercados onde a informação não é perfeita, a sinalização surge como possibilidade de indicar uma garantia de qualidade. Utilizando o exemplo utilizado por Akerlof (1970) acerca do mercado de carros usados, uma sinalização válida seria o vendedor de um carro usado bom oferecer uma garantia ao comprador. Cabe ressaltar que a sinalização só é válida se apenas os vendedores dos bons produtos puderem suportar os custos deste sinal. Assim, a sinalização permitiria aos consumidores discriminarem a qualidade do produto antes de adquiri-lo (Varian & Norton, 1992).

No mercado de capitais, a presença de analistas financeiros pode ser considerada por *stakeholders* como uma sinalização positiva das empresas cobertas por suas análises. Como intermediários informacionais e monitores do desempenho corporativo da empresa, a presença destes profissionais auxilia investidores em suas decisões de investimento e na valoração de ações e títulos de crédito das empresas (Jiraporn et al., 2012). Ademais, o acompanhamento desses analistas pode ter impacto até mesmo para a redução do custo de capital para a empresa por eles monitorada. Segundo Easley e O’hara (2004), a quantidade e a qualidade da informação afeta o preço das ações, e os investidores exigem um maior retorno em empresas com poucas informações disponíveis. Atrair um analista para acompanhar a empresa, segundo os autores, poderia reduzir o custo de capital, na medida em que o analista possa fornecer informações com credibilidade aos investidores.

Com relação ao monitoramento dos gestores, os analistas podem exercer sua influência de duas formas: podem reduzir o gerenciamento de resultados por parte dos administradores em virtude do seu papel ativo de monitoramento, ou podem causar o efeito inverso através do risco moral, aumentando este gerenciamento de resultado por parte dos gestores, na tentativa de ir ao encontro das previsões realizadas pelos analistas financeiros³. F. F. Yu (2008) verifica que os analistas parecem exercer de fato um importante papel

blemas de agência, que implica que o ambiente informacional da empresa é o insumo crucial que afeta o desenho dos mecanismos de governança corporativa que são implementados para monitorar os gestores.” Tradução livre da autora.

²“Mas a dificuldade em distinguir boa qualidade de qualidade ruim é inerente ao mundo dos negócios; esta pode ainda explicar muitas instituições econômicas e pode de fato ser um dos mais importantes aspectos da incerteza”. Tradução livre da autora.

³Este risco moral seria resultado da queda no valor das ações caso a empresa apresente resultados

como monitores, uma vez que os resultados empíricos de seu trabalho indicam que um número maior de analistas é relacionado a menor gerenciamento de resultados por parte dos executivos. Chen, Harford e Lin (2014) também corroboram o papel de monitores exercido pelos analistas financeiros. Através de evidências empíricas observadas após uma redução no número de analistas no mercado, evidenciou-se uma diminuição no valor da reserva aos acionistas, um aumento nos salários dos executivos, e um descolamento entre a remuneração do executivo e a performance da empresa.

Contudo, em ambientes empresariais cujo potencial de esconder ou manipular informações é elevado, tais como empresas familiares e/ou com blocos de controle gerencial e baixa proteção ao acionista minoritário, os analistas financeiros estariam menos propensos a acompanhar tais empresas, como aponta o estudo de Lang, Lins e Miller (2004). Este fato sugere que o monitoramento desempenhado pelos analistas financeiros em ambientes com uma fraca governança interna e/ou em países com pouca proteção aos investidores nem sempre é desempenhado plenamente.

Jiraporn et al. (2012) trazem a seguinte reflexão para o tema: de que modo a cobertura dos analistas financeiros é afetada em um cenário em que o *Chief Executive Officer (CEO)* concentra muito poder dentro da empresa? As evidências empíricas do estudo apontam uma relação negativa entre a cobertura de analistas e as empresas inseridas nesse contexto. Apesar de na literatura ainda não existir consenso entre o impacto na transparência de informações em empresas que concentram mais poder em seu executivo, os autores relacionam que isto ocorre pelo fato de que os executivos que concentram mais poder não teriam incentivos a omitir informações. Desse modo, e ainda coerente com o papel de monitores na Governança Corporativa, como a informação já estaria disponível ao mercado, os analistas financeiros não teriam nenhum diferencial em acompanhar estas firmas e o impacto na divulgação de informações em um cenário com baixa informação assimétrica seria limitado.

A conclusão de que um maior poder ao executivo poderia representar mais informação ao público está em consonância com os estudos de Bertrand e Mullainathan (2003). Neste artigo, os autores trazem à tona as preferências gerenciais, que nem sempre seriam apropriar valor dos acionistas em benefício próprio. Muitas vezes, os gerentes maximizam sua utilidade “aproveitando uma vida tranquila”. Seguindo esta hipótese, Jiraporn et al. (2012) entendem que executivos mais poderosos não estariam tão vulneráveis quanto executivos sem muito poder dentro da empresa, e por esta razão não teriam motivos para esconder ou mascarar informações relevantes sobre seu desempenho.

inferiores em relação a previsão dos analistas; para evitar a queda no valor das ações, o gestor gerencia seus resultados de forma a ir ao encontro da previsão dos analistas (F. F. Yu, 2008).

Da mesma forma, também não há consenso na literatura acerca do papel dos analistas financeiros sobre assimetria de informação dentro do mercado de capitais. Os analistas são vistos como agentes fiscalizadores do mercado e divulgadores de informação a serviço da Governança Corporativa, auxiliando na diminuição dos problemas de informação presentes no mercado (Silveira, 2010). Porém, Lang e Lundholm (1996) relacionam uma cobertura maior de analistas em empresas que fornecem mais informações, já que custo de capturar tais informações é menor. Assim, o impacto dos analistas para diminuir a assimetria informacional seria limitado.

Jiraporn et al. (2012) relacionam quatro hipóteses diferentes para explicar de que modo um executivo com mais poder dentro da empresa poderia afetar o comportamento dos analistas e seu consequente acompanhamento (o sumário das hipóteses está ilustrado na figura 1.1):

- *Hipótese da Opacidade*: um executivo poderoso aumentaria a assimetria informacional, pois estaria em posição de esconder ou manipular informações a fim de acobertar um mau desempenho. Poucas informações disponíveis *desencorajariam* os analistas a acompanharem a firma.
- *Hipótese da Substituição da Opacidade*: um executivo poderoso aumentaria a assimetria informacional, pois estaria em posição de esconder ou manipular informações a fim de acobertar um mau desempenho. Poucas informações disponíveis *encorajariam* os analistas a acompanharem a firma.
- *Hipótese da Transparência*: um executivo poderoso não precisaria mascarar informações e, desse modo, diminuiria a assimetria da informação. Muitas informações disponíveis *encorajariam* os analistas a acompanharem a firma.
- *Hipótese da Substituição da Transparência*: um executivo poderoso não precisaria mascarar informações e, desse modo, diminuiria a assimetria da informação. Muitas informações disponíveis *desencorajariam* os analistas a acompanharem a firma.

Figura 1.1
Sumário das hipóteses, adaptado de Jiraporn, Liu e Kim (2012, p. 657)

A assimetria informacional, seguindo as hipóteses de Jiraporn et al. (2012), teria dois efeitos possíveis e distintos sobre o comportamento dos analistas. Em um ambiente com baixa assimetria informacional, os analistas poderiam acompanhar a empresa tendo em vista o custo baixo para adquirir informação. Contudo, seria razoável esperar que os analistas financeiros não acompanhem empresas que tenham mais informações divulgadas, pois não haveria espaço para ganhos anormais aos seus clientes, uma vez que toda a informação disponível já foi absorvida pelo mercado. O mesmo ocorre em ambientes com maior assimetria informacional: pode-se esperar tanto um maior acompanhamento na tentativa de obter retornos anormais, ou um menor acompanhamento uma vez que o custo de obter a informação é maior.

A divulgação de informações em um ambiente com executivos mais poderosos também são passíveis de dois comportamentos. O executivo poderia esconder ou manipular informações, consistente com os conflitos de agência descritos por Jensen e Meckling (1976): os gestores tentariam expropriar valor dos acionistas ao máximo e estariam propensos a omitir informações para alcançar este fim. Contudo, há uma outra hipótese levantada

por Bertrand e Mullainathan (2003) e embasa a *Hipótese da Transparência* de Jiraporn et al. (2012): os administradores com mais poder tem conhecimento de que não são tão vulneráveis a demissões comparado com administradores com menos poder dentro da empresa; dessa forma, divulgariam mais informações para evitar conflitos com acionistas e ter uma gestão sem sobressaltos. Seguindo esta mesma hipótese, Armstrong et al. (2012) verificam que a criação de leis *antitakeovers*⁴ em alguns estados americanos resultou na diminuição da assimetria informacional e no aumento no nível da informatividade dos relatórios financeiros.

As conclusões de Jiraporn et al. (2012) através das evidências empíricas referentes ao mercado norte-americano vão ao encontro da hipótese de *Substituição da Transparência*: quanto maior o poder do *CEO*, a empresa divulga mais informações, substituindo as informações fornecidas por analistas. Dessa forma, os analistas acompanhariam menos estas empresas, pois a empresa substituiria a demanda por informação internamente, sem a necessidade do acompanhamento de analistas financeiros.

Cabe ressaltar que os resultados de pesquisas efetuadas para o mercado americano nem sempre são condizentes em outros mercados de capitais, devido às características distintas de cada país. De fato, Lopes-de-Silanes, La Porta, Shleifer e Vishny (1998) realçam as diferenças entre estrutura de propriedade de empresas de capital aberto em diversos países, e ressaltam que países cujos fundamentos legais se originaram no *common law* apresentam características distintas daqueles que descenderam do *civil law*. Países como os Estados Unidos e Reino Unido, de tradição *common law*, apresentam maior proteção ao investidor e propriedade acionária mais dispersa, enquanto que no Brasil, em que o sistema jurídico originou-se no *civil law*, tem como características uma proteção mais fraca ao investidor, alta concentração acionária e baixo *law enforcement*.

As diferentes características nos mercados também afetam a Governança Corporativa, tal como as estruturas de *poder* na empresa: em países cuja concentração acionária é mais dispersa, geralmente o poder é concentrado nas mãos do *CEO*. Em locais onde a concentração acionária das empresas de capital aberto é alta, o poder pode estar concentrado nas mãos do fundador da empresa, do representante do grupo familiar ou do maior acionista, que muitas vezes participam ativamente da administração (Silveira & Barros, 2011). Com efeito, no Brasil o CA muitas vezes é composto por pessoas que participam da gestão da empresa (*insiders*) e/ou representantes do grupo controlador ou familiar (Black, Carvalho & Gorga, 2009). Desta forma, o CA, um mecanismo interno de Governança Corporativa que deveria monitorar as ações da diretoria executiva, poderia

⁴ *Takeovers* hostis são um poderoso mecanismo de Governança Corporativa por possibilitar contornar a gestão e tomar o controle da empresa através da concentração de votos (Becht, Bolton & Röell, 2003).

não desempenhar sua função de fiscalizar a gestão da empresa plenamente .

Devido às características do ambiente empresarial brasileiro descritas acima, seria pouco representativo analisar o poder através do diretor executivo⁵ somente. A fim de assimilar os problemas de agência em ambientes empresariais com controladores majoritários, uma pesquisa que envolva toda a diretoria e o conselho de administração das empresas parece mais adequada para captar todas as fontes de poder que possam manipular informações e gerenciar resultados.

1.2 Problema de Pesquisa

Este estudo busca verificar se há evidências empíricas que suportem a relação entre cobertura de analistas e poder empresarial em empresas de capital aberto brasileiras, no período de 2000 a 2010. O poder empresarial abarca a diretoria executiva, o CA e a concentração acionária de cada empresa. Ainda no mesmo período, são estudadas possíveis relações entre assimetria informacional e poder empresarial, e assim possibilitar o enquadramento da relação entre analistas e poder dentre as hipóteses previstas em Jiraporn et al. (2012), resumidas na figura 1.1.

1.3 Hipóteses

As hipóteses formuladas nesta dissertação serão verificadas a partir de análises estatísticas e econométricas. A primeira hipótese a ser testada será:

H_{0a} : A cobertura de analistas não está relacionada ao poder empresarial.

Alternativamente à hipótese nula H_{0a} , pode haver uma correlação positiva ou negativa entre estas variáveis.

A cobertura de analistas pode ser impactada pelo poder empresarial de através do aumento ou diminuição da assimetria informacional, o que leva a segunda hipótese:

⁵No Brasil, a terminologia comumente utilizada para *CEO* é diretor executivo.

H_{0b} : A assimetria informacional não está relacionada ao poder empresarial.

Assim como na hipótese H_{0a} , a alternativa à hipótese nula H_{0b} é a de que pode haver uma correlação positiva ou negativa entre a assimetria informacional e poder empresarial.

Jiraporn et al. (2012) verificaram que a presença de um executivo poderoso no mercado de capitais americano impacta em uma diminuição da assimetria informacional, seguindo Bertrand e Mullainathan (2003): nem sempre o executivo busca expropriar valor dos acionistas, ainda mais quando o *CEO* já concentra o poder e tem mais liberdade para as tomadas de decisões. O executivo prefere divulgar mais informações e evitar conflitos em sua gestão.

Como a relação entre analistas e poder apontadas por Jiraporn et al. (2012) foi negativa, reforça a função de monitores e instrumentos de Governança Corporativa dos analistas financeiros: um ambiente informacional mais transparente inibiria sua atuação, uma vez que todas as informações já estão disponíveis no mercado.

As hipóteses H_{0a} e H_{0b} procuram evidenciar se no mercado de capitais brasileiro a relação encontrada por Jiraporn et al. (2012) no mercado americano se mantém, considerando as diferenças entre os mercados e na estrutura empresarial.

1.4 Objetivos

O objetivo geral desta dissertação é contribuir com a discussão acerca do papel dos analistas financeiros no mercado de capitais brasileiros e os impactos da estrutura de poder nas empresas de capital aberto brasileiras.

Os objetivos específicos estão relacionados abaixo:

- Criar um indicador de poder empresarial que abranja a diretoria executiva, o CA e a concentração acionária de cada empresa presente na amostra, a fim de tentar abarcar todas as fontes que possam intensificar os problemas de agência;
- Verificar se o poder empresarial impacta na cobertura de analistas financeiros em empresas brasileiras;

- Mensurar a assimetria de informação através da metodologia para se calcular *bid-ask spread* apresentada por Corwin e Schultz (2012), ainda não utilizada no mercado acionário brasileiro;
- Criar uma nova *proxy* de assimetria informacional levando em conta características inerentes ao mercado acionário brasileiro;
- Verificar se o poder empresarial influencia o ambiente informacional nas empresas brasileiras analisadas;
- Verificar, com base nas evidências empíricas, se é possível enquadrar os resultados obtidos nas hipóteses previstas por Jiraporn et al. (2012) apresentadas na figura 1.1.

1.5 Justificativa

Dada a relevância crescente em temas relacionados à Governança Corporativa no Brasil, e a poucos estudos brasileiros referentes ao papel de analistas financeiros como provedores de informação e instrumentos de monitoramento da gestão executiva no Brasil, evidencia-se a importância do tema. Ademais, a relevância do mercado de capitais no Brasil tem aumentado, e conseqüentemente a preocupação com a gestão executiva nas empresas brasileiras. Tal fato é corroborado pela criação de segmentos especiais de listagem da Bolsa de Valores do Estado de São Paulo (BM&FBOVESPA), em que diferentes níveis de Governança são destacados e sinalizados ao mercado e investidores externos.

Compreender a motivação do analista financeiro em acompanhar determinada empresa e sua relação com o ambiente informacional está presente em diversos trabalhos empíricos (e.g. Lang & Lundholm, 1996; Lang et al., 2004). Outros estudos também destacam o impacto do acompanhamento de analistas no custo de capital e no ambiente corporativo das empresas (Chen et al., 2014; Cheng & Subramanyam, 2008; Easley & O'hara, 2004). Relacionar se o acompanhamento de analistas e o ambiente informacional é impactado pela diretoria executiva da empresa é trazido por Jiraporn et al. (2012) de modo único na literatura e contribui para um melhor entendimento entre a influência das ações dos *CEOs* e seus impactos que permeiam todo ambiente corporativo, inclusive a cobertura de analistas financeiros.

Trazer esta discussão ao Brasil enriquece os estudos já existentes sobre analistas financeiros (e.g. Martinez, 2004; Lima, 2013; Fernandes, 2010; Dalmácio, Lopes, Rezende & Sarlo Neto, 2013; Martinez, 2011), assimetria informacional (tal como em Minardi, Sanvicente

& Monteiro, 2006; Albanez, 2008; Martins & Paulo, 2014; Oliveira, Paulo & Martins, 2013; Calhau, 2012) e o ambiente corporativo no Brasil (e.g. Brugni, Bortolon, Almeida & Paris, 2013; Black et al., 2009; Guerra, 2009).

Cabe ainda destacar a importância de aplicar estudos realizados em outros mercados com as devidas adaptações ao cenário brasileiro, com suas diferenças analisadas e ponderadas. Os estudos em finanças muitas vezes estão concentrados no mercado de capitais americanos, com um vasto número de empresas listadas, e com problemas de agência muitas vezes diversos do que ocorrem em mercados em desenvolvimento, ou com predominância de alta concentração acionária e controle realizado por meio de blocos. Silva e Leal (2006) ressaltam que a existência de classe de ações sem direito a voto no Brasil são utilizadas para concentrar o controle com valor reduzido de investimento. Esta maior concentração de propriedade pode levar, inclusive, a uma diferente concentração de poder no ambiente corporativo, tal como apontado por Silveira e Barros (2011).

Uma importante contribuição deste trabalho aos estudos em finanças refere-se ao uso de uma diferente forma de se calcular a assimetria informacional. O problema da informação impede a alocação eficiente de recursos em uma economia e, extrapolando o exemplo do mercado de carros usados citado por Akerlof (1970), se os investidores não conseguem distinguir uma boa opção de investimento de uma opção ruim, ambas serão valoradas ao mesmo nível, levando a uma superestimação de investimentos ruins e uma depreciação de bons investimentos (Healy & Palepu, 2001). Contudo, a assimetria informacional não é algo observável, sendo necessário que os pesquisadores recorram a *proxies* para tentar melhor aproximar o problema existente no mundo real a algo mensurável.

Em muitas pesquisas acadêmicas recentes, é notória a utilização de *bid-ask spread* e *Probability of Informed Trading (PIN)* como *proxies* para assimetria informacional (Minardi et al., 2006; Jiraporn et al., 2012; Barbedo, Silva & Leal, 2009; Martins & Paulo, 2014; Elbadry, Gounopoulos & Skinner, 2015). Contudo, para o cálculo do PIN e em algumas metodologias para cálculo de *bid-ask spread* faz-se necessário um grande volume de dados das negociações ocorridas nas bolsas de valores, o que pode limitar a utilização destas *proxies* para pesquisadores que não tenham à disposição acesso a base de dados que sejam capazes de oferecer todos os elementos necessários para o cálculo.

Nesta dissertação será utilizada uma metodologia para cálculo de *bid-ask spread* desenvolvido por Corwin e Schultz (2012). Esta metodologia utiliza os preços diários do valor mais alto e mais baixo da ação para cálculo do *bid-ask spread*, sem a exigência de transações *intraday* para mensurá-lo. Dessa forma, esta pesquisa contribui com a utilização de uma métrica mais simples para cálculo da assimetria informacional e, conseqüentemente,

à disposição de mais pesquisadores em finanças. Ainda para mensurar a assimetria, será utilizada uma *proxy* com características específicas ao mercado brasileiro, sugerida como alternativa ao *bid-ask spread*, e seus resultados também poderão auxiliar na discussão do tema em ambientes com características similares ao Brasil.

1.6 Descrição dos Capítulos

A dissertação está estruturada em cinco capítulos. Neste capítulo, foram apresentados o problema de pesquisa, as hipóteses, o objetivo da pesquisa e sua justificativa, precedida pela contextualização do tema.

O Referencial Teórico está disposto no capítulo 2, com a apresentação dos construtos teóricos que embasam esta pesquisa, os principais estudos empíricos relacionados à Governança Corporativa e seus principais mecanismos, com ênfase no papel dos analistas financeiros, nos problemas trazidos pela assimetria informacional e seus impactos nas empresas. Estão apresentados os conceitos de poder na literatura, com a breve apresentação de pesquisas que envolvam seus impactos no ambiente corporativo.

No Capítulo 3, estão descritos todos os passos metodológicos acerca da definição das empresas analisadas, delimitação da amostra, as estatísticas descritivas e a apresentação das variáveis de controle, as variáveis dependentes e a variável de interesse (*poder empresarial*). Ainda neste capítulo serão apresentadas as metodologias para o cálculo das *proxies poder empresarial* e *assimetria informacional*.

As análises econométricas, bem como seus resultados, estão dispostos no Capítulo 4. Nele serão discriminadas as equações que embasam o teste das hipóteses H_{0a} e H_{0b} descritas na seção 1.3.

A conclusão, bem como as implicações desta pesquisa serão apresentadas no Capítulo 5.

2 Referencial Teórico

2.1 Teoria de Agência e Governança Corporativa

A separação entre as estruturas de controle (responsáveis por tomadas de decisão) e a estrutura de propriedade dentro de uma empresa é comum no sistema capitalista desenvolvido, em que os proprietários não participam da rotina empresarial, nem acompanham todas as decisões realizadas. O relacionamento de agência, definido por Jensen e Meckling (1976), é um contrato em que uma ou mais pessoas (principal) contratam outra (agente) para realizar um serviço ao seu benefício, incluindo poderes para tomar decisões em nome do contratante. O problema deste relacionamento surge quando o interesse do agente não coincide com o interesse dos principais (Watts & Zimmerman, 1979).

Este problema de agência fica claro em empresas de capital aberto, onde os acionistas delegam poderes aos executivos e, muitas vezes, o conflito de interesses entre eles gera custos de monitoramento na tentativa de minimizar o impacto do desalinhamento de interesses. De fato, Fama (1980) cita que, como a teoria do portfolio revela que a escolha ótima do investidor seria diversificar sua riqueza entre ativos de empresas diferentes, não haveria interesse deste investidor em controlar e monitorar diretamente o gerenciamento de uma empresa específica, o que aumenta o grau de separação entre propriedade e gestão. O mercado de capitais permite que os investidores diversifiquem seus riscos com custos de transação relativamente baixos e dessa maneira possam se proteger contra falhas nas diretorias executivas das empresas. Contudo, um baixo monitoramento das ações dos executivos em razão desta diversificação poderia aumentar a expropriação de valor prevista pela teoria da agência¹.

Healy e Palepu (2001) descrevem algumas soluções para o problema da agência. Contratos ótimos, que evidenciam todas as informações relevantes (*disclosure*), permitem que os

¹Fama (1980) aponta que o próprio mercado de trabalho dos gestores das empresas, e uma revisão salarial atrelada ao seu desempenho pode controlar as ações dos executivos.

investidores monitorem as atividades dos executivos. O CA também é citado como um mecanismo que reduz o problema da agência, uma vez que o papel do CA é monitorar e disciplinar o gerenciamento da empresa em benefício dos acionistas. Os intermediários de informações financeiras, tais como analistas financeiros e empresas de *rating* também auxiliam a reportar quaisquer atitudes dos executivos que possam prejudicar os acionistas.

Neste contexto, a Governança Corporativa também surge como importante aliado à diminuição dos custos decorrentes de conflito de interesses. Conforme Carvalho (2002):

De maneira bastante genérica, governança corporativa (ou governança empresarial) pode ser descrita como os mecanismos ou princípios que governam o processo decisório dentro de uma empresa. Governança Corporativa é um conjunto de regras que visam minimizar os **problemas de agência**². (p.19)

Embora a Governança Corporativa tenha sua definição no início dos anos 1980, ela decorre de problemas inerentes à natureza humana já abordada por Adam Smith em seu livro “A Riqueza das Nações”, de 1776, onde se supõe a racionalidade dos agentes e a busca por maximizar seu bem-estar pessoal. Em um contexto em que o agente teria que pautar suas ações em nome do bem-estar do principal, a busca individual pela maximização de sua utilidade gera os conflitos de relacionamento de agência, já abordados acima.

A atual importância e relevância do tema podem ser relacionados a alguns fenômenos recentes. A onda de privatizações nas últimas décadas, a reforma dos fundos de pensão e o crescimento de poupança privada, a desregulação e a integração do mercado de capitais, as crises recentes e uma série de escândalos contábeis nos EUA (i.e. Enron e Worldcom) são fatos que evidenciaram a importância de Governança Corporativa nas empresas para a satisfação dos acionistas e dos *stakeholders* (Becht et al., 2003).

Silveira (2010) cita quatro mecanismos externos e três mecanismos internos de Governança para que o sistema funcione de forma eficiente e assegure decisões de melhor interesse aos acionistas. Os mecanismos externos são: proteção legal a investidores, fiscalização dos agentes de mercado, estrutura de capital e possibilidade de aquisição hostil e grau de competição no mercado de produtos. Os mecanismos de governança interna se relacionam com concentração acionária e atuação de investidores institucionais, sistema de remuneração dos executivos da empresa e o CA.

²Destaque do autor.

O ambiente informacional da empresa e o relacionamento com seus executivos é assunto amplamente pesquisado, já que é nesse cenário que surgem os conflitos de agência explicitados por Jensen e Meckling (1976). A eficácia dos mecanismos de Governança Corporativa também é avaliada neste contexto. Os executivos podem se comportar de maneira que não seja condizente aos interesses da firma de diversas formas, tais como investimentos extravagantes que não criam valor para a empresa, enriquecimento ilícito, estratégias de “entrincheiramento”³ e esforços insuficientes relacionados à gestão (Tirole, 2006).

As atitudes dos gestores em maximizar sua utilidade expropriando valor dos acionistas são atribuídas ao risco moral que surge da assimetria informacional: as ações dos indivíduos não podem ser observadas e depois contratadas, o que ocorre em caso de delegação de tomada de decisões, tal como a relação entre principal e agente (Hölmstrom, 1979).

O risco moral foi tratado inicialmente por Arrow (1963) a fim de apresentar os problemas relacionados ao mercado de seguros e de assistência médica. O risco moral é tratado como um problema de incentivo: utilizando como exemplo um seguro contra incêndios, o ideal é que o risco de um sinistro esteja fora do controle do segurado. Porém, a falta de cuidado do indivíduo pode influenciar a ocorrência de um incêndio, e o fato dele ter um seguro pode desencorajá-lo a ser mais zeloso na prevenção desse sinistro. De forma similar acontece com a delegação de poder dos acionistas a um executivo: de que forma garantir que este incentivo de poder agir em nome do proprietário não será utilizado em seu próprio benefício?

Inúmeros estímulos são dados aos gestores das empresas na tentativa de evitar o risco moral e alinhar os interesses gerenciais aos interesses dos acionistas, tais como compensações financeiras e *stock options*. Porém, uma importante fonte de inquietude para os gestores é a preocupação com o futuro: a ameaça de ser despedido pelo CA da empresa ou removido através de um *takeover* hostil são incentivos implícitos que também controlam suas atitudes em favor dos acionistas (Tirole, 2006).

A remuneração dos executivos, sua subordinação ao desempenho empresarial e a *transparência* na divulgação das compensações financeiras também são apontadas como mecanismos de Governança. Contudo, quando a compensação parece excessiva aos gestores, a diretoria pode optar por esconder ou mascarar estas informações, na tentativa de expropriação de valor. Schiehl, Terra e Victor (2013) verificam se, no Brasil, os atributos relacionados a Governança Corporativa estão relacionados a uma maior transparência nas

³Segundo Tirole (2006), investimentos em que os gestores são vistos como indispensáveis, gerenciamento de resultados e tentativa de barrar ativismo dos acionistas através de *lobby* são exemplos de estratégia de entrincheiramento.

informações acerca da remuneração aos executivos via *stock options*. Os autores apontaram uma relação positiva entre uma divulgação maior de informações e mecanismos de Governança Corporativa (i.e. tamanho do CA, existência de comitês de remuneração, auditoria realizada por uma *Big 4*) e relação negativa entre transparência e empresas controladas por grupos familiares.

No Brasil, a Governança Corporativa tem tido destaque, principalmente após a criação dos segmentos de listagem da BM&FBOVESPA, pautadas por regras rígidas de Governança Corporativa (BM&FBOVESPA, 2014). Black, Carvalho e Sampaio (2014) verificam a evolução recente da Governança Corporativa no Brasil, com base em pesquisas realizadas nos anos de 2004, 2006 e 2009, e constataam uma melhora significativa nas práticas de governança no país, relacionados aos segmentos de listagem da BM&FBOVESPA (Novo Mercado e Nível II) e à onda de ofertas públicas de ações. As mudanças na Governança Corporativa das empresas brasileiras parecem responder às preferências do investidor e reforça a importância do tema no mercado de capitais brasileiro.

2.2 Assimetria Informacional

A assimetria existente nos mercados pode afetar as formas de eficiência da Hipótese de Mercado Eficiente (HME) apresentados por Fama (1970): na Teoria de Mercados Eficientes, supõe-se que os preços de um ativo, em qualquer momento, reflitam totalmente as informações disponíveis sobre ele. Contudo, as formas de eficiência podem variar, segundo a HME, desde a forma *forte*, em que todas as informações disponíveis, inclusive as informações privadas, estão refletidas nos preços dos ativos, forma *semi-forte*, em que todas as informações públicas disponíveis refletem o preço do ativo, até a forma *fraca*, em que o mercado de capitais incorpora apenas as informações sobre os preços passados. Isto implica que, sob a forma *semi-forte* e *fraca*, a existência de assimetria informacional pode gerar vantagens para os portadores de informação privada na construção de estratégias de negociação (Martins, 2012). Dada a importância do tema, um dos desafios inerentes a pesquisas em finanças que abordam a assimetria informacional é utilizar uma *proxy* que reflita corretamente a assimetria existente no mercado estudado de forma a aproximá-la à realidade.

Clarke e Shastri (2000) realizam uma análise empírica acerca das principais *proxies* utilizadas para mensurar assimetria informacional e as divide em três categorias: *proxies* baseadas em previsões de analistas, oportunidades de crescimento e medidas relacionadas a microestrutura de mercado.

Erros nas previsões de analistas geralmente são utilizadas como medida para assimetria informacional, contudo Clarke e Shastri (2000) alertam acerca da possibilidade de existência de viés nas previsões de analistas, o que resultaria em uma medida não adequada⁴. O acompanhamento de analistas também é utilizado em alguns estudos empíricos como indicativo de menor assimetria. Porém, a *proxy* também pode não representar adequadamente a assimetria, pois o acompanhamento de analistas e baixa assimetria informacional não é consenso na literatura (e.g. Chung, McInish, Wood & Wyhowski, 1995).

As oportunidades de investimento são utilizadas como *proxies* para assimetria por supor que os gestores de empresas com maiores oportunidades de crescimento teriam mais informações a respeito das expectativas de geração de fluxo de caixa, o que levaria a um ambiente informacional mais obscuro. Contudo, as métricas utilizadas podem mensurar outras variáveis que não a assimetria, como, por exemplo, a performance corporativa ou até mesmo o grau de monopólio (Clarke & Shastri, 2000).

Já as medidas baseadas em microestrutura de mercado são decorrentes dos processos de compra e venda de ações - *bid-ask spread* ou PIN - divididas em três componentes: processamento, inventário e seleção adversa. A medida do *bid-ask spread* como custo de seleção adversa relaciona-se à possibilidade de os indivíduos realizarem negócios com investidores mais informados. Clarke e Shastri (2000) apontam que estes estudos podem ser divididos em dois grupos: os baseados no modelo de regressão que indicam qual a direção da negociação (compras ou vendas) ou os baseados nas propriedades de covariância das séries de tempo os preços observados das ações negociadas.

O modelo para cálculo de *bid-ask spread* elaborado por Roll (1984) baseia-se nas séries de tempo dos preços transacionados das ações. Apesar de simples, o modelo exige que os ativos analisados sejam comercializados em um mercado eficiente.

Corwin e Schultz (2012) realizam o cálculo de *spread* derivando funções que utilizam a razão entre o preço mais alto sobre o mais baixo transacionado em dois dias consecutivos e uma única razão entre dois dias⁵. Em contrapartida ao criado por Roll (1984), o modelo é gerado através de condições gerais e não depende de características de algum mercado em particular.

Minardi et al. (2006) apontam que o uso do *bid-ask spread* é medida eficaz para assimetria informacional em mercados brasileiros tal qual em mercados americanos, apesar das di-

⁴Os autores apontam a possibilidade de erros de previsão surgirem do grau de risco da empresa, e não necessariamente vinculada a assimetria informacional.

⁵Mais informações sobre este modelo estão dispostos no capítulo 3.

ferências existentes entre eles. Este resultado pode indicar que a assimetria informacional mensurada pelo *bid-ask spread* independe da estrutura de mercado.

A métrica de assimetria também pode explorar as características particulares de um mercado, tal como em Albanez (2008), que buscou uma *proxy* que retratasse a assimetria informacional no mercado acionário brasileiro. A autora utiliza a adesão a um dos níveis de governança corporativa da BM&FBOVESPA, informações sobre empresas que emitiram *American Depositary Receipt* (ADR) na *New York Stock Exchange* (NYSE) e a relação de empresas indicadas ao prêmio Troféu Transparência da Associação Nacional dos Executivos de Finanças, Administração e Contabilidade (ANEFAC). Liquidez na bolsa e volatilidade também foram utilizadas pela autora como *proxies* para assimetria informacional. Ademais, a métrica para assimetria utilizada por Albanez (2008) é citada por Lima (2013) como uma categoria de *proxies* relacionadas a assimetria de informação que fora omitida nos estudos de Clarke e Shastri (2000), uma vez que não se enquadra nas categorias por eles descritas.

Girão (2012) buscou analisar o efeito da assimetria informacional na avaliação de ações de empresas negociadas no mercado de capitais brasileiro. Para tanto, utilizou como *proxy* para assimetria informacional o índice de liquidez em bolsa, volatilidade do ativo, cobertura de analistas de investimento e PIN.

2.3 Analistas Financeiros

Vários autores tentam relacionar o impacto dos analistas financeiros sobre as empresas acompanhadas por estes profissionais. Chung e Jo (1996) realçam a relação positiva entre analistas e o valor de mercado de empresas cobertas por eles.

Lang e Lundholm (1996) verificam se o número de analistas que seguem determinadas empresas é relacionado com divulgações de informações realizadas de forma voluntária por seus executivos. O custo menor de obter informações em empresas com maior *disclosure*, ou o fato de que estas informações demandam mais relatórios de analistas financeiros podem explicar os resultados encontrados pelos autores, que encontram relações positivas entre o acompanhamento de analistas financeiros com empresas que divulgam mais informações ao mercado. De fato, os analistas financeiros podem indicar uma sinalização positiva ao mercado, seguindo a hipótese dos autores de que o número de analistas aumenta conforme aumentam as informações fornecidas pela empresa. No entanto, as

divulgações feitas pela empresa também limitam o poder dos analistas em distribuírem tal informação ao mercado, o que pode causar a queda da demanda de seus serviços.

Lang et al. (2004) reforçam a ideia de que a presença de analistas financeiros podem sinalizar políticas de divulgação de informação das empresas. Em um estudo envolvendo firmas em 27 países diferentes, os resultados obtidos evidenciam a hipótese de que os analistas evitam acompanhar empresas com incentivos a esconder ou manipular informações, tais como empresas pertencentes a grupos familiares ou quando a gestão é controlada por um grupo de acionistas majoritários. Tais resultados mostraram-se mais evidentes em países cujo sistema legal fornece baixa proteção aos acionistas.

Cheng e Subramanyam (2008) analisam a relação entre uma empresa ser acompanhada por analistas financeiros e suas consequências na obtenção de crédito nas empresas que são acompanhadas por estes especialistas. Os resultados sugerem que a presença de analistas financeiros está relacionada negativamente ao risco de falência das empresas, o que corrobora o papel destes profissionais no cerne da Governança Corporativa, referente ao monitoramento e divulgação de informações.

As relações entre informação e o custo de capital para a empresa são analisadas por Easley e O'hara (2004). Os autores verificam que o custo de capital da empresa é reduzido se a mesma é acompanhada por analistas que possam fornecer informações e previsões confiáveis.

Os determinantes relacionados a capacidade informativa dos analistas financeiros foram abordados por Frankel et al. (2006). A capacidade informativa das pesquisas realizadas por analistas financeiros é definida como a magnitude da reação dos preços das ações aos relatórios dos analistas em um dado ano. Os resultados sugerem que os analistas tendem a acompanhar empresas quando o volume de negociação e os retornos são mais altos, o que reforça o papel dos analistas em prover informações privadas. Os resultados apontam também que os analistas financeiros tendem a ser mais informativos quando os lucros de corretagem⁶ são mais altos (o que potencialmente aumenta a demanda por seus serviços) e menos informativos quando os custos em processar a informação são mais altos. Desse modo, os autores apresentam evidências de que os serviços desempenhados por analistas são diretamente impactados pela demanda e pelos custos em se obter informações privadas.

O papel dos analistas financeiros como monitores dos executivos é analisado por Chen

⁶Através do aumento do volume de *tradings*, as corretoras podem aumentar suas comissões, com aumento em seus lucros.

et al. (2014). Através de um experimento natural⁷, foi verificado que a redução do número de analistas financeiros resulta em uma perda do valor das reservas direcionadas ao acionista, e a um aumento de salários dos executivos. As compensações pagas aos executivos também ficaram menos sensíveis ao desempenho da empresa, e constatou-se um aumento no gerenciamento de resultados no período. Os eventos que possibilitaram este experimento foram fusões e fechamento de corretoras, que resultou em uma diminuição exógena do número de analistas financeiros no mercado. Estas descobertas apontam para a importância do analista como monitor das ações dos executivos dentro do escopo da Governança Corporativa.

Langberg e Sivaramakrishnan (2008) procuram evidenciar se uma *disclosure* voluntária por parte da diretoria afeta o modo como os analistas financeiros interpretam esta notícia. Através do uso de um modelo de equilíbrio de *disclosure* voluntária, os autores incluem os analistas financeiros e derivam as implicações do papel do analista no equilíbrio. Os resultados encontrados por Langberg e Sivaramakrishnan (2008) indicam que más notícias são mais informativas do que boas notícias, e que analistas financeiros analisam com mais cuidado boas notícias divulgadas voluntariamente pela gerência da empresa.

As diferenças entre as atividades de analistas financeiros entre países é abordada por J. J. Chang, Khanna e Palepu (2000). Os autores estudam as atividades de analistas em 47 diferentes países, incluindo países emergentes como o Brasil. Especificamente nos países emergentes, as evidências encontradas pelos pesquisadores apontam que as estruturas de propriedade nestes mercados dificultam a previsibilidade dos analistas. Os autores ainda reforçam que a transparência na economia podem ter relação à natureza do ambiente legal tal como apontado por Lopes-de-Silanes et al. (1998). Contudo, o efeito da existência de empresas pertencentes ao mesmo grupo, ou de mesma propriedade familiar, sobre as atividades de analistas financeiros, muito comum em países emergentes, gerou resultados ambíguos.

M. Yu (2010) procura verificar a relação entre acurácia na previsão de analistas, as dispersões entre previsões e o acompanhamento de analistas financeiros e uma maior *disclosure* em um contexto global. Sua amostra consistiu em analisar 1228 empresas em 36 países, incluindo 28 empresas brasileiras. Os tipos de *disclosure* analisados pela pesquisadora foram relacionadas a estrutura de propriedade e direitos do investidor, transparência nas informações e nos relatórios financeiros e transparência na estrutura do CA⁸. Os resul-

⁷Um experimento natural ocorre quando alguma característica da configuração estudada produz, muitas vezes de forma não intencional, uma variação exógena em uma variável explicativa (Wooldridge, 2010).

⁸Os indicadores referentes à *disclosure* em M. Yu (2010) foram obtidas através de um *ranking* elaborado pela *Standard & Poor's* (S&P).

tados apontam que maior transparência impacta em uma maior acurácia das previsões de analistas financeiros e acompanhamento de analistas, e uma menor dispersão entre as previsões realizadas pelos analistas.

O papel de analistas financeiros tem sido muito estudado em pesquisas relacionadas à finanças no cenário internacional. Ramnath, Rock e Shane (2008) apontam que aproximadamente 250 artigos foram escritos nos principais *journals* sobre este tema desde 1992 até a publicação de seu estudo, o que os possibilitou criar uma taxonomia que divide a literatura sobre analistas financeiros em sete áreas. Contudo, o papel dos analistas financeiros dentro do mercado de capitais e no contexto da Governança Corporativa não tem sido tema recorrente em pesquisas acadêmicas brasileiras. Martinez (2004) faz uma análise das previsões dos analistas brasileiros entre os anos de 1995 a 2003. O autor evidenciou o viés otimista dos analistas brasileiros em suas previsões, e ainda ressaltou que uma maior acurácia nas previsões se concentram em analistas vinculados a grandes corretoras. Este último fato pode ser decorrente de uma melhor infraestrutura das grandes corretoras, ou ao fato delas terem analistas mais talentosos.

O impacto da informação contábil e a percepção de risco de analistas de crédito em empresas de capital fechado são estudados por Fernandes (2010). A autora encontra uma relação entre baixa qualidade informacional da empresa e o rating dos analistas: a classificação de risco de crédito atribuída por analistas mais experientes é mais baixa dada dificuldade em se obter acesso aos dados contábeis e/ou baixa qualidade dos relatórios.

Lima (2013) buscou enquadrar os estudos brasileiros sobre analistas de acordo com a taxonomia criada por Ramnath et al. (2008) e ainda testar empiricamente 3 hipóteses sobre analistas no mercado brasileiro, a saber: se o valor da empresa é função crescente do número de analistas que a seguem, se empresas menores com maior potencial de crescimento terão relação positiva com número de analistas e a relação negativa entre custo de capital e analistas financeiros. Nenhuma das hipóteses foram rejeitadas pelo autor, cuja amostra baseou-se nos dados de 69 empresas compreendidas nos anos de 1997 a 2012.

A questão central da pesquisa realizada por Martinez (2011) é verificar se, no mercado brasileiro, os analistas financeiros apresentam algum efeito positivo na Governança Corporativa, através do monitoramento da gestão e diminuição do gerenciamento de resultados das empresas acompanhadas. O autor destaca que, devido a alguns escândalos corporativos recentes, e à aparente incapacidade de previsão dos analistas frente a estes escândalos, sua eficácia tem sido questionada pela mídia especializada. Contudo, para o período analisado (1998 a 2004), os resultados indicaram que os analistas financeiros aumentaram a transparência e reduziram a possibilidade de gerenciamento de resultados.

Dalmácio et al. (2013) analisam o impacto das práticas de Governança Corporativa na acurácia das previsões dos analistas. Neste caso, procura-se evidenciar se as práticas adotadas internamente pela empresa resultam em uma maior previsibilidade e confiabilidade dos relatórios dos analistas financeiros. À luz da teoria da sinalização, os autores verificaram uma relação positiva entre adoção de práticas diferenciadas de Governança Corporativa e acurácia das previsões dos analistas de investimento. Estas práticas seriam a sinalização positiva emitida pelas empresas, o que levaria a uma previsão de lucros mais apurada.

2.4 Poder

O processo de decisão dentro de uma empresa, segundo Fama e Jensen (1983) se resume em 4 passos:

1. **Iniciação;**
2. **Ratificação;**
3. **Implementação e**
4. **Monitoramento.**

Os passos referentes à Iniciação e Implementação no processo decisório estão relacionados à proposta de utilização dos recursos disponíveis e à implementação das decisões, sendo estes passos relacionados com o processo de **decisão gerencial**. Já a Ratificação e Monitoramento estão relacionados ao **controle decisório**, pois envolvem a decisão de qual investimento será implementado e o acompanhamento da *performance* das decisões gerenciais. Tal separação é crucial devido a existência dos problemas de agência já abordados. Os CAs são um importante mecanismo que permite a separação da gestão e controle das decisões mais importantes da empresa, desde que funcionem como *limitadores* das decisões dos membros da diretoria executiva. Muitas vezes o CA é composto apenas de membros internos à organização, ou são indicados pela diretoria executiva, que pode limitar o alcance da atuação desses conselhos e aumentar o *poder* do diretor executivo no processo decisório da empresa.

Utilizando a definição de poder trazida por Finkelstein (1992), como sendo a capacidade do indivíduo em exercer sua vontade, o exemplo acima da interferência da diretoria executiva no CA adequa-se bem a este propósito, pois dessa forma a diretoria da empresa

poderá realizar as decisões gerenciais sem a preocupação do controle decisório. Finkelstein (1992) apresenta quatro diferentes dimensões ao analisar o poder do administrador da empresa: poder estrutural, baseado estrutura organizacional formal da empresa; poder de propriedade, relacionado a capacidade gerencial de atuar em benefício do proprietário; poder de *expert*, que seria a habilidade e *expertise* do gestor; e o poder de prestígio, vinculado a sua reputação. Muitos estudos que abordam o poder dos executivos analisam a relação do ponto de vista estrutural (Jiraporn et al., 2012; Adams, Almeida & Ferreira, 2005; Li, 2014). Nesta pesquisa, o poder empresarial também será analisado pela ótica estrutural.

A análise do impacto de um executivo poderoso em uma empresa tem sido frequente nos temas relacionados à Governança Corporativa. Em um estudo recente, Bebchuk, Cremers e Peyer (2011) utilizam como base para mensurar o poder dos executivos uma variável relacionada ao salário pago ao *CEO* em proporção aos demais executivos da empresa. Através dessa variável, os autores verificam uma relação negativa entre esta medida de poder do executivo e o valor da empresa e sua lucratividade contábil. Também há evidências empíricas de menor demissão dos *CEOs*, e maior compensação levando em conta o *timing* das *stock options*. Bebchuk et al. (2011) atribuem um maior poder ao executivo da empresa a problemas de agência.

O poder do executivo pode ser entendido como aquele que consegue, de forma consistente, influenciar decisões cruciais na empresa, apesar da potencial oposição entre outros executivos na empresa (Adams et al., 2005). Jiraporn et al. (2012) utiliza como definição o quanto do poder de decisão é concentrado nas mãos do *CEO*. A abordagem de Pathan (2009) já relaciona o poder do executivo em sua habilidade em influenciar as decisões do CA da empresa.

O poder do *CEO* pode, inclusive, influenciar a escolha dos conselheiros do CA e impactar nas funções principais do conselho. Segundo Baldenius, Melumad e Meng (2014), os CAs possuem duas funções principais: de *monitoramento* das ações gerenciais e de *aconselhamento* acerca das principais decisões de investimento. Os autores apontam que, quando o processo de escolha dos conselheiros é fortemente influenciado pelo *CEO*, o CA geralmente é focado no *monitoramento* das decisões gerenciais, porém, sem interferir no processo decisório.

Pathan (2009) utilizam como *proxy* de poder do *CEO* como sendo sua habilidade em controlar as decisões do CA. Para tanto, o poder do *CEO* é mensurado através de uma variável *dummy* que assume o valor de 1 quando o mesmo possui uma cadeira no CA e foi contratado internamente (fundador da empresa ou não foi contratado externamente), caso

contrário, assume o valor 0. Seus estudos apontam para uma relação negativa entre poder do *CEO* e tomada de riscos no setor bancário. Esta preferência seria devido ao *CEO* ter seu capital humano investido nos bancos por eles gerenciados e apresentar salários comparativamente fixos.

Na literatura recente, ainda não há consenso sobre os impactos do poder do executivo ao ambiente organizacional e assimetria informacional. Em muitos estudos, o poder do executivo é relacionado a conflitos de agência e aumento do custo de capital (Liu & Jiraporn, 2010; Bebchuk et al., 2011; Ashbaugh-Skaife, Collins & LaFond, 2006). Porém, segundo Adams et al. (2005) o poder dos executivos não está obrigatoriamente vinculado ao problema de agência. Em seu estudo, os autores não encontram evidências de que empresas com executivos poderosos tenham uma pior performance comparada às outras. Jiraporn et al. (2012) e Bertrand e Mullainathan (2003) também não encontram relação entre poder dos executivos, conflitos de agência e piora na assimetria informacional.

Contudo, o poder não necessariamente está concentrado nas mãos do *CEO* ou da diretoria executiva da empresa. Silveira e Barros (2011) verificam que, em ambientes caracterizados por uma alta concentração de propriedade acionária, podem existir outros protagonistas no tocante ao poder empresarial e no processo de tomada de decisão, tal como o presidente do CA, apontado pelos autores como o detentor *de fato* do poder empresarial em parte substancial de sua amostra.

3 Metodologia

3.1 Amostra

Inicialmente, a amostra foi constituída por todas as empresas brasileiras de capital aberto dos anos 2000 a 2010 listadas e negociadas na BOVESPA, excetuando-se empresas vinculadas ao setor financeiro. Os dados financeiros e patrimoniais relacionados às empresas foram obtidos por meio do banco de dados Economatica. Em decorrência da possibilidade de existência de mais uma classe de ações no mercado acionário brasileiro - ações ordinárias, com direito a voto e ações preferenciais, sem direito a voto - foi necessário selecionar apenas uma classe de ação por empresa (uma vez que os dados patrimoniais para diferentes classes de ações de uma mesma empresa são idênticos), o que resultou em uma redução do número de observações relacionadas a ações negociadas, de 557 ações para 255¹. O critério de escolha da classe em empresas que apresentavam mais de um tipo de ação negociada foi baseado no maior volume de negociações durante o período analisado.

Foram excluídas da amostra empresas cujas ações iniciaram negociações no ano de 2010, ou não apresentaram volume de negociação na BOVESPA em seis anos ou mais da série analisada. Empresas que não apresentaram valores referentes ao ativo em algum ano do período analisado também foram suprimidas da amostra. Em decorrência de *missing values*, a amostra final resultou em 145 empresas, categorizadas em 17 setores², conforme tabela 3.1.

¹Silva e Subrahmanyam (2007) relatam que o número de empresas que possuem mais de uma classe de ações no Brasil é um dos maiores do mundo, tanto em termos relativos quanto em termos absolutos.

²Os setores descritos na tabela são classificados pelo banco de dados Economatica.

Tabela 3.1
Total de empresas

Setores	Empresas	Total
Alimentos e Bebidas	Minupar; J B Duarte; BRF SA; Excelsior	4
Comércio	Wlm Ind Com; RaiaDrogasil; Dimed; P.Acucar-Cbd; Lojas Renner; Lojas Hering; Lojas Americanas; Graziotin	8
Construção	SulTEPA; Rossi; Mendes Jr; Lix da Cunha; Joao Fortes; Cyrela Real	6
Eletroeletrônicos	Whirlpool; Springer; Itautech; IGB S/A; Brasmotor	5
Energia Elétrica	Tran Paulista; Tractebel; Rede Energia; Eletropar; Light S/A; AES Tiete; Ger Paranap; Energisa MT; Cemar; Emae; Eletrobras; Elektro; CEEE-GT; Cosern; Copel; CPFL Energia; Coelce; Cemig; Ampla Energia; Celesc; Celpe; Ceb; Celpa; Coelba	24
Máquinas Industriais	Weg; Inds Romi; Bardella	3
Mineração	Vale	1
Minerais não Metálicos	Portobello; Eternit; Chiarelli	3
Outros	Tectoy; Tecnosolo; Sondotecnica; Sansuy; Bahema; Saraiva Livr; Sao Carlos; Sabesp; Sanepar; Evora; Bradespar; Par Al Bahia; Alfa Consorc; Mont Aranha; Jereissati; Trevisa; Inepar; Ideiasnet; Hoteis Othon; Habitasul; GPC Part; Eucatex; Estrela; Dtcom Direct; Souza Cruz	25
Papel e Celulose	Suzano Papel; Celul Irani; Melhor SP; Klabin S/A	4
Petróleo e Gas	Pet Mangueira; Petrobras; Comgas; Ceg	4
Química	Unipar; Ultrapar; Elekeiroz; Braskem; Bombril	5
Siderurgia & Metalurgia	Usiminas; Tekno; Paranaapanema; Panatlantica; Mettisa; Metal Iguacu; Mundial; Mangels Indl; Kepler Weber; Hercules; Haga S/A; Gerdau Met; Gerdau; Forja Taurus; Ferbas; Fibam; Aco Altona; Met Duque; Sid Nacional	19
Telecomunicações	Telef Brasil; Tim Part S/A; Telebras; Oi	4
Têxtil	Vulcabras; Tex Renaux; Alpargatas; Tec Blumenau; Teka; Tecel S Jose; Schlosser; Pettenati; Cia Hering; Guararapes; Encorpar; Dohler; Santanense; Coteminas; Karsten; Cedro; Cambuci	17
Transporte	Doc Imbituba; CCR SA	2
Veículos e peças	Tupy; Schulz; Riosulense; Recrusul; Randon Part; Marcopolo; Iochp-Maxion; Wetzl S/A; Bic Monark; Embraer; DHB	11
Total Geral		145

Fonte: Economatica.

3.2 Variáveis

Na seção a seguir, serão apresentadas as variáveis utilizadas na pesquisa. Inicialmente, será abordada a principal variável de interesse, *poder empresarial*, bem como o cálculo para obtenção desta *proxy*. Também serão apresentadas as variáveis dependentes e as variáveis de controle utilizadas. As análises descritivas e os modelos econométricos utilizados também serão evidenciadas nas seções 3.3 e 3.4.

3.2.1 Poder Empresarial

O poder empresarial é a principal variável de interesse nesta pesquisa. Vários estudos em finanças procuram verificar se o poder do maior administrador da empresa tem impactos sobre o CA (Baldenius et al., 2014), sobre a motivação do processo decisório gerencial (Bertrand & Mullainathan, 2003; Bertrand & Schoar, 2003), sobre sua remuneração (Bebchuk et al., 2011), sobre a performance corporativa da empresa (Adams et al., 2005), entre outras variáveis.

A fim de determinar o poder do *CEO*, Jiraporn et al. (2012) utilizam uma metodologia trazida por Bebchuk et al. (2011), que mensura o valor da compensação paga ao *CEO* como uma fração do total recebido por cinco executivos importantes na empresa. Quanto maior esta fração, maior seria sua remuneração frente aos demais executivos, indicando concentração de poder. Contudo, esta métrica não seria passível de aplicação no Brasil, uma vez que as regras brasileiras existentes requerem que sejam divulgados o montante pago a diretoria executiva e ao CA, sem a individualização da remuneração de cada membro (Schiehll et al., 2013).

No mercado norte-americano, a disputa de poder e os problemas de agência surgem principalmente em decorrência da separação da gestão da empresa e sua propriedade. Já no Brasil, a presença de estrutura familiar nas empresas e a existência de blocos de controle faz com que os conflitos de interesse surjam também entre os acionistas majoritários e minoritários (Gorga, 2006). Quando se espera que os benefícios privados de controle sejam altos, é provável que haja um acionista controlador, ou até mesmo que o proprietário inicial, antes de abrir o capital da empresa, opte por manter algum tipo de bloqueio no controle empresarial. É esperado que altos benefícios privados de controle estejam relacionados a locais em que estruturas de concentração acionária sejam predominantes, tais como o Brasil (Bebchuk, 1999; Gorga, 2006).

Silveira e Barros (2011) ressaltam que, quando a propriedade acionária é dispersa, tais como em países anglo-saxões, é razoável esperar que o poder esteja concentrado nas mãos do diretor executivo da empresa. Porém, em ambientes caracterizados por concentração acionária, como em mercados emergentes ou na Europa continental, o poder não necessariamente se concentra nas mãos do diretor executivo, e o processo decisório pode estar em posse do fundador da empresa, algum membro da família (quando a estrutura de propriedade é familiar), ou algum representante de um grande acionista, que não necessariamente detenha o título de diretor executivo da empresa. De fato, Silveira e Barros (2011) verificaram que em mais de 70% das empresas analisadas em sua amostra³, o presidente do CA parecia controlar o processo decisório na empresa.

Assim, buscou-se uma metodologia que fosse possível captar qualquer fonte de poder dentro da empresa, seja através de um diretor presidente que também participa e/ou preside o CA, seja pela alta concentração acionária, em que se espera que haja algum representante do(s) maior(res) acionista(s) seja no CA ou na diretoria da empresa⁴. Os dados julgados apropriados para captar o poder empresarial foram concentrados em quatro variáveis:

- **Diretor Executivo e Presidente do CA** (*chairman*): variável de característica binária, que assume o valor 1 quando o diretor executivo da empresa também preside o CA da mesma. É esperado que haja uma maior concentração de poder, uma vez que o CA da empresa deveria controlar e monitorar as ações do diretor executivo, o que pode não ocorrer plenamente quando o diretor executivo preside o CA;
- **Diretor Executivo e Membro do CA** (*board*): variável de característica binária, que assume o valor 1 quando o diretor executivo da empresa também é membro do CA da mesma (sendo ou não presidente do conselho). É esperado que haja uma maior concentração de poder, uma vez que o CA da empresa deveria controlar e monitorar as ações do diretor executivo, o que pode não ocorrer plenamente quando o diretor executivo ocupa uma cadeira no CA;
- **Concentração Acionária** (*concentração*): variável contínua, com intervalo entre 0 e 1, que representa o percentual de ações ordinárias em posse do maior acionista com direito a voto da empresa. Se o controle da empresa estiver concentrado em

³O estudo de Silveira e Barros (2011) envolveu uma amostra de 204 empresas francesas e 215 empresas brasileiras.

⁴Os números referentes aos executivos da empresa, o CA e o grau de concentração acionária de cada empresa analisada foram obtidos através de consulta aos Formulários de Referência e Informações Anuais disponíveis no sítio da Comissão de Valores Mobiliários: www.cvm.gov.br.

um único acionista (valor maior que 0,5), é provável que este acionista exerça uma grande influência no processo decisório;

- **Interação entre Diretor Executivo e Presidente do CA e Concentração Acionária** (*concentração x chairman*): variável contínua, com intervalo entre 0 e 1, resultante da interação entre as variáveis *chairman* e *concentração*. Esta interação pretende captar relação entre o maior acionista da empresa e o *double appointment* do diretor executivo.

Para atingir este objetivo, optou-se por utilizar a análise fatorial, uma vez que ela pode criar uma nova variável de interesse como substituta de variáveis iniciais, e ainda assim mantendo o caráter original das variáveis utilizadas (Hair, Black, Babin, Anderson & Tatham, 2009). O emprego de análise fatorial, mais precisamente a análise de componente principal, tem sido utilizada em várias pesquisas empíricas nas áreas de Economia, Administração e Contabilidade⁵ quando o objetivo é resumir a maior parte da informação original a um número mínimo de fatores.

Em estudos relacionados a finanças e Governança Corporativa, recentes trabalhos publicados também buscam reduzir a uma única variável dados referentes aos CAs e a direção da empresa. El-Khatib, Fogel e Jandik (2015) utilizaram a análise de componentes para capturar a posição (*Centrality*) de um indivíduo nas redes sociais, e assim verificar a capacidade de um *CEO* em obter informações, comandar outras pessoas e influenciar no processo decisório durante aquisições e fusões no mercado americano.

Em um estudo que tenta verificar se a ocupação dos conselheiros da empresa afeta a função de monitoramento do CA e no valor da empresa ao acionista, Falato, Kadyrzhanova e Lel (2014) construíram um *Busyness Factor*, sendo uma análise fatorial envolvendo quatro variáveis: tamanho do CA, número de reuniões, percentual de conselheiros independentes “ocupados” e número de conselheiros que também participam de CA de outras empresas.

Waldron, Graffin, Porac e Wade (2013) também utilizaram a análise fatorial para capturar o poder de um *CEO* em um estudo que procura testar como o gerenciamento de resultados afeta a qualidade do *CEO* percebida por terceiros alheios à gestão da empresa. A *proxy* para poder do *CEO* é medida através da análise de componente principal das variáveis relacionadas ao tempo de mandato do *CEO* com relação ao mandato dos conselheiros, do número de conselheiros indicados após a entrada do *CEO*, se o *CEO* também preside o CA e propriedade de ações dos conselheiros.

⁵ Pode-se citar os trabalhos de Bezerra e Corrar (2006), Dieckmann e Plank (2012), Sheng, Karcher e Hubert Jr (2009), Viola, Gutierrez, Barbedo e Silva (2013), entre outros, que utilizam a análise fatorial em suas pesquisas.

3.2.1.1 Análise de Componente Principal

O principal objetivo da Análise de Componente Principal é descrever a variação de um conjunto de variáveis correlacionadas $x_1, x_2, \dots, x_q$ em termos de um novo conjunto de variáveis $y_1, y_2, \dots, y_q$, que seja uma combinação linear das variáveis x (Everitt, 2010). Para verificar se há uma correlação entre as variáveis selecionadas para compor a nova variável *Poder Empresarial*, inicialmente é calculada a matriz de correlação⁶ apresentadas na tabela 3.2:

Tabela 3.2
Matriz de correlação

	chairman	board	concentração	concentração x chairman
chairman	1,00	0,51	0,08	0,91
board	0,51	1,00	0,08	0,46
concentração	0,08	0,08	1,00	0,29
concentração x chairman	0,91	0,46	0,29	1,00

Nota: A tabela apresenta as correlações existentes entre as variáveis chairman, board, concentração e concentração x chairman. A variável chairman aponta se o diretor executivo também preside o CA da empresa. A variável board indica se o diretor executivo também participa do CA. A variável concentração mostra o nível de concentração acionária relacionado a ações com direito a voto e concentração x chairman, a interação entre as variáveis concentração e chairman.

A matriz de correlação é fundamental para verificar se as variáveis apresentam correlações suficientes para justificar a análise fatorial. Outro teste passível de aplicação é o teste de Kaiser-Meyer Olkin (KMO), que mede o grau de correlação parcial entre as variáveis. Para que a análise fatorial possa ser empregada corretamente, o valor deverá ser superior a 0,5 (Hair et al., 2009). Como o resultado do teste foi superior ao valor mínimo esperado (o teste resultou no valor de 0,504) pode-se prosseguir com a análise fatorial.

Na análise fatorial, dois modelos básicos podem ser utilizados para soluções fatoriais: análise de fatores comuns e análise de componente principal. Como o foco da análise fatorial neste caso é verificar qual o número mínimo de fatores explicam a maior parte da variância, a análise de componente principal é a mais adequada (Hair et al., 2009).

Para verificar o número de fatores⁷ a ser utilizado para explicar a maior parte da variância entre as quatro variáveis escolhidas, compara-se o valor da variância explicada em cada componente. Foram calculados os valores de desvio-padrão, variância, e variância acumulada, e os resultados estão dispostos na tabela 3.3.

⁶As análises econométricas foram realizadas através do *software* gratuito R.

⁷Combinação linear das variáveis originais utilizadas (Hair et al., 2009).

Tabela 3.3
Total da variância explicada

	PC1	PC2	PC3	PC4
Desvio-padrão	1,5257	0,9900	0,7905	0,2589
Proporção da Variância	0,5820	0,2450	0,1562	0,0168
Proporção Acumulada	0,5820	0,8270	0,9832	1,0000

Nota: A tabela apresenta os valores de desvio-padrão, variância e variância acumulada para cada fator (PC1, PC2, PC3 e PC4) gerado pela combinação linear das variáveis de interesse. Como foram utilizadas quatro variáveis, são retornados quatro fatores com combinações lineares distintas entre as variáveis.

Um dos métodos de escolha do número de fatores a ser utilizado é o valor total da variância explicada. Pelos dados contidos na tabela 3.3, pode-se verificar que o primeiro fator (PC1) explica mais de 58% da variância das quatro variáveis originais. Uma vez que este fator explica a maior parte da variância dentre os demais fatores, justifica-se o uso do fator PC1.

Outro critério também utilizado para a escolha dos fatores é o critério do autovalor. No critério do autovalor, ou *Kaiser test*, apenas os fatores que apresentem valores acima de 1,0 serão utilizados. O autovalor corresponde a quanto o fator consegue explicar da variância, e valores inferiores a 1,0 significariam que estes fatores seriam menos significativos do que a variável original (Corrar, Paulo & Dias Filho, 2014). O fator PC1 apresentou um autovalor de 2,328, o único dentre os quatro fatores que apresentou valor maior que 1⁸.

Na análise fatorial, é possível aumentar seu poder de explicação através da rotação dos fatores. Segundo Hair et al. (2009), “rotação é um processo de manipulação ou de ajuste dos eixos fatoriais para conseguir uma solução fatorial mais simples e pragmaticamente mais significativa”(p.91). O método de rotação utilizado é o método ortogonal VARIMAX⁹. Os métodos ortogonais são mais adequados quando a pretensão da pesquisa é reduzir o número das variáveis originais. Estes métodos ainda mantêm cada fator independente, ou *ortogonal* em relação aos outros. Foi realizada a rotação dos dados, através do método VARIMAX. Após a rotação, tem-se a matriz fatorial de cargas apresentada na tabela 3.4.

Com os valores das cargas fatoriais calculadas é possível criar o escore fatorial, medida composta para cada observação sobre o fator extraído da análise de componente principal.

⁸Os autovalores calculados para os fatores são: PC1: 2,328, PC2: 0,980, PC3: 0,625 e PC4: 0,067.

⁹Corrar et al. (2014) ressaltam que este é o método mais utilizado e tem como característica minimizar a ocorrência de uma variável possuir altas cargas fatoriais para diferentes fatores.

Tabela 3.4
Matriz fatorial de cargas

	PC1	PC2	PC3	PC4
chairman	0,608	-0,192	0,338	-0,692
board	0,459	-0,223	-0,859	0,046
concentração	0,198	0,954	-0,151	-0,164
concentração x chairman	0,617	0,049	0,354	0,701

Nota: A tabela apresenta os coeficientes das variáveis chairman, board, concentração e concentração x chairman para cada fator gerado (PC1, PC2, PC3 e PC4). A variável chairman aponta se o diretor executivo também preside o CA da empresa. A variável board indica se o diretor executivo também participa do CA. A variável concentração mostra o nível de concentração acionária relacionado a ações com direito a voto e concentração x chairman, a interação entre as variáveis concentração e chairman.

É esperado que, quanto maior o valor da variável *poder empresarial*, maior a concentração de poder na estrutura da empresa analisada. Os valores descritivos obtidos através da mensuração do *poder empresarial* serão abordados na seção 3.3.

3.2.2 Variáveis Dependentes

3.2.2.1 Analistas

Os dados referentes ao acompanhamento de analistas financeiros foram obtidos através do banco de dados Bloomberg. A base de dados fornece o número total de analistas que acompanham empresas, qualquer que seja sua recomendação (vender/comprar) ou previsões realizadas sobre rentabilidade ou qualquer outro indicador. Desse modo, é possível estabelecer relação entre o acompanhamento de analistas e as características da empresa de modo generalizado; i.e. a análise entre cobertura de analistas e a estrutura de poder da empresa poderá se estender qualquer que seja o objetivo do analista financeiro.

3.2.2.2 Assimetria Informacional

A assimetria informacional será determinante para verificar de que maneira a gestão empresarial impacta em seu ambiente informacional e, dessa forma, possibilitar o entendimento das variáveis que influenciam o acompanhamento de analistas financeiros no mercado brasileiro e enquadrá-los nas hipóteses previstas por Jiraporn et al. (2012) apre-

sentadas na seção 1.3. Para tanto, optou-se por utilizar como *proxy* para assimetria informacional o estimador *bid-ask spread* desenvolvido por Corwin e Schultz (2012). Os cálculos referentes a este estimador encontram-se detalhados no item *a*.

Uma *proxy* adicional de assimetria também foi idealizada como medida alternativa aos valores encontrados, ou ainda verificar se uma variável que inclua medidas locais de assimetria difere-se dos resultados obtidos pelo *bid-ask spread*. Foram apresentadas algumas medidas de assimetria utilizadas em pesquisas brasileiras e inerentes ao mercado de capitais brasileiro, e outras variáveis que possuam relação com assimetria para a criação da variável *informação*. A análise multivariada foi utilizada para compor esta nova variável, conforme será melhor explicitado no item *b*.

a. Bid-ask spread

A seleção adversa presente nos *spreads* é diretamente relacionada à informação assimétrica existente nos mercados pelo fato de que formadores de mercado tendem a aumentar o *spread* para compensar os valores perdidos por investidores sem informações privilegiadas daqueles que as possuem. Os investidores que possuem informações privadas tentam lucrar submetendo ordens de compra/venda correlacionadas aos preços futuros. Uma vez que o formador de mercado não é capaz de identificar quem são os investidores com informações privadas, é majorado o *spread* (Glosten & Harris, 1988). Mesmo que no Brasil não sejam usuais a presença de formadores de mercado, Minardi et al. (2006) verificam que, mesmo sem a presença de especialistas de mercado, os *spreads* refletem assimetria de informação no mercado brasileiro.

Corwin e Schultz (2012) utilizam como base para a fórmula de *spread* o fato de que os preços diários mais altos de uma ação são quase sempre iniciados por compradores e os preços diários mais baixos, por vendedores. A razão entre o preço mais alto negociado e o preço mais baixo refletem a volatilidade da ação e também o *bid-ask spread*, sendo que a razão do preço mais alto e mais baixo aumentam proporcionalmente com relação ao intervalo entre as negociações, enquanto que o *spread* não sofre alterações. A soma da variação dos preços sobre 2 dias consecutivos reflete a volatilidade de 2 dias e duas vezes o *spread*, enquanto que a variação de preços ao longo de um período de 2 dias reflete a volatilidade de dois dias e apenas um *spread*. Dessa forma, é possível estimar o *bid-ask spread* de uma ação derivando as funções referentes a razão de preços para dois dias consecutivos e uma única razão do maior preço e menor preço negociado entre dois dias.

Os estudos realizados por Corwin e Schultz (2012) apontam que a correlação entre o verdadeiro *spread* e seu estimador são da ordem de 0,9 e se mostraram mais representativos

e com menor desvio-padrão em comparação a outras métricas para cálculo de *bid-ask spread*, inclusive a desenvolvida por Roll (1984). O interesse em comparar o estimador de Roll (1984) e Corwin e Schultz (2012) se dá em virtude da natureza do modelo, sem necessidade de dados *intraday* e pela simplicidade em calcular ambos.

As suposições para o modelo proposto por Corwin e Schultz (2012) são as de que o valor verdadeiro das ações seguem um processo de difusão e que o valor de *spread* S é constante em dois dias de estimação. O *spread* faz com que o valor para compras seja maior do que o valor real em $(S/2)$, enquanto que o valor observado para vendas seja menor do que o valor real em $(S/2)$.

O estimador de *spread* de Corwin e Schultz (2012) é definido por:

$$S = \frac{2(e^\alpha - 1)}{1 + e^\alpha}. \quad (3.1)$$

O α , necessário para o cálculo do *spread* S é definido com base nos parâmetros β e γ , conforme equação (3.2):

$$\alpha = \frac{\sqrt{2\beta} - \sqrt{\beta}}{3 - 2\sqrt{2}} - \sqrt{\frac{\gamma}{3 - 2\sqrt{2}}}. \quad (3.2)$$

As equações de β e γ estão apresentadas em (3.3) e (3.4), respectivamente¹⁰:

$$\beta = E \left\{ \sum_{j=0}^1 \left[\ln \left(\frac{H^0_{t+j}}{L^0_{t+j}} \right) \right]^2 \right\}, \quad (3.3)$$

$$\gamma = \left[\ln \left(\frac{H^0_{t,t+1}}{L^0_{t,t+1}} \right) \right]^2. \quad (3.4)$$

¹⁰As demonstrações matemáticas acerca da derivação da fórmula do *spread* estão disponíveis em Corwin e Schultz (2012).

A variável $H^0_{t,t+1}$ corresponde ao preço mais alto negociado em dois dias de negociação, t e $t+1$ e $L^0_{t,t+1}$ segue a mesma lógica para o preço mais baixo negociado. Cabe destacar que a variável β é calculada com base na *soma* da razão de preço mais alto e mais baixo negociado do dia em dois dias consecutivos, enquanto que γ é calculado através da razão do valor mais alto sobre o valor mais baixo *entre* dois dias consecutivos de negociação.

Cabe destacar que os autores supõem que, quando não há negociação devido a feriados/fins de semana, os preços não variam. De fato, Marshall, Nguyen e Visaltanachoti (2012) utilizaram a metodologia desenvolvida por Corwin e Schultz (2012) para apurar os custos de transação, e ressaltaram que esta era uma das premissas que não reflete de modo adequado a realidade.

Para o cálculo de *spread*, foram realizados os levantamentos do valor máximo e mínimo de cada ação pertencente a amostra, excetuando-se os fins de semana e feriados locais em que não houve atividade na BM&FBOVESPA¹¹. Uma vez que no modelo de Corwin e Schultz (2012) é suposto que, quando o mercado está fechado, os preços não se alteram, datas como sexta-feira e segunda-feira foram consideradas dias consecutivos. Tal lógica também foi aplicada em feriados locais.

É necessário pelo menos dois dias consecutivos de negociação para o cálculo do *spread*. Portanto, quando não houve negociações em dois dias consecutivos, os valores de *spread* foram considerados *missing*. Os autores também apontam que ações que não são frequentemente negociadas podem fornecer valores máximos e mínimos que se diferem daquelas negociadas frequentemente. A fim de evitar problemas com ações pouco negociadas, foi estabelecido que, para o cálculo de *spread*, a ação precisaria ter tido negociação em, no mínimo, 144 dias no ano analisado¹². Em ações cujos dias de negociação não atingiram este mínimo, estes valores foram considerados *missing values*.

É possível que os valores de *spread* sejam negativos, principalmente quando a variância entre 2 dias é maior do que a soma da variância de dois dias. Nos dias em que o *spread* calculado apresentou números negativos, eles foram transformados em 0, tal como sugerido por Corwin e Schultz (2012).

Para obter *spreads* de longos períodos, tal como nesta pesquisa em que os dados encontram-se dispostos por ano, calcula-se a média dos *spreads* estimados dentro do ano (Corwin & Schultz, 2012). Os cálculos foram realizados de acordo com os parâmetros apresentados

¹¹Os dados foram coletados com auxílio do sistema Comdinheiro.

¹²O valor do número de negociações fora baseado nas estimativas realizadas por Corwin e Schultz (2012), que consideraram o mínimo de 12 dias de negociação por mês para cada ação para cálculo do *spread* mensal.

anteriormente: respeitando o mínimo de 144 dias de negociação por ano e ajustando a 0 os spreads negativos, para depois ser realizada a média e obter a *proxy assimetria*. Como os valores de *spread* são muito próximos de 0, os mesmos foram multiplicados por 100, a fim de facilitar a visualização dos coeficientes quando calculada a regressão.

A interpretação da *proxy* para assimetria informacional é intuitiva: quanto maior o valor do *bid-ask spread* calculado, maior é a assimetria informacional vinculada ao ambiente empresarial. Os valores descritivos obtidos através da mensuração de *assimetria* serão abordados na seção 3.3.

b. Análise de Componente Principal

Buscou-se uma medida de assimetria que pudesse abarcar algumas particularidades no mercado brasileiro, já comprovadas em pesquisas empíricas, que indicam uma maior ou menor assimetria informacional. Para tanto, foi realizada uma análise fatorial, tal como apresentada em 3.2.1.1 com as seguintes variáveis de interesse:

- **Governança Corporativa** (*gc*): variável binária, que assume o valor 1 caso a empresa tenha aderido voluntariamente a algum segmento especial de listagem da BM&FBOVESPA, a saber: Bovespa Mais, Nível 1, Nível 2 e Novo Mercado. Os dados foram coletados com auxílio do sistema Comdinheiro. Caso a empresa não tenha aderido a nenhum segmento especial, a variável assume o valor 0. A adesão a algum nível de Governança faz com que a empresa tenha que prover mais informações ao mercado e, conseqüentemente, aos investidores externos, diminuindo a assimetria entre investidores e a empresa. Iquiapaza, Lamounier e Amaral (2008) utilizam tanto a adesão aos níveis de Governança Corporativa quanto a emissão de ADR por parte de empresas brasileiras como *proxy* para assimetria de informação. Esta mesma metodologia também fora utilizada nos estudos de Albanez (2008): a pesquisadora faz uso de *dummies* para indicar se a empresa aderiu aos segmentos de listagem da BM&FBOVESPA. A adesão a estes segmentos representa um indicador de menor assimetria.

Martins e Paulo (2014) buscaram evidenciar relações existentes entre assimetria informacional e as características econômico-financeiras das empresas, bem como indicadores relacionados a Governança Corporativa. Os autores demonstraram através de testes econométricos a relação negativa e significativa entre PIN, *proxy* utilizada para mensurar a assimetria informacional, e Governança Corporativa, indicador mensurado através da adesão aos níveis diferenciados de Governança da BM&FBOVESPA.

Portanto, espera-se uma relação negativa entre assimetria informacional e *gc*.

- **Participação no índice IBOVESPA** (*ibovespa*): variável binária, que assume o valor 1 caso a empresa componha a carteira teórica do índice IBOVESPA no ano de análise. Caso a empresa não componha a carteira teórica, a variável assume o valor 0. A presença da ação de uma empresa no IBOVESPA pode aumentar a visibilidade da empresa (Jiraporn et al., 2012) e também aumentar a liquidez das ações (Bortolon & Leal, 2014). Como o índice busca apresentar o desempenho médio das cotações de ativos com maior representatividade e negociabilidade no mercado de ações brasileiro (BM&FBOVESPA, 2014), este indicador está fortemente relacionado à liquidez no mercado. A relação entre liquidez e assimetria informacional tem sido apontada em diversos estudos como negativamente relacionadas (e.g. Diamond & Verrecchia, 1991; Albanez, 2008; Agarwal & O'Hara, 2007).

Espera-se uma relação negativa entre assimetria informacional e *ibovespa*.

- **Tamanho da empresa** (*tamanho*): medida calculada pelo logaritmo natural do total de ativos da empresa.

Empresas maiores tendem a divulgar mais informações do que empresas menores, devido principalmente à maior demanda por informações por parte de investidores externos. Easley e O'hara (2004), Agarwal e O'Hara (2007), Easley, Hvidkjaer e O'hara (2002) e Duarte e Young (2009) confirmam esta premissa através de suas pesquisas empíricas, em que a assimetria é negativamente relacionada ao tamanho da empresa.

Contudo, no mercado acionário brasileiro, ainda não há consenso sobre a relação entre tamanho da empresa e assimetria informacional. Martins e Paulo (2014) realizaram um referencial teórico acerca dos principais indicadores e sua relação esperada com assimetria na literatura recente em finanças e testaram se as mesmas se aplicavam ao mercado acionário brasileiro nos anos de 2010/2011. O tamanho da empresa apresentou uma relação *positiva* e significativa com assimetria¹³, contrariando estudos previamente realizados em outros mercados. Os autores atribuem este resultado à existência de duas classes de ações no mercado brasileiro e à maior liquidez de ações preferenciais, sem direito a voto. Já Murcia e Santos (2009) revelam uma relação positiva entre tamanho da empresa e nível de *disclosure* voluntário, que revela uma relação negativa entre tamanho e assimetria, tal como em estudos internacionais.

Com base na literatura internacional recente, espera-se uma relação negativa entre tamanho da empresa e assimetria informacional. Porém, como a relação entre estas variáveis não está consolidada no mercado acionário brasileiro, serão verificadas as

¹³Martins e Paulo (2014) utilizaram o PIN como *proxy* para assimetria informacional

correlações existentes entre as demais variáveis para verificar se a relação inversa entre tamanho de empresa e assimetria se confirmam.

- **Volume de negociações** (*volume*): medida pelo logaritmo natural do volume em reais das ações negociadas.

Empresas cujas ações são mais frequentemente negociadas geralmente tendem a produzir mais informações. Em estudos tais como Easley et al. (2002), os autores encontraram relação negativa e significativa entre a *proxy* escolhida (no caso, PIN) e volume de negociações, que provavelmente é decorrente a uma menor exposição a seleção adversa dentre ações frequentemente negociadas. Outros estudos indicam a mesma relação entre volume e assimetria informacional, ou até mesmo utilizam os indicadores sobre volume transacionado como *proxy* para informação assimétrica (e.g. Elbadry et al., 2015; Draper & Paudyal, 2008; Albanez, 2008). Cabe destacar que, se o nível de assimetria informacional impactar na intensidade de negociação de uma ação, esta poderá apresentar uma relação positiva entre assimetria informacional e volume transacionado, tal como apresentado em Albanez (2008).

Para esta pesquisa, a relação entre volume e assimetria será baseada na premissa de que o *volume* impacta a *assimetria* e espera-se, portanto, uma relação negativa entre ambas.

A fim de verificar se as variáveis acima descritas apresentam correlações suficientes para justificar o uso da análise fatorial, a matriz de correlação entre as quatro variáveis de escolha para a realização da análise do componente principal é apresentada na tabela 3.5.

Tabela 3.5
Matriz de correlação - Assimetria informacional

	gc	ibovespa	tamanho	volume
gc	1,00	0,34	0,40	0,54
ibovespa	0,34	1,00	0,66	0,68
tamanho	0,40	0,66	1,00	0,77
volume	0,54	0,68	0,77	1,00

Nota: A tabela apresenta as correlações existentes entre as variáveis gc, ibovespa, tamanho e volume. A variável gc aponta se a empresa aderiu a algum segmento especial de listagem da BM&FBOVESPA. A variável ibovespa indica se a ação da empresa compunha a carteira teórica do referido índice no ano analisado. A variável tamanho é o valor do logaritmo natural do total de ativos da empresa e volume, o logaritmo natural do volume em reais das ações nos anos analisados.

Também fora realizado o teste KMO, tal como justificado na seção 3.2.1.1. O valor do teste, 0,760, assegura o uso da análise fatorial.

Para verificar o número de fatores a ser utilizado, a tabela 3.6 apresenta o total da variância explicada para cada um dos fatores gerados. A proporção da variância explicada pelo primeiro componente é de 68,14%, que justifica seu uso para compor o indicador de assimetria.

Tabela 3.6
Total da variância explicada - Assimetria informacional

	PC1	PC2	PC3	PC4
Desvio-padrão	1,6509	0,8462	0,5911	0,4572
Proporção da Variância	0,6814	0,1790	0,0874	0,0523
Proporção Acumulada	0,6814	0,8604	0,9477	1,0000

Nota: A tabela apresenta os valores de desvio-padrão, variância e variância acumulada para cada fator (PC1, PC2, PC3 e PC4) gerado pela combinação linear das variáveis de interesse. Como foram utilizadas quatro variáveis, são retornados quatro fatores com combinações lineares distintas entre as variáveis.

Pelo critério do autovalor, também é justificada a escolha do primeiro fator (PC1), uma vez que é o único que apresentou valor superior a 1. O autovalor do fator PC1 totalizou 2,725, sendo que os demais apresentaram autovalores no valor de 0,716 (PC2), 0,349 (PC3) e 0,209 (PC4).

Através da rotação de fatores pelo método VARIMAX, tem-se a matriz fatorial de cargas apresentada na tabela 3.7.

Tabela 3.7
Matriz fatorial de cargas - Assimetria informacional

	PC1	PC2	PC3	PC4
gc	0,396	0,880	-0,165	-0,204
ibovespa	0,500	-0,402	-0,750	-0,159
tamanho	0,530	-0,251	0,603	-0,540
volume	0,558	-0,025	0,216	0,801

Nota: A tabela apresenta os coeficientes das variáveis gc, ibovespa, tamanho e volume para cada fator gerado (PC1, PC2, PC3 e PC4). A variável gc aponta se a empresa aderiu a algum segmento especial de listagem da BM&FBOVESPA. A variável ibovespa indica se a ação da empresa compunha a carteira teórica do referido índice no ano analisado. A variável tamanho é o valor do logaritmo natural do total de ativos da empresa e volume, o logaritmo natural do volume em reais das ações nos anos analisados.

Através dos valores calculados das cargas, calcula-se o escore fatorial, medida composta para mensurar a assimetria informacional para cada observação.

Cabe destacar que, segundo os valores realizados pela matriz de correlação apresentado na tabela 3.5, pode-se verificar uma correlação positiva entre todas as variáveis, inclusive a variável *tamanho*. Isto sugere que a sua relação com a assimetria informacional seja equivalente às demais variáveis, a saber, *negativamente* relacionada.

Uma vez que todas as variáveis utilizadas para criação de uma nova *proxy* para assimetria informacional são negativamente relacionadas com a assimetria, a relação entre esta nova variável criada a partir da análise de componente principal também deverá ser negativamente relacionada com a mesma, já que seus coeficientes também são positivos. A esta nova *proxy*, sua nomenclatura será *informação* e quanto maior o seu valor, *menor* será a assimetria informacional da empresa. Atenta-se também ao fato de que as relações esperadas de interesse, resumidas posteriormente na tabela 3.8, serão inversas com o uso desta *proxy*.

3.2.3 Variáveis de Controle

3.2.3.1 Analistas financeiros

Nesta pesquisa, buscaram-se levantar possíveis fatores que também podem influenciar a decisão de analistas financeiros a acompanhar uma determinada empresa, além da estrutura de poder existente dentro da mesma:

- **Tamanho da firma** (*tamanho*): medida pelo logaritmo natural do total de ativos da empresa. Bhushan (1989) afirma que o tamanho da empresa afeta tanto a demanda por analistas quanto sua oferta. A demanda aumentaria pois os investidores esperariam que os benefícios de adquirir mais informações de firmas maiores provavelmente gerariam mais lucros do que em uma empresa menor. A oferta de serviços por parte dos analistas financeiros também seria impactada pelo tamanho da empresa por serem mais difundidas e estimulariam o interesse de um maior número de investidores. Parte-se da hipótese de que empresas maiores tendem a atrair mais analistas;
- **Lucratividade** (*lucratividade*): medida pelo do retorno sobre o ativo. X. Chang, Dasgupta e Hilary (2006) verificam empiricamente que o número de analistas é significativo e positivamente relacionado com a lucratividade (neste estudo, também mensurada pelo retorno sobre o ativo). Jiraporn et al. (2012) também utilizaram

esta variável de controle em sua análise e corroboraram o efeito positivo entre lucratividade da empresa e cobertura de analistas. Espera-se uma relação positiva entre lucratividade e cobertura de analistas;

- **Alavancagem** (*alavancagem*): medida pelo valor da dívida sobre o total de ativos. Moyer, Chatfield e Sisneros (1989) ressaltam que quanto mais dívidas uma empresa possui, maior a probabilidade de haver cláusulas restritivas sobre a gestão do executivo, e menor será o fluxo de caixa disponível na empresa. Jensen e Meckling (1976) afirmam que os detentores da dívida podem limitar o comportamento dos administradores da empresa através destas cláusulas. Em virtude de um maior monitoramento por parte dos credores, um monitoramento por parte de analistas financeiros não seria tão necessário. De fato, Moyer et al. (1989) apontaram uma relação negativa e significativa entre acompanhamento de analistas e alavancagem de uma empresa. Espera-se que empresas com mais dívidas tendam a atrair menos analistas;
- **Ativos intangíveis** (*intangíveis*): medidos pelo valor do intangível total sobre o total de ativos. Os ativos intangíveis são mais difíceis de analisar, e requerem mais esforço dos analistas. Barth, Kasznik e McNichols (2001) encontraram evidências empíricas no mercado de capitais norte-americano acerca de uma relação positiva entre ativos intangíveis e cobertura de analistas financeiros. Segundo os autores, analistas financeiros seriam motivados a coletar e processar informações a fim de encontrar ações de empresas que não reflitam seu valor fundamental, chance maior de ocorrer quando os valores em ativos intangíveis são mais altos. Espera-se uma relação positiva entre cobertura de analistas e ativos intangíveis;
- **Risco** (*risco*): medida pelo beta mensal extraído de dezembro de cada ano da série analisada¹⁴. O beta é utilizado para medir o risco sistêmico, ou não diversificável, da empresa. Variabilidade no retorno das ações podem aumentar os lucros de corretagem referentes a transações no mercado acionário, e consequentemente, o número de analistas financeiros acompanhando estas empresas (Bhushan, 1989). Os estudos de Hong, Lim e Stein (2000) verificaram uma relação positiva entre cobertura de analistas e o beta das empresas analisadas. Espera-se que empresas com mais risco atraiam mais analistas;
- **Volume** (*volume*): medida pelo logaritmo natural do volume em reais das ações negociadas. As comissões em corretoras geralmente são baseadas em volume de negociações, e analistas financeiros tendem a acompanhar empresas que gerem o

¹⁴O coeficiente Beta é o resultado da relação entre a covariância do retorno do ativo com relação ao retorno do mercado sobre a variância do retorno do mercado (Bailey, 2005). O valor do Beta é fornecido pelo Economática, sendo que o retorno do mercado é calculado pelo retorno do índice IBOVESPA.

maior número de negociações para ofertar seus serviços (Bhushan, 1989). Portanto, espera-se uma relação positiva entre cobertura de analistas e volume negociado;

- **Ibovespa** (*ibovespa*): *dummy* que indica se a empresa está incluída no índice Bovespa no ano de análise. O fato da empresa constar no índice pode afetar sua visibilidade e aumentar a cobertura de analistas (Jiraporn et al., 2012).

3.2.3.2 Assimetria informacional

Foram utilizadas as mesmas variáveis de controle para as análises econométricas entre assimetria e poder empresarial, visto que estes fatores também tendem a afetar a assimetria informacional. A relação esperada entre estas variáveis e a variável dependente está embasada abaixo:

- **Lucratividade** (*lucratividade*): medida pelo do retorno sobre o ativo. Silva e Leal (2005) verificaram que empresas com melhores indicadores de Governança Corporativa apresentam melhor performance e maior lucratividade. A partir dessa premissa, espera-se que empresas com maior lucratividade apresentem menor assimetria informacional;
- **Alavancagem** (*alavancagem*): medida pelo valor da dívida sobre o total de ativos. Um maior endividamento pode ser visto como um mecanismo para diminuir a assimetria informacional em virtude do papel dos credores como monitores da gestão executiva da empresa (Jensen & Meckling, 1976). De fato, Elbadry et al. (2015) verificam uma relação negativa entre endividamento e assimetria informacional. Portanto, espera-se uma relação negativa entre alavancagem e assimetria informacional;
- **Ativos intangíveis** (*intangíveis*): medidos pelo valor do intangível total sobre o total de ativos. A assimetria informacional tende a aumentar na presença de ativos intangíveis tais como marcas ou desenvolvimento de tecnologia, uma vez que estes ativos são difíceis de valorar (Clarke & Shastri, 2000). Espera-se que a relação entre assimetria e ativos intangíveis seja positiva;
- **Risco** (*risco*): medida pelo beta mensal extraído de dezembro de cada ano da série analisada. Segundo Easley e O'hara (2004) “this higher returns reflects the fact that private information increases the risk to uninformed investors of holding the stock because informed investors are better able to shift their portfolio weights to

incorporate new information¹⁵”(p.1554). Os investidores exigem um maior retorno de ativos cujos ambientes informacionais são mais obscuros. Easley et al. (2002) e Martins e Paulo (2014) apontam uma relação positiva entre risco e assimetria informacional. Espera-se também uma relação positiva entre risco e assimetria;

- **Tamanho da firma** (*tamanho*): medida pelo logaritmo natural do total de ativos da empresa. O tamanho da empresa tende a impactar a informação de forma positiva: quanto maior a empresa, maior a oferta de informações e maior a informatividade do investidor (Agarwal & O'Hara, 2007). Minardi et al. (2006) apontaram uma relação negativa entre *bid-ask spread* e volume, sendo que esta relação pode ser interpretada como o *spread* refletindo os custos da assimetria informacional. A relação entre tamanho da empresa e assimetria foram abordados anteriormente na seção 3.2.2.2 para a realização da análise de componente principal com o objetivo de criar a *proxy informação*. Pelos resultados da análise fatorial e corroborados por estudos citados anteriormente na seção 3.2.2.2, espera-se uma relação negativa entre assimetria informacional e tamanho da empresa;
- **Volume** (*volume*): medida pelo logaritmo natural do volume em reais das ações negociadas. Ações menos negociadas estão mais sujeitas a apresentarem transações com indícios de informação privada (Easley, Kiefer, O'hara & Paperman, 1996). É esperada que a relação entre assimetria e volume de negociações seja negativa, tal como apresentada na seção 3.2.2.2;
- **Ibovespa** (*ibovespa*): *dummy* que indica se a empresa está incluída no índice Bovespa no ano de análise. Também é esperada uma relação negativa entre *ibovespa* e assimetria informacional, já embasada na seção 3.2.2.2.

A tabela 3.8 sumariza as relações entre as variáveis dependentes e as variáveis de controle, a fim de comparar com os resultados obtidos no capítulo 4. Uma vez que as *proxies* referentes à assimetria informacional apresentam sentidos opostos, tal como apontado na seção 3.2.2.2, as relações entre *assimetria* e *informação* são opostas e equivalentes.

¹⁵“Maiores retornos refletem o fato de que informação privada aumenta o risco de investidores não informados de manterem a ação uma vez que investidores informados são mais capazes de mudar os pesos de seu portfolio para incorporar nova informação”. Tradução livre da autora.

Tabela 3.8
Relação esperada entre variáveis dependentes e variáveis de controle

Variáveis de controle	Variáveis dependentes		
	Analistas	Assimetria	Informação
Tamanho da empresa	Positiva	Negativa	Positiva
Lucratividade	Positiva	Negativa	Positiva
Alavancagem	Negativa	Negativa	Positiva
Ativos intangíveis	Positiva	Positiva	Negativa
Risco	Positiva	Positiva	Negativa
Volume	Positiva	Negativa	Positiva
Ibovespa	Positiva	Negativa	Positiva

Nota: A tabela apresenta as relações esperadas entre as variáveis de controle e as variáveis dependentes. Os principais argumentos utilizados nas expectativas das relações entre as variáveis encontram-se nas seções 3.2.2.2 e 3.2.3.

3.3 Estatística Descritiva

Os valores referentes às estatísticas descritivas das variáveis de interesse estão apresentados na tabela 3.9. É possível verificar uma alta dispersão na variável dependente *analistas*, pois apesar da média ser em 4,3 analistas no período analisado (2000 a 2010), a mediana desta variável ainda permanece em 0. O comportamento desta variável resultará em uma análise econométrica baseada em uma solução de canto - Tobit, que será detalhada na seção posterior.

O número de observações disponíveis para se testar a hipótese H_{0a} apresentada no capítulo 1 totalizou 908. Já para se testar a hipótese H_{0b} , o número de observações caiu para 584, devido aos *missing values* referentes a *assimetria*, conforme critérios estabelecidos e apresentados na seção 3.2.2.2.

A presença de *outliers* na amostra é evidenciada pela tabela 3.9, concentrada principalmente nas variáveis de controle. Para que não haja mais exclusões na amostra, o procedimento de *winsorização* dos dados se mostra adequado para diminuir a discrepância dos valores extremos, uma vez que este procedimento substitui medidas mais extremas (menores e maiores) ao invés de suprimir tais valores da análise (Becker, 2015). A *winsorização* foi aplicada em 1% da amostra com relação às variáveis *tamanho*, *lucratividade*, *alavancagem*, *intangíveis*, *risco* e *volume*. Os novos valores referentes a estatísticas descritivas com as variáveis de controle *winsorizadas* estão disponíveis na tabela 3.10.

Tabela 3.9
Estatística descritiva

	Média	Desvio-padrão	25 ^o percentil	Mediana	75 ^o percentil	Máximo	Mínimo
analistas	4,3	6,561	0	0	8	27	0
poder	0	1,526	-1,311	0,474	1,491	3,081	-1,805
assimetria(%)	1,324	2,614	0,639	0,851	1,115	30,052	0,018
informação	0	1,644	-1,410	-0,307	1,330	3,948	-3,322
tamanho	20,962	1,960	19,557	20,859	22,230	26,977	15,932
lucratividade	2,841	20,742	0,654	4,489	9,044	209,9	-324,154
alavancagem	0,300	0,401	0,112	0,246	0,370	4,140	0
intangíveis	0,023	0,074	0	0,001	0,012	0,796	0
risco	0,601	0,716	0,155	0,577	1,004	5,078	-2,412
volume	10,992	3,271	8,318	10,538	13,635	19,202	3,229

Nota: A tabela apresenta os valores das estatísticas descritivas das variáveis utilizadas. Analistas referem-se ao número de analistas que acompanham empresas no período analisado; poder é resultado da análise de componente principal das variáveis chairman, board, concentração e concentração x chairman; assimetria é o valor do spread calculado pela metodologia desenvolvida por Corwin e Schultz (2012) multiplicado por 100; informação é o resultado da análise de componente principal entre as variáveis gc, ibovespa, tamanho e volume; tamanho é o logaritmo natural do total de ativos das empresas da amostra; lucratividade é o retorno sobre o ativo das empresas analisadas; alavancagem é medida pelo valor da dívida sobre o total de ativos; intangíveis referem-se ao valor dos ativos intangíveis sobre o total de ativos; risco é o valor do beta mensal para cada ano da série e volume é o valor do logaritmo natural do volume em reais das ações negociadas.

Tabela 3.10
Estatísticas descritivas - Variáveis de controle *winsorizadas*

	Média	Desvio-padrão	25 ^o percentil	Mediana	75 ^o percentil	Máximo	Mínimo
tamanho	20,959	1,941	19,557	20,859	22,230	25,650	16,723
lucratividade	3,057	14,455	0,654	4,489	9,044	38,707	-69,548
alavancagem	0,291	0,335	0,112	0,246	0,370	2,528	0
intangíveis	0,022	0,063	0	0,001	0,012	0,435	0
risco	0,599	0,679	0,155	0,577	1,004	2,589	-1,122
volume	10,917	3,212	8,318	10,538	13,635	17,434	5,017

Nota: A tabela apresenta os valores das estatísticas descritivas das variáveis winsorizadas, aplicadas em 1% da amostra. Tamanho é o logaritmo natural do total de ativos das empresas da amostra; lucratividade é o retorno sobre o ativo das empresas analisadas; alavancagem é medida pelo valor da dívida sobre o total de ativos; intangíveis referem-se ao valor dos ativos intangíveis sobre o total de ativos; risco é o valor do beta mensal para cada ano da série e volume é o valor do logaritmo natural do volume em reais das ações negociadas.

É possível verificar na comparação entre as tabelas 3.9 e 3.10 que as médias das variáveis *winsorizadas* não apresentaram grandes distorções com relação às variáveis originais, porém os valores mínimos e máximos de cada série sofreram alterações maiores, principalmente em indicadores que continham *outliers* mais extremos. Na próxima seção, serão apresentadas as análises econométricas com dados originais e dados *winsorizados*, a fim de testar se, na presença ou ausência de *outliers*, as relações de interesse se mantêm.

Acerca da variável de interesse *poder*, criada a partir da análise de componente principal, deve-se considerar que, quanto maior o valor, mais concentrado é o poder dentro da estrutura da empresa. Intuitivamente, espera-se que um maior valor nesta variável reflita em uma concentração acionária maior, e o diretor presidente da empresa participando e presidindo seu CA. Tal premissa é corroborada pela tabela 3.11, em que foram selecionadas as 3 empresas com maior e menor valor para a variável *poder*.

Tabela 3.11
Poder: empresas com maiores e menores valores

Empresa	Ano	chairman	board	concentração	concentração x chairman	poder
CIA Habitasul	2008	1	1	1	1	3,081
CIA Habitasul	2009	1	1	1	1	3,081
CIA Habitasul	2010	1	1	0,999	0,999	3,080
Iochp-Maxion	2010	0	0	0,0998	0	−1,804
Ideiasnet SA	2009	0	0	0,101	0	−1,803
Tecnosolo	2002	0	0	0,103	0	−1,802

Nota: A tabela apresenta os valores assumidos pelas variáveis chairman, board, concentração e concentração x chairman das três observações que apresentaram maior valor referente a variável poder e das três observações que apresentaram o menor valor para esta mesma variável. A variável chairman aponta se o diretor executivo também preside o CA da empresa. A variável board indica se o diretor executivo também participa do CA. A variável concentração mostra o nível de concentração acionária relacionado a ações com direito a voto e concentração x chairman, a interação entre as variáveis concentração e chairman.

Na tabela 3.12, estão discriminados o número de analistas que acompanham empresas vinculadas a determinado setor por ano analisado. O setor que desperta maior demanda por analistas é Energia Elétrica, apesar de não ser o setor com o maior número de empresas. Nota-se também uma tendência de aumento de número de analistas a cada ano (excetuando-se por 2005). Tal fato pode ser relacionado com o crescimento do mercado de capitais no Brasil, a criação dos segmentos diferenciados de Governança Corporativa da BOVESPA e o aumento de *IPOs* no Brasil na década analisada, o que resultaria em maior demanda por serviços prestados por analistas financeiros.

Tabela 3.12
Total de analistas por setor

Analistas por setor													
Empresas		Analistas											
Setor	Total de empresas	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	
Alimentos e Bebidas	4	0	0	0	0	0	0	14	17	0	18	0	
Comércio	8	8	13	6	26	26	30	30	56	40	72	86	
Construção	6	0	0	0	0	0	2	3	24	25	27	42	
Eletroeletrônicos	5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
Energia Elétrica	24	54	38	34	67	93	64	86	91	161	181	190	
Máquinas industriais	3	0	1	4	4	3	4	0	13	17	18	24	
Mineração	1	0	11	11	15	14	10	10	13	0	17	19	
Minerais não Metálicos	3	0	0	0	1	1	4	3	5	5	5	5	
Outros	25	6	23	26	17	30	17	17	30	37	44	50	
Papel e Celulose	4	0	18	17	17	15	14	28	30	34	32	35	
Petróleo e Gás	4	0	13	19	24	20	4	9	15	23	26	26	
Química	5	3	3	4	0	17	20	10	17	18	20	15	
Siderurgia e Metalurgia	19	27	18	48	52	49	50	54	62	82	83	90	
Telecomunicações	4	11	13	20	19	21	37	31	22	44	21	41	
Textil	17	4	3	3	9	8	5	4	19	0	13	11	
Transportes	2	0	0	0	0	9	0	13	0	17	15	20	
Veículos e Peças	11	0	1	2	10	6	17	9	19	22	30	46	
Total Geral	145	113	155	194	261	302	278	321	433	525	622	700	

A tabela relaciona o número de analistas aos setores das empresas presentes na amostra, por ano analisado. Os setores descritos são classificados pelo banco de dados Economatica.

Na tabela 3.13 procura-se evidenciar o caráter concentrado de acompanhamento de analistas no mercado de capitais brasileiro. Em 2000, apenas 14,48% das empresas compreendidas na amostra eram acompanhadas por pelo menos 1 analista. Na média do período, 25,64% das empresas apresentaram algum tipo de acompanhamento no período. Esses dados traduzem uma acumulação de dados iguais a 0 em mais de 2/3 da amostra no período. Dentre as empresas acompanhadas, a dispersão entre elas também é substancial, com desvio-padrão em média de 5,93 analistas durante os 11 anos compreendidos por esta pesquisa.

Através da análise descritiva da variável dependente, pode-se inferir que os analistas financeiros no Brasil acompanham poucas empresas e geralmente uma mesma empresa é acompanhada por mais de um analista.

Tabela 3.13
Dispersão de analistas

Ano	Empresas acompanhadas				Empresas não acompanhadas
	Empresas	Média*	Máximo	Desvio-padrão	
2000	21	5,38	14	4,79	124
2001	27	5,74	16	4,79	118
2002	30	6,47	18	5,40	115
2003	36	7,25	19	5,79	109
2004	38	7,95	20	6,30	107
2005	36	7,72	23	6,09	109
2006	38	8,45	17	4,87	107
2007	43	10,07	21	5,17	102
2008	41	12,80	26	6,78	104
2009	50	12,44	27	7,58	95
2010	49	14,28	26	7,63	96

*A tabela descreve o número de empresas acompanhadas por analistas, a média de analistas por empresa, o valor máximo de analistas que acompanham a mesma empresa e seu desvio-padrão. O número de empresas que não é acompanhada por analistas em cada ano da amostra também está apresentado. *A média calculada refere-se ao número de analistas por empresa acompanhada.*

3.4 Análise Econométrica

3.4.1 Analistas e Poder empresarial

Primeiramente, pretende-se realizar uma regressão que estabeleça uma relação entre a variável dependente (cobertura de analistas - *analistas*) e a variável explicativa (poder do

executivo - *poder*). Esta relação irá testar a hipótese H_{0a} descrita na seção 1.3: a cobertura de analistas não está relacionada ao poder empresarial. Tal relação está especificada na equação (3.5).

$$\begin{aligned} analistas_{it} = & \alpha_1 + \beta_{poder} \cdot poder_{it} + \beta_{tamanho} \cdot tamanho_{it} + \beta_{lucratividade} \cdot lucratividade_{it} \\ & + \beta_{alavancagem} \cdot alavancagem_{it} + \beta_{intangíveis} \cdot intangíveis_{it} + \beta_{risco} \cdot risco_{it} \\ & + \beta_{volume} \cdot volume_{it} + \beta_{ibovespa} \cdot ibovespa_{it} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (3.5)$$

Em razão da característica censurada da variável dependente utilizada (*analistas*), um modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) que busque uma relação linear entre as variáveis não seria muito adequado. Isso ocorre porque a relação entre y e $\mathbf{x}\beta$ não pode ser linear, ao menos que $\mathbf{x}$ também seja limitado (Wooldridge, 2010).

Cabe salientar que Jiraporn et al. (2012) realizaram a análise econométrica em seu artigo através da estimação das regressões tanto pelo modelo MQO quanto Tobit. Apesar da variável sobre o acompanhamento de analistas no mercado americano também ser censurada à esquerda, os valores não se concentram tão massivamente em 0 como o ocorrido no mercado brasileiro. Tal dado é corroborado pela mediana da amostra de Jiraporn et al. (2012, p.662), no valor de 8, enquanto que a mediana para a amostra deste estudo é 0, indicando uma considerável concentração de observações de canto. Isto posto, para os dados coletados neste estudo, o modelo Tobit é julgado mais adequado.

O modelo Tobit é conveniente para realizar a regressão em que a variável y é censurada acima ou abaixo de algum valor. Geralmente, a variável dependente assume o valor 0 com probabilidade positiva, e possui outra distribuição para valores estritamente positivos. A variável dependente na equação (3.5) apresenta essas características, tal como já discutido na seção 3.3: para mais de 2/3 da amostra, a variável assume valor 0, e para o restante da amostra, ela está distribuída entre os valores 1 a 27. O modelo padrão Tobit é definido por Wooldridge (2010) pelas seguintes equações:

$$y^* = \mathbf{x}\beta + u \quad u|\mathbf{x} \sim \text{Normal}(0, \sigma^2) \quad (3.6)$$

$$y = \max(0, y^*). \quad (3.7)$$

A variável latente¹⁶ y^* satisfaz as hipóteses do modelo linear clássico, com uma distribuição normal homocedástica (os erros (u) são independentes e identicamente distribuídos: $u|\mathbf{x} \sim \text{Normal}(0, \sigma^2)$). A variável y é a variável dependente observada, $\mathbf{x}$ é a matriz das variáveis independentes e $\boldsymbol{\beta}$ é o vetor dos coeficientes. Espera-se que a variável observada y seja igual a variável latente y^* para todos os valores em que $y^* \geq 0$, e $y^* = 0$ quando $y < 0$, de acordo com a equação (3.7).

O propósito da análise econométrica é verificar $E(y|\mathbf{x})$, porém em regressões realizadas seguindo o modelo Tobit, o interesse recai sobre os valores esperados $E(y|\mathbf{x})$ e $E(y|\mathbf{x}, y > 0)$. Devido à natureza não linear do modelo, a regressão é realizada pela estimação de máxima verossimilhança. A equação (3.6) evidencia o $\boldsymbol{\beta}$ como medidor dos efeitos parciais de y^* , mas a variável latente não é a variável que se quer observar. Desse modo, o modelo Tobit se diferencia dos modelos de MQO pela interpretação de suas estimativas, que não recaem apenas sobre os coeficientes calculados. Assim, os efeitos parciais de $\mathbf{x}$ será resultado da aplicação da equação (3.8)¹⁷.

$$\frac{\partial E(y|\mathbf{x})}{\partial x_j} = \Phi\left(\frac{\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}}{\delta}\right)\beta_j \quad (3.8)$$

A equação (3.8) evidencia o caráter não linear do modelo Tobit, pois os efeitos parciais dependem também de δ . Importante se ressaltar que o valor de δ não interfere no *signal* dos efeitos parciais: o cálculo dos efeitos parciais faz-se necessário para verificar a importância econômica das variáveis explicativas, mas é possível apenas com o sinal dos coeficientes compreender a relação entre as variáveis explicativas e dependente.

É possível ainda estimar a equação (3.5) através do modelo Tobit com dados agrupados e Tobit em painel. A utilização de dados em painel pode eliminar algum efeito não observado na série de dados, o que poderia levar à heterogeneidade não observada (informações mais detalhadas acerca das estimações de dados em painel estão disponíveis na próxima seção). O modelo Tobit para efeitos não observáveis é definido por Wooldridge (2010) conforme equação (3.9) e (3.10).

¹⁶Variável latente é definida por Hair et al. (2009) como um “conceito teorizado e não observado que pode ser representado por variáveis observáveis ou mensuráveis”(p.544).

¹⁷A demonstração matemática que resulta nos efeitos parciais do modelo Tobit pode ser consultado em Wooldridge (2010).

$$y_{it}^* = \max(0, \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + c_i + u), \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3.9)$$

$$u_{it} | \mathbf{x}_{it}, c_i \sim \text{Normal}(0, \sigma_u^2). \quad (3.10)$$

Para o cálculo do modelo Tobit com dados em painel, é pressuposta uma exogeneidade estrita, i.e a variável não observável c_i não se altera ao longo de t e é ortogonal a $\mathbf{x}_{it}$. O método que se supõe uma independência entre as variáveis explicativas $\mathbf{x}_{it}$ e o efeito não observado c_i , para qualquer unidade seccional, é o de Efeitos Aleatórios.

De fato, Henningsen (2011) cita alguns estudos que apontam um problema incidental nos parâmetros que impossibilita o uso de efeitos fixos¹⁸. Portanto, será utilizado apenas o método de efeitos aleatórios para estimar os parâmetros do modelo Tobit com dados em painel.

3.4.2 Assimetria informacional e Poder empresarial

Para verificar qual das hipóteses descritas por Jiraporn et al. (2012) retratam a cobertura de analistas, poder empresarial e assimetria de informação no mercado brasileiro, é necessário verificar qual o impacto trazido pelo *poder* na variável *assimetria*. Para tanto, será testada a hipótese nula H_{0b} descrita na seção 1.3: a assimetria informacional não está relacionada ao poder empresarial. A relação e demais variáveis de controle utilizadas estão apresentadas na equação (3.11):

$$\begin{aligned} \text{assimetria}_{it} = & \alpha_1 + \beta_{\text{poder}} \cdot \text{poder}_{it} + \beta_{\text{tamanho}} \cdot \text{tamanho}_{it} + \beta_{\text{lucratividade}} \cdot \text{lucratividade}_{it} \\ & + \beta_{\text{alavancagem}} \cdot \text{alavancagem}_{it} + \beta_{\text{intangíveis}} \cdot \text{intangíveis}_{it} + \beta_{\text{risco}} \cdot \text{risco}_{it} \\ & + \beta_{\text{volume}} \cdot \text{volume}_{it} + \beta_{\text{ibovespa}} \cdot \text{ibovespa}_{it} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (3.11)$$

Optou-se ainda por utilizar uma *proxy* para assimetria informacional que abarcasse algumas características existentes no mercado acionário brasileiro, tal como apresentado na seção 3.2.2.2. Como a análise de componente principal utilizou algumas variáveis utili-

¹⁸A pressuposição do modelo de dados em painel através de efeitos fixos não supõe que c_i seja ortogonal a $\mathbf{x}_{it}$, o que relaxaria a hipótese de exogeneidade estrita.

zadas como controle na equação (3.11), a equação que utilizou a *proxy informação* fora assim designada:

$$\begin{aligned} \text{informação}_{it} = & \alpha_1 + \beta_{\text{poder}} \cdot \text{poder}_{it} + \beta_{\text{lucratividade}} \cdot \text{lucratividade}_{it} + \beta_{\text{risco}} \cdot \text{risco}_{it} \\ & + \beta_{\text{alavancagem}} \cdot \text{alavancagem}_{it} + \beta_{\text{intangíveis}} \cdot \text{intangíveis}_{it} + \epsilon_{it}. \end{aligned} \quad (3.12)$$

Para as relações apresentadas nas equações (3.11) e (3.12), como a variável dependente não é censurada, a análise econométrica pode ser realizada através de MQO, a fim de estabelecer uma relação linear entre a variável dependente e as variáveis explicativas.

A forma funcional a ser estimada por meio de MQO pode ser definida através de uma notação matricial, a saber:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u} \quad i = 1, 2, 3, \dots, N \quad (3.13)$$

em que $\mathbf{y}$ é um vetor de dimensão $N \times 1$, $\mathbf{X}$ é a matriz de variáveis explicativas $N \times K$ e $\mathbf{u}$ é o erro aleatório de dimensão $N \times 1$. O estimador de mínimos quadrados do parâmetro $\boldsymbol{\beta}$, tem dimensão $K \times 1$ e é obtido através da condição de primeira ordem da minimização da soma dos quadrados dos resíduos, a saber:

$$\mathbf{u}'\mathbf{u} = (\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})'(\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) \quad (3.14)$$

O parâmetro $\boldsymbol{\beta}$ advém da condição de primeira ordem de um problema de minimização da soma dos quadrados dos erros descritos na equação (3.15). A partir da solução deste problema de otimização, pode-se derivar o valor do parâmetro $\boldsymbol{\beta}$, dado por:

$$\boldsymbol{\beta} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}(\mathbf{X}'\mathbf{y}), \quad (3.15)$$

Segundo Greene (2003), os pressupostos do modelo de regressão clássico são:

- linearidade nos parâmetros;
- não existência de combinação linear entre as variáveis explicativas do modelo;
- $E(u|x) = 0$;
- os erros (u) apresentam variância (σ^2) constante e não são autocorrelacionados;
- os erros são normalmente distribuídos.

No caso de observações da mesma unidade seccional em diferentes períodos de tempo a estrutura de dados é do tipo dados em painel. No caso de uma análise de regressão em dados em painel é necessário considerar a existência de uma heterogeneidade não observada, podendo ser especificada da seguinte forma:

$$\mathbf{y}_{it} = \mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}_{it}, \quad (3.16)$$

$$\mathbf{u}_{it} = \mathbf{a}_i + \mathbf{e}_{it}. \quad (3.17)$$

O erro composto ($\mathbf{u}_{it}$) é constituído por um componente de erro $\mathbf{e}_{it}$ com todas as propriedades desejáveis, i.e. variância constante e não autocorrelacionado, e uma parcela $\mathbf{a}_i$, constante ao longo do tempo, mas que difere entre as unidades seccionais. Esta parcela $\mathbf{a}_i$ é chamada de heterogeneidade não observada.

É possível que este efeito não observado seja correlacionado às variáveis explicativas, o que pode resultar no viés e inconsistência do estimador¹⁹, uma vez que $E(\mathbf{u}_{it}|\mathbf{X}_{it}) \neq 0$. Nestas condições, é recomendável o uso do estimador de Efeitos Fixos.

O estimador de efeitos fixos deriva de uma transformação interna das variáveis explicativas e dependente por meio da seguinte operação:

$$(\mathbf{y}_{it} - \bar{\mathbf{y}}_{it}) = (\mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta} - \bar{\mathbf{X}}_{it}\boldsymbol{\beta}) + (\mathbf{a}_i - \bar{\mathbf{a}}_i) + (\mathbf{e}_{it} - \bar{\mathbf{e}}_{it}), \quad (3.18)$$

$$\tilde{\mathbf{y}}_{it} = \tilde{\mathbf{X}}_{it}\boldsymbol{\beta} + \tilde{\mathbf{u}}_{it}. \quad (3.19)$$

¹⁹O viés de um estimador é caracterizado quando a esperança dos estimadores se difere do estimador populacional. A consistência de um estimador relaciona-se com as propriedades assintóticas, i.e. o estimador amostral equivale-se ao estimador populacional a medida em que o tamanho da amostra aumenta.

É possível que o efeito não observado $\mathbf{a}_i$ não esteja correlacionado com as variáveis explicativas. Contudo, como $\mathbf{a}_i$ é serialmente correlacionado ao longo do tempo, faz-se necessário corrigir esta distorção. Nestes casos, a estimação realizada por Efeitos Aleatórios é mais adequada (Wooldridge, 2010).

Pode-se demonstrar que um estimador com erros serialmente correlacionados seria o resultado da aplicação de um MQO tradicional à equação (3.13). Isso deriva do fato de que parte do componente do erro composto estará presente em diferentes períodos de tempo, o que afetaria o cálculo do erro padrão, bem como as habituais estatísticas de teste. Neste caso, seria utilizado o estimador de Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis, solução adequada para modelos com correlação serial, o que caracteriza o modelo de efeitos aleatórios²⁰.

Uma diferença importante entre as estimações por Efeitos Fixos e Aleatórios reside no fato de que os Efeitos Fixos subtraem as *médias* das variáveis, enquanto que utilizando o método de Efeitos Aleatórios, apenas uma *fração* da média é subtraída, que depende das variâncias de $\mathbf{a}_i$ e $\mathbf{u}_{it}$.

Wooldridge (2010) revela que a estimação realizada através de Efeitos Fixos é mais robusta do que a realizada através de Efeitos Aleatórios. Contudo, na análise de Efeitos Fixos, não é possível incluir um fator constante de tempo em $\mathbf{X}_{it}$. Se $\mathbf{a}_i$ pode ser arbitrariamente correlacionada com cada elemento de $\mathbf{X}_{it}$, não há como distinguir os efeitos da constante *observável* de tempo da *não observável*.

²⁰Maiores informações e demonstrações sobre a estimação realizada por efeitos fixos estão disponível em Wooldridge (2010)

4 Análise dos Resultados

Neste capítulo, serão apresentados os resultados das regressões realizadas e seus possíveis desdobramentos econômicos na relação de interesse.

4.1 Analistas e Poder empresarial

4.1.1 Modelo Tobit com dados agrupados

Primeiramente, foram estimadas regressões a fim de testar a hipótese nula H_{0a} descrita no Capítulo 1. Para tanto, utilizou-se o desenho proposto na equação (3.5) com o uso do modelo Tobit para dados agrupados. Além das variáveis propostas pela equação (3.5), foi realizada uma nova regressão com *dummies* de tempo. Para isso, foram acrescentadas variáveis *dummy* para cada ano da amostra, com exceção do ano de 2000¹, tal como mostra a equação (4.1):

$$\begin{aligned} analistas_{it} = & \alpha_1 + \beta_{poder} \cdot poder_{it} + \beta_{tamanho} \cdot tamanho_{it} + \beta_{lucratividade} \cdot lucratividade_{it} \\ & + \beta_{alavancagem} \cdot alavancagem_{it} + \beta_{intangíveis} \cdot intangíveis_{it} + \beta_{risco} \cdot risco_{it} \\ & + \beta_{volume} \cdot volume_{it} + \beta_{ibovespa} \cdot ibovespa_{it} + \beta_{2001} \cdot 2001_i + \beta_{2002} \cdot 2002_i \\ & + \beta_{2003} \cdot 2003_i + \beta_{2004} \cdot 2004_i + \beta_{2005} \cdot 2005_i + \beta_{2006} \cdot 2006_i + \beta_{2007} \cdot 2007_i \\ & + \beta_{2008} \cdot 2008_i + \beta_{2009} \cdot 2009_i + \beta_{2010} \cdot 2010_i + \epsilon_{it}. \end{aligned} \quad (4.1)$$

A inclusão de variáveis *dummy* foi utilizada para controlar possíveis efeitos macroeconômi-

¹Uma das variáveis *dummy* é excluída para se evitar a “armadilha da variável *dummy*”, i.e. a situação de colinearidade perfeita (Gujarati & Porter, 2011).

cos que ocorreram em um determinado período de tempo que afetaram todas as unidades seccionais do referido período. Desta forma, os parâmetros calculados para estas variáveis de tempo sintetizam estes efeitos temporais.

Os resultados das regressões estimadas por dados agrupados estão apresentados na tabela 4.1, representadas pelos números (1) (sem *dummies*) e (3) (com *dummies*). Cabe destacar que, do total de observações, 499 estão censuradas à esquerda e 409 não estão censuradas. Os resultados econométricos foram obtidos através da utilização do software gratuito R, conforme já mencionado no capítulo 3, e o método BHHH (Berndt, Hall, Hall & Hausman, 1974) foi utilizado para calcular a máxima verossimilhança.

Os resultados dispostos na tabela 4.1 indicam que, utilizando-se do modelo Tobit para dados agrupados, a relação entre cobertura de analistas (*analistas*) e poder empresarial (*poder*) apresentou uma relação negativa, porém sem significância estatística. As relações entre *analistas* e as variáveis de controle *tamanho*, *lucratividade*, *volume* e *ibovespa* apresentaram significância estatística em ambos os modelos, e as relações positivas entre as variáveis estão condizentes com a literatura recente, conforme apresentado na subseção 3.2.3 e sintetizadas na tabela 3.8. A inclusão de *dummies* alterou a significância estatística da variável *risco* e *ibovespa*: sua inclusão trouxe significância estatística à variável *risco*, porém não apresentou mais significância para *ibovespa*. Contudo, a relação entre o *risco* e *analistas* apresentada é negativa, quando se espera uma relação positiva entre as mesmas.

A estatística da razão de verossimilhança ou *Likelihood Ratio* (LR) é um método utilizado para testar a hipótese de restrição múltipla em equações estimadas através de máxima verossimilhança. Para tanto, é necessário obter o valor do log-verossimilhança em um modelo com restrições múltiplas e empregá-lo na equação (4.2), juntamente com o valor do log-verossimilhança obtido no modelo estimado irrestrito (Wooldridge, 2010):

$$LR \equiv 2[\mathcal{L}(\hat{\theta}) - \mathcal{L}(\tilde{\theta})], \quad (4.2)$$

em que $\mathcal{L}(\hat{\theta})$ é o valor de log-verossimilhança do modelo irrestrito e $\mathcal{L}(\tilde{\theta})$ é o valor de log-verossimilhança do modelo restrito.

Como a estatística de verossimilhança apresenta uma distribuição qui-quadrado sob H_0 ($H_0 : \beta = 0$), basta comparar os valores na tabela da referida distribuição e verificar se a hipótese nula H_0 é válida. Em um modelo restrito, o valor de log-verossimilhança é de

-1.928,132. Substituindo os valores na equação (4.2) tanto para o modelo gerado com e sem *dummies* (tabela 4.1), pode-se rejeitar a hipótese nula em ambos os casos a 1% de significância².

A fim de verificar se a suavização de *outliers* através do método de *winsorização* altera os parâmetros dos coeficientes e sua significância, foram realizadas regressões com os dados *winsorizados* descritos na seção 3.3. Os resultados das estimativas estão descritos na tabela 4.1 pelos números (2) (sem *dummies*) e (4) (com *dummies*).

Ressalta-se que, mesmo com a suavização de *outliers* através do uso de dados *winsorizados*, os resultados relacionados a significância dos coeficientes e seus valores praticamente permaneceram inalterados, conforme apresentados na tabela 4.1. Este fato corrobora a relação entre a variável dependente e as variáveis explicativas significantes e evidencia que a presença de *outliers* não afetaram os resultados econométricos obtidos.

Ainda para testar a validade dos resultados obtidos na tabela 4.1, foram realizadas novas regressões pelo modelo Tobit com erros-padrão robustos do tipo *cluster*. Erros-padrão robustos são ferramentas que levam em conta a heteroscedasticidade que possivelmente está presente nos modelos, e permitem que as estatísticas de testes dos parâmetros calculados no modelo sejam assintoticamente robustos mesmo na presença de heteroscedasticidade de forma desconhecida (Wooldridge, 2010). Agrupar as observações em *clusters* (no caso, o agrupamento foi realizado por empresa) permite que as observações dentro dos *clusters* possam ser correlacionadas, mas independentes entre os diferentes *clusters*. Os resultados das regressões, realizadas com dados amostrais não *winsorizados*, estão discriminados na tabela 4.2.

Dos resultados obtidos através dos erros-padrão robustos *clusterizados*, pode-se verificar que os valores e a significância dos coeficientes praticamente se mantiveram. As variáveis que apresentaram alterações foram *ibovespa* e *lucratividade*, que perderam significância na regressão sem *dummies*; *intangíveis*, que passaram a ter significância estatística nas regressões com erros-padrão robustos e *risco* que apresentou significância a 10% na regressão com erros-padrão robustos com *dummies*. O teste LR calculado pela equação (4.2) também não apresentou divergências, e ambas as equações permanecem significantes com 99% de confiança. A variável de interesse *poder* apresentou novamente uma relação negativa e sem significância estatística.

²Os valores de LR foram 1.064,42 (sem *dummies*) e 1.123,10 (com *dummies*), superior ao valor de 20,09 e 34,81 dispostos na tabela de distribuição qui-quadrado com respectivamente 8 e 18 graus de liberdade e 99% de confiança.

Tabela 4.1
Tobit - Dados agrupados amostrais e winsorizados

	<i>Variável dependente:</i>			
	Analistas			
	sem dummies		com dummies	
	(1)	(2)	(3)	(4)
poder	-0,109 (0,167)	-0,100 (0,164)	-0,179 (0,175)	-0,168 (0,173)
tamanho	0,883*** (0,193)	0,942*** (0,195)	0,689*** (0,197)	0,765*** (0,199)
lucratividade	0,043*** (0,016)	0,067*** (0,021)	0,046*** (0,018)	0,068*** (0,023)
alavancagem	-0,057 (1,126)	0,284 (1,153)	0,214 (1,075)	0,530 (1,111)
intangíveis	4,726 (3,623)	5,391 (3,790)	5,000 (3,863)	5,224 (4,045)
risco	-0,502 (0,365)	-0,531 (0,368)	-0,630* (0,371)	-0,660* (0,375)
volume	2,271*** (0,119)	2,289*** (0,120)	2,585*** (0,149)	2,597*** (0,149)
ibovespa	1,865*** (0,649)	1,689*** (0,636)	1,063 (0,652)	0,900 (0,639)
Constante	-43,778*** (3,327)	-45,379*** (3,384)	-43,986*** (3,360)	-45,829*** (3,408)
logSigma	1,631*** (0,038)	1,616*** (0,038)	1,607*** (0,039)	1,592*** (0,039)
Log-verossimilhança	-1.395,921	-1.386,219	-1.366,580	-1.356,898

Nota: A tabela apresenta os coeficientes estimados por dados agrupados, com a utilização do modelo Tobit. O número de observações nas quatro equações estimadas é 908. As equações 1 e 3 foram estimadas através dos dados não winsorizados e as equações 2 e 4 foram estimadas com dados winsorizados. Analistas referem-se ao número de analistas que acompanham empresas no período analisado, sendo a variável dependente. A principal variável de interesse, poder, é resultado da análise de componente principal das variáveis chairman, board, concentração e concentração x chairman. As variáveis de controle são: tamanho, o logaritmo natural do total de ativos das empresas da amostra; lucratividade, mensurado pelo retorno sobre o ativo das empresas analisadas; alavancagem, sendo medida pelo valor da dívida sobre o total de ativos; intangíveis, que se referem ao valor dos ativos intangíveis sobre o total de ativos; risco, o valor do beta mensal para cada ano da série; volume, sendo o valor do logaritmo natural do volume em reais das ações negociadas e ibovespa, variável dummy que assume o valor 1 caso a empresa participe da composição do índice IBOVESPA.

Significâncias: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01.

Tabela 4.2
Tobit - Erros-padrão robustos tipo cluster com dados agrupados

	<i>Variável dependente:</i>	
	Analistas	
	sem dummies	com dummies
	(1)	(2)
poder	−0,109 (0,276)	−0,179 (0,282)
tamanho	0,883** (0,345)	0,688* (0,347)
lucratividade	0,043 (0,021)	0,046* (0,027)
alavancagem	−0,057 (1,183)	0,213 (1,199)
intangíveis	4,752** (2,063)	5,028* (2,733)
risco	−0,501 (0,404)	−0,630 (0,462)
volume	2,271*** (0,253)	2,585*** (0,283)
ibovespa	1,864 (1,161)	1,061 (1,185)
Constante	−43,778*** (6,785)	−43,977*** (7,158)
logSigma	1,631*** (0,052)	1,607*** (0,054)
Log-verossimilhança	−1.396,000	−1.367,000

Nota: A tabela apresenta os coeficientes estimados por dados agrupados com erros-padrão robustos tipo cluster, para dados amostrais não winsorizados, com a utilização do modelo Tobit. O número de observações em ambas as equações totaliza 908. Foram estimadas as regressões referentes as equações (3.5) (sem dummies) e (4.1) (com dummies). Analistas referem-se ao número de analistas que acompanham empresas no período analisado, sendo a variável dependente. A principal variável de interesse, poder, é resultado da análise de componente principal das variáveis chairman, board, concentração e concentração x chairman. As variáveis de controle são: tamanho, o logaritmo natural do total de ativos das empresas da amostra; lucratividade, mensurado pelo retorno sobre o ativo das empresas analisadas; alavancagem, sendo medida pelo valor da dívida sobre o total de ativos; intangíveis, que se referem ao valor dos ativos intangíveis sobre o total de ativos; risco, o valor do beta mensal para cada ano da série; volume, sendo o valor do logaritmo natural do volume em reais das ações negociadas e ibovespa, variável dummy que assume o valor 1 caso a empresa participe da composição do índice IBOVESPA.

Significâncias: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01.

4.1.2 Modelo Tobit com dados em painel

Como a estrutura de dados coletados apresenta a característica de estarem dispostos em *painel*³, utilizar-se do modelo Tobit aplicado em dados em painel é bem ajustado aos objetivos, principalmente por considerar a heterogeneidade não observada já discutida no capítulo 3. Os dados coletados formam um conjunto de dados de **painel não balanceado**, uma vez que algumas observações das empresas analisadas não estavam disponíveis para todos os anos.

Assim, foram realizadas regressões nos moldes da equação (3.5), sem *dummies*, e (4.1), com *dummies*, com o uso do software gratuito R e a utilização do mesmo método utilizado na subseção 4.1.1, BHHH (Berndt et al., 1974), para o cálculo da função de máxima verossimilhança. Os resultados estão dispostos na tabela 4.3, através dos números (1) e (3).

A regressão estimada pelo modelo Tobit com dados em painel através de Efeitos Aleatórios já aponta uma relação negativa e significativa a 5% entre a variável dependente *analistas* e a variável de interesse *poder* no modelo descrito pela equação (3.5) e a 1% pelo modelo da equação (4.1) com o uso de dados não *winsorizados* (equações (1) e (3) da tabela 4.3). A estatística da razão de verossimilhança, apresentada na equação (4.2), também rejeita a hipótese nula de que $\beta = 0$ ⁴.

As variáveis de controle *tamanho*, *ibovespa* e *volume* apresentaram uma relação positiva e significativa com relação a cobertura de analistas, seja na equação (1) ou (3). A variável *intangíveis* perdeu significância quando incluídas *dummies* de ano. A variável *risco* apresentou uma relação negativa e significativa com relação a *analistas*. As relações entre estas variáveis de controle e a variável dependente apresentaram resultados condizentes com o esperado apresentados no capítulo 3, com exceção da variável *risco*, pois era esperado uma relação positiva entre ambas.

Assim como para dados agrupados, foram estimadas novas regressões com dados *winsorizados*, a fim de testar a robustez dos resultados. Os resultados das novas regressões também estão apresentados na tabela 4.3, representadas pelas equações (2) e (4). Pelo cálculo da LR, apresentada na equação (4.2), a hipótese nula $H_0 : \beta = 0$ também é rejeitada.

³Os dados em painel diferem-se de um agrupamento independente de cortes transversais por tentar acompanhar os *mesmos indivíduos* ao longo do tempo (Wooldridge, 2010).

⁴Os valores de LR foram 1.333,64 (sem *dummies*) e 1.345,47 (com *dummies*), superior ao valor de 20,09 e 34,81 dispostos na tabela de distribuição qui-quadrado com respectivamente 8 e 18 graus de liberdade e 99% de confiança.

Tabela 4.3
Tobit - Dados em painel amostrais e winsorizados

	<i>Variável dependente:</i>			
	Analistas			
	sem dummies		com dummies	
	(1)	(2)	(3)	(4)
poder	−0,235** (0,117)	−0,348*** (0,124)	−0,230** (0,112)	−0,349*** (0,117)
tamanho	1,492*** (0,164)	1,821*** (0,181)	1,178*** (0,159)	1,425*** (0,189)
lucratividade	0,014 (0,011)	0,022 (0,018)	0,011 (0,012)	0,015 (0,019)
alavancagem	−1,217 (1,089)	−1,318 (1,178)	−1,595* (0,960)	−0,783 (1,093)
intangíveis	5,188* (3,121)	6,842* (3,530)	3,553 (2,912)	7,964** (4,010)
risco	−0,609** (0,286)	−0,599* (0,311)	−0,657** (0,310)	−0,572* (0,325)
volume	1,518*** (0,080)	1,462*** (0,082)	1,805*** (0,109)	1,750*** (0,097)
ibovespa	1,596*** (0,412)	1,289*** (0,434)	1,351*** (0,393)	1,134** (0,441)
Constante	−49,592*** (3,042)	−55,392*** (3,359)	−48,313*** (3,003)	−51,922*** (3,332)
logSigmaMu	1,511*** (0,059)	1,432*** (0,057)	1,523*** (0,056)	1,338*** (0,062)
logSigmaNu	1,221*** (0,033)	1,212*** (0,035)	1,147*** (0,034)	1,127*** (0,036)
Log-verossimilhança	−1.261,310	−1.259,260	−1.225,393	−1.222,731

Nota: A tabela apresenta os coeficientes estimados por dados em painel, com a utilização do modelo Tobit pelo método de Efeitos Aleatórios. O total de observações nas quatro equações estimadas é 908. As equações 1 e 3 foram estimadas através dos dados não winsorizados e as equações 2 e 4 foram estimadas com dados winsorizados. Analistas referem-se ao número de analistas que acompanham empresas no período analisado, sendo a variável dependente nas equações de 1 a 4. A principal variável de interesse, poder, é resultado da análise de componente principal das variáveis chairman, board, concentração e concentração x chairman. As variáveis de controle são: tamanho, o logaritmo natural do total de ativos das empresas da amostra; lucratividade, mensurado pelo retorno sobre o ativo das empresas analisadas; alavancagem, sendo medida pelo valor da dívida sobre o total de ativos; intangíveis, que se referem ao valor dos ativos intangíveis sobre o total de ativos; risco, o valor do beta mensal para cada ano da série; volume, sendo o valor do logaritmo natural do volume em reais das ações negociadas e ibovespa, variável dummy que assume o valor 1 caso a empresa participe da composição do índice IBOVESPA.

Significâncias: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01.

Os resultados apresentados pelas regressões (2) e (4) da tabela 4.3 reforçam a percepção de que os *outliers* contidos na amostra (tabela 3.9) não alteram os parâmetros calculados pelas equações (1) e (3). Assim como no modelo Tobit em dados agrupados, a realização de regressões com dados *winsorizados* não apresentaram diferenças substanciais. A variável de interesse *poder* permaneceu negativa e significativa quando utilizados dados com a suavização de *outliers* presentes na amostra.

Dados os resultados apresentados na tabela 4.1 estimados por dados em painel, pode-se *rejeitar* a hipótese nula H_{0a} , apresentada na seção 1.3: as evidências empíricas apontam uma relação *negativa* e *significante* entre cobertura de analistas financeiros e poder empresarial. Dentre as hipóteses previstas por Jiraporn et al. (2012) e evidenciadas na figura 1.1, esta diminuição de cobertura de analistas pode ser em decorrência de uma maior assimetria (*Hipótese da Opacidade*) ou menor assimetria informacional (*Hipótese da Substituição da Transparência*) resultantes do poder empresarial. A relação entre assimetria e poder empresarial, abordada na seção 4.2, dará continuidade a análise e ao possível enquadramento das hipóteses previstas por Jiraporn et al. (2012) dada a amostra referente ao mercado brasileiro.

4.2 Assimetria informacional e Poder empresarial

Uma vez revelada a relação entre *analistas* e *poder*, a relação entre *assimetria* e *poder* é testada a fim de enquadrá-la nas hipóteses previstas por Jiraporn et al. (2012), sintetizadas na figura 1.1. Primeiramente, serão apresentados os resultados obtidos com a *proxy assimetria*, mensurada pela metodologia desenvolvida por Corwin e Schultz (2012). Em seguida, serão apresentadas as estimativas de assimetria e poder utilizando a *proxy informação* como alternativa à *proxy* baseada em *bid-ask spread*.

4.2.1 Assimetria

4.2.1.1 Mínimos quadrados ordinários com dados agrupados

Para se testar a hipótese H_{0b} apresentadas na seção 1.3 no capítulo 1, a *assimetria informacional não está relacionada ao poder empresarial*, inicialmente foi verificada sua relação com a utilização da *proxy* desenvolvida por Corwin e Schultz (2012) e denomi-

nada *assimetria*. A equação (3.11) foi utilizada e, tal qual como realizado para o teste da hipótese H_{0a} , foram incluídas variáveis *dummies* para fins de controle, conforme (4.3).

$$\begin{aligned} \text{assimetria}_{it} = & \alpha_1 + \beta_{\text{poder}} \cdot \text{poder}_{it} + \beta_{\text{tamanho}} \cdot \text{tamanho}_{it} + \beta_{\text{lucratividade}} \cdot \text{lucratividade}_{it} \\ & + \beta_{\text{alavancagem}} \cdot \text{alavancagem}_{it} + \beta_{\text{intangíveis}} \cdot \text{intangíveis}_{it} + \beta_{\text{risco}} \cdot \text{risco}_{it} \\ & + \beta_{\text{volume}} \cdot \text{volume}_{it} + \beta_{\text{ibovespa}} \cdot \text{ibovespa}_{it} + \beta_{2001} \cdot 2001_i + \beta_{2002} \cdot 2002_i \\ & + \beta_{2003} \cdot 2003_i + \beta_{2004} \cdot 2004_i + \beta_{2005} \cdot 2005_i + \beta_{2006} \cdot 2006_i + \beta_{2007} \cdot 2007_i \\ & + \beta_{2008} \cdot 2008_i + \beta_{2009} \cdot 2009_i + \beta_{2010} \cdot 2010_i + \epsilon_{it}. \end{aligned} \quad (4.3)$$

Também foram utilizados dados *winsorizados* a fim de reduzir os *outliers* presentes na amostra e verificar se a relação entre as variáveis se mantém. Os resultados das estimativas das equações com e sem *dummies*, bem como o uso de dados não *winsorizados* e *winsorizados*, estão apresentados na tabela 4.4. As estimativas realizadas com dados *winsorizados* são as de número (2) e (4), enquanto que as estimativas realizadas com dados não *winsorizados* são (1) e (3) da tabela 4.4.

As estimativas foram realizadas por MQO com dados agrupados, tal como já abordado na seção 3.4.2.

A inclusão de *dummies*, bem como a utilização de dados *winsorizados* apresentou resultados semelhantes aos não *winsorizados* e/ou sem a presença de *dummies*.

A variável de interesse *poder* apresentou uma relação negativa com relação à *assimetria*, porém sem significância estatística. Já as relações entre as variáveis de controle e *assimetria*, com exceção da variável *volume*, apresentaram significância estatística.

Ainda sobre as relações entre as variáveis de controle e a *proxy assimetria*, a relação entre todas as variáveis de controle que apresentaram significância estatística foram condizentes às esperadas previstas e dispostas na tabela 3.8, com exceção da variável *ibovespa*. Apesar de não ser possível rejeitar a hipótese nula H_{0b} , as relações entre as variáveis de controle e a *proxy* para *assimetria* estimada pela metodologia proposta por Corwin e Schultz (2012) parecem corroborar que este *bid-ask spread* calculado representa de fato um medidor de *assimetria informacional* para o mercado brasileiro, quando as relações são estimadas por MQO com dados agrupados.

Tabela 4.4
Dados agrupados - Assimetria e poder empresarial

	<i>Variável Dependente:</i>			
	Assimetria (%)			
	Sem dummies	Com dummies		
	(1)	(2)	(3)	(4)
poder	-0,040 (0,074)	-0,038 (0,074)	-0,032 (0,075)	-0,030 (0,075)
tamanho	-0,534*** (0,086)	-0,530*** (0,086)	-0,529*** (0,088)	-0,527*** (0,088)
lucratividade	-0,018*** (0,007)	-0,020*** (0,008)	-0,017** (0,007)	-0,019** (0,008)
alavancagem	-0,645** (0,284)	-0,806** (0,347)	-0,662** (0,287)	-0,833** (0,351)
intangíveis	3,271** (1,337)	4,816*** (1,644)	2,868* (1,464)	4,507** (1,821)
risco	0,623*** (0,153)	0,663*** (0,160)	0,649*** (0,156)	0,686*** (0,164)
volume	0,012 (0,065)	0,009 (0,065)	-0,001 (0,070)	-0,003 (0,070)
ibovespa	0,767** (0,317)	0,763** (0,318)	0,788** (0,326)	0,780** (0,327)
Constante	12,135*** (1,512)	12,086*** (1,527)	12,060*** (1,588)	12,021*** (1,602)
R ² Ajustado	0,141	0,143	0,150	0,150
Estatística F	12,050*** (df = 8; 575)	12,221*** (df = 8; 575)	5,691*** (df = 18; 565)	5,753*** (df = 18; 565)

Nota: A tabela apresenta os coeficientes estimados por dados agrupados, com a utilização de MQO. O número de observações nas quatro equações estimadas é 584. As equações 1 e 3 foram estimadas com o uso de dados não winsorizados e as equações 2 e 4 foram estimadas com dados winsorizados. Assimetria refere-se ao valor de bid-ask spread calculado pela metodologia desenvolvida por Corwin e Schultz (2012). Os valores obtidos pelo uso desta estimativa foi multiplicado por 100 a fim de facilitar a visualização dos parâmetros dos coeficientes, uma vez que são muito próximos de 0. A principal variável de interesse, poder, é resultado da análise de componente principal das variáveis chairman, board, concentração e concentração x chairman. As variáveis de controle são: tamanho, o logaritmo natural do total de ativos das empresas da amostra; lucratividade, mensurado pelo retorno sobre o ativo das empresas analisadas; alavancagem, sendo medida pelo valor da dívida sobre o total de ativos; intangíveis, que se referem ao valor dos ativos intangíveis sobre o total de ativos; risco, o valor do beta mensal para cada ano da série; volume, sendo o valor do logaritmo natural do volume em reais das ações negociadas e ibovespa, variável dummy que assume o valor 1 caso a empresa participe da composição do índice IBOVESPA.

Significâncias: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01.

4.2.1.2 Mínimos quadrados ordinários em painel

Na tentativa de eliminar algum possível efeito não observado ao longo do tempo, tal como abordado na seção 3.4.2, a equação (3.11) foi estimada por MQO em painel, utilizando Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios. Utilizam-se as duas metodologias pelo fato de desconhecer se o efeito não observável é correlacionado com alguma variável explicativa.

Primeiramente, foram realizadas estimativas pelo método de Efeitos Fixos, utilizando dados não *winsorizados* e dados *winsorizados*. As *dummies* para os anos da amostra não foram utilizadas para estimação pelo método de Efeitos Fixos, uma vez que nenhuma das *dummies* temporais apresentou significância estatística. Os resultados das estimativas calculadas estão apresentados na tabela 4.5.

O uso do método de Efeitos Fixos é justificado para considerar a heterogeneidade não observada possivelmente presente no modelo e que possa estar correlacionada com as variáveis explicativas. Os resultados das estimativas apresentaram apenas as variáveis *alavancagem*, *risco* e *volume* com significância estatística. A relação esperada é condizente àquelas apresentadas na tabela 3.8. Porém, a principal variável de interesse, *poder*, apresentou uma relação negativa sem significância estatística.

O método de Efeitos Aleatórios também considera uma heterogeneidade não observada no modelo, mas parte da hipótese da exogeneidade estrita, i.e. o efeito não observado presente no erro não é correlacionado com as variáveis explicativas, em qualquer t .

A tabela 4.6 apresenta os valores estimados da equação 3.11, utilizando dados *winsorizados* e com a presença de *dummies* nas estimativas. As equações (1) e (3) representam as estimativas calculadas com o uso de dados não *winsorizados*, e as equações (2) e (4) foram estimadas com dados *winsorizados*.

Verifica-se que, com a estimação realizada através do método de efeitos aleatórios, todas as variáveis que apresentaram significância com o uso do método de efeitos fixos permaneceram significantes, e com a mesma relação com a variável dependente, e ainda resultou na significância da variável *tamanho*. A relação entre *tamanho* e *assimetria* também acompanhou a expectativa descrita na tabela 3.8. Contudo, tal como na estimação realizada por efeitos fixos, a variável de interesse *poder* apresentou uma relação negativa e não significativa com a variável *assimetria*.

Tabela 4.5
Assimetria e poder empresarial - Efeitos Fixos

	<i>Variável dependente:</i>	
	Assimetria (%)	
	(Dados amostrais)	(Dados winsorizados)
poder	−0,073 (0,072)	−0,072 (0,072)
tamanho	0,166 (0,159)	0,186 (0,160)
lucratividade	−0,002 (0,004)	−0,003 (0,005)
alavancagem	−1,151*** (0,251)	−1,733*** (0,321)
intangíveis	−0,328 (0,680)	−0,563 (0,857)
risco	0,538*** (0,079)	0,520*** (0,083)
volume	−0,195*** (0,051)	−0,214*** (0,051)
ibovespa	0,338 (0,296)	0,399 (0,296)
R ² Ajustado	0,119	0,119
Estatística F	10,211*** (df = 8; 466)	10,198*** (df = 8; 466)

Nota: A tabela apresenta os coeficientes estimados por dados em painel, com a utilização de MQO por Efeitos Fixos. O número de observações nas duas equações estimadas é 584. Foram estimadas as regressões referentes as equações (3.4.2) (sem dummies) e (4.3) (com dummies). Assimetria refere-se ao valor de bid-ask spread calculado pela metodologia desenvolvida por Corwin e Schultz (2012). Os valores obtidos pelo uso desta estimativa foi multiplicado por 100 a fim de facilitar a visualização dos parâmetros dos coeficientes, uma vez que são muito próximos de 0. A principal variável de interesse, poder, é resultado da análise de componente principal das variáveis chairman, board, concentração e concentração x chairman. As variáveis de controle são: tamanho, o logaritmo natural do total de ativos das empresas da amostra; lucratividade, mensurado pelo retorno sobre o ativo das empresas analisadas; alavancagem, sendo medida pelo valor da dívida sobre o total de ativos; intangíveis, que se referem ao valor dos ativos intangíveis sobre o total de ativos; risco, o valor do beta mensal para cada ano da série; volume, sendo o valor do logaritmo natural do volume em reais das ações negociadas e ibovespa, variável dummy que assume o valor 1 caso a empresa participe da composição do índice IBOVESPA.

Significâncias: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01.

Tabela 4.6
Assimetria e poder empresarial - Efeitos Aleatórios

	<i>Variável dependente:</i>			
	Assimetria (%)			
	Sem dummies		Com dummies	
	(1)	(2)	(3)	(4)
poder	-0,081 (0,070)	-0,081 (0,070)	-0,064 (0,070)	-0,065 (0,071)
tamanho	-0,294** (0,114)	-0,288** (0,115)	-0,355*** (0,117)	-0,350*** (0,118)
lucratividade	-0,003 (0,004)	-0,004 (0,005)	-0,002 (0,004)	-0,003 (0,005)
alavancagem	-0,985*** (0,239)	-1,410*** (0,305)	-1,013*** (0,240)	-1,455*** (0,306)
intangíveis	0,406 (0,713)	0,508 (0,900)	-0,023 (0,792)	0,032 (1,021)
risco	0,550*** (0,083)	0,534*** (0,087)	0,589*** (0,085)	0,577*** (0,090)
volume	-0,112** (0,049)	-0,125** (0,049)	-0,161*** (0,056)	-0,177*** (0,057)
ibovespa	0,499* (0,293)	0,550* (0,294)	0,565* (0,296)	0,624** (0,298)
Constante	8,818*** (2,151)	8,968*** (2,171)	10,353*** (2,216)	10,534*** (2,240)
R ² Ajustado	0,129	0,125	0,148	0,144
Estatística F	10,841*** (df = 8; 575)	10,456*** (df = 8; 575)	5,664*** (df = 18; 565)	5,509*** (df = 18; 565)

Nota: A tabela apresenta os coeficientes estimados por dados em painel, com a utilização de MQO por Efeitos Aleatórios. O número de observações nas quatro equações estimadas é 584. As equações 1 e 3 foram estimadas através dos dados não winsorizados e as equações 2 e 4 foram estimadas com dados winsorizados. Assimetria refere-se ao valor de bid-ask spread calculado pela metodologia desenvolvida por Corwin e Schultz (2012). Os valores obtidos pelo uso desta estimativa foi multiplicado por 100 a fim de facilitar a visualização dos parâmetros dos coeficientes, uma vez que são muito próximos de 0. A principal variável de interesse, poder, é resultado da análise de componente principal das variáveis chairman, board, concentração e concentração x chairman. As variáveis de controle são: tamanho, o logaritmo natural do total de ativos das empresas da amostra; lucratividade, mensurado pelo retorno sobre o ativo das empresas analisadas; alavancagem, sendo medida pelo valor da dívida sobre o total de ativos; intangíveis, que se referem ao valor dos ativos intangíveis sobre o total de ativos; risco, o valor do beta mensal para cada ano da série; volume, sendo o valor do logaritmo natural do do volume em reais das ações negociadas e ibovespa, variável dummy que assume o valor 1 caso a empresa participe da composição do índice IBOVESPA.

Significâncias: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01.

A fim de se testar qual dos métodos de estimação em painel é mais adequado, aplicou-se o teste de Durbin-Hu-Hausman. Este teste compara as equações estimadas pelos dois métodos e assume uma hipótese nula de que o estimador de efeitos aleatórios é consistente e eficiente⁵. Os testes foram realizados com auxílio do *software* R, e foram comparadas as equações estimadas por ambos os métodos, com o uso de dados *winsorizados* e não *winsorizados*.

Os resultados do teste de Durbin-Hu-Hausman rejeitaram a hipótese nula de que o estimador de Efeitos Aleatórios é consistente e eficiente para as equações realizadas com os dados não *winsorizados* e *winsorizados*.

Apesar de que a *proxy* para mensurar a assimetria informacional não apresentou valores significantes com a principal variável de interesse, *poder*, a mesma apresentou as relações esperadas dentre algumas variáveis de controle, condizentes com estudos empíricos recentes acerca do tema. A *proxy assimetria* talvez possa estimar a assimetria informacional presente nas características econômicas da empresa, mas não se mostrou capaz de indicar sua relação com a assimetria gerada pelo contexto empresarial e, dessa forma, não foi possível rejeitar a hipótese nula H_{0b} , de que não há relação entre assimetria e poder empresarial, com o uso da *proxy* calculada por *bid-ask spreads*.

4.2.2 Informação

Para a variável dependente *informação*, foram realizadas regressões através dos mesmos métodos estimados para a *proxy assimetria*, a saber: MQO com dados agrupados, dados em painel através de Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios, a fim de possibilitar uma melhor comparação entre os valores estimados nas equações (3.11) e (3.12).

A relação entre *informação* e *poder* apresentou-se negativa e significativa, para todas as estimativas apresentadas na tabela 4.7. Aplicando novamente o teste de Durbin-Hu-Hausman a fim de testar qual método para dados em painel é o mais adequado, novamente fora rejeitada a hipótese nula de que o estimador consistente refere-se ao calculado pelo método de Efeitos Aleatórios.

Uma vez que a variável *informação* é negativamente relacionada à assimetria informacional, conforme explicitado na seção 3.2.2.2, as relações entre poder e assimetria informacional

⁵Mais informações e detalhamento matemático acerca do teste Durbin-Hu-Hausman encontram-se em Wooldridge (2010) e Hausman (1978).

onal são positivamente relacionadas para a amostra selecionada no período de 2000-2010: um maior poder empresarial impacta em um ambiente informacional mais opaco.

Os resultados obtidos e apresentados na tabela 4.7, contudo, podem não representar de fato a relação entre a assimetria de informação e o poder empresarial. As variáveis de controle que apresentaram significância nos modelos estimados evidenciaram relações ambíguas daquelas esperadas e expostas na tabela 3.8.

Lucratividade e informação apresentou uma relação positiva e significativa em todas as estimativas realizadas, tal como apresentada na tabela 4.7. Este resultado é condizente com o esperado através do levantamento bibliográfico sobre o tema.

A variável *alavancagem* apresentou uma relação positiva, mas não significativa quando estimada por dados agrupados. Quando estimada por Efeitos Aleatórios, esta variável já apresentou significância somente para a equação estimada sem a presença de *dummies*. A relação negativa apontada pela estimativa de Efeitos Aleatórios com dados em painel foi o inverso da relação esperada.

A presença de ativos intangíveis também apresentou resultados conflitantes. Para dados agrupados, sua relação restou-se positiva e significativa, e quando estimada por Efeitos Aleatórios na presença de *dummies* temporais, foi evidenciada uma relação negativa e significativa a 10%. Para as demais estimativas, a variável não apresentou significância estatística. Esperava-se uma relação positiva entre as variáveis.

Já o risco apresentou relação positiva e significativa com a variável dependente quando estimado por dados agrupados e por Efeitos Aleatórios com inclusão de *dummies*. Porém, sua relação apresentou um comportamento diferente do previsto e apresentado na tabela 3.8.

Os resultados obtidos entre *informação e poder*, se observadas apenas as significâncias dos parâmetros calculados, permitiriam *rejeitar* a hipótese nula H_{0b} : a assimetria informacional estaria relacionada positivamente ao poder empresarial, isto posto a relação inversamente proporcional entre a *proxy informação* e a assimetria informacional que se deseja representar. Isto significaria que o poder empresarial influenciaria o comportamento dos analistas financeiros através do aumento da assimetria. Pelos resultados obtidos na seção 4.1, um maior poder empresarial reduziria o acompanhamento de analistas. Tendo ambos os resultados, seria possível enquadrá-los nas hipóteses descritas por Jiraporn et al. (2012): no caso brasileiro, considerando a amostra e o período analisado, o poder empresarial *aumentaria* a assimetria informacional e, por consequência, faria com que os analistas

financeiros optassem por não acompanhar empresas que apresentem maior informação assimétrica. A hipótese que abarca estes resultados é a *Hipótese da Opacidade*.

Contudo, devido aos resultados conflitantes entre as variáveis de controle e a *proxy informação*, somado ao baixo poder de explicação das equações estimadas com o uso desta *proxy*, evidenciado pelos baixos valores de R^2 apresentados na tabela 4.7, não é possível apresentar os resultados obtidos sem questionar se as *proxies* desenvolvidas de fato captam corretamente as informações que se procurou mensurar.

Tabela 4.7
Informação e poder empresarial

	<i>Variável dependente:</i>				
	Informação				
	Dados agrupados		Efeitos Fixos	Efeitos aleatórios	
	Sem dummies	Com Dummies	Sem dummies	Sem dummies	Com dummies
poder	−0,329*** (0,043)	−0,315*** (0,044)	−0,239*** (0,035)	−0,255*** (0,033)	−0,158*** (0,027)
lucratividade	0,026*** (0,004)	0,026*** (0,004)	0,004* (0,002)	0,005*** (0,002)	0,004** (0,002)
alavancagem	0,134 (0,171)	0,092 (0,173)	−0,204 (0,125)	−0,199* (0,118)	−0,150 (0,093)
intangíveis	1,649** (0,806)	1,369 (0,878)	−0,033 (0,339)	0,047 (0,345)	−0,553* (0,292)
risco	0,478*** (0,091)	0,493*** (0,092)	0,031 (0,040)	0,055 (0,040)	0,074** (0,032)
Constante	−0,581*** (0,107)	−1,009*** (0,303)		−0,412*** (0,135)	−1,211*** (0,159)
R ² Ajustado	0,202	0,216	0,083	0,128	0,442
Estatística F	29,717*** (df = 5; 578)	10,804*** (df = 15; 568)	10,864*** (df = 5; 469)	16,663*** (df = 5; 578)	31,066*** (df = 15; 568)

Nota: A tabela apresenta os coeficientes estimados por MQO com dados agrupados, e em painel por Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios. O número de observações nas equações estimadas é 584. Informação resulta da análise de componente principal das variáveis *gc*, *ibovespa*, *tamanho* e *volume*. A variável de interesse, *poder*, é resultado da análise de componente principal das variáveis *chairman*, *board*, *concentração* e *concentração x chairman*. As variáveis de controle são: *lucratividade*, mensurado pelo retorno sobre o ativo das empresas analisadas; *alavancagem*, sendo medida pelo valor da dívida sobre o total de ativos; *intangíveis*, que se referem ao valor dos ativos intangíveis sobre o total de ativos e *risco*, o valor do beta mensal para cada ano da série.

Significâncias: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01.

5 Conclusão

Esta pesquisa buscou evidenciar duas relações de interesse apresentadas na seção 1.3 do capítulo 1: a relação entre poder e cobertura de analistas no mercado brasileiro, e a relação entre poder e assimetria informacional neste mesmo mercado, no período de 2000 a 2010. Com base nestes resultados, é possível verificar em qual das hipóteses elaboradas por Jiraporn et al. (2012) está situada a relação entre poder empresarial, assimetria informacional e cobertura de analistas financeiros no contexto brasileiro.

Primeiramente buscou-se evidenciar a relação entre analistas e poder empresarial considerando as especificidades do mercado acionário e estrutura empresarial brasileira. Com a utilização de um indicador inédito para medir as relações de poder no contexto empresarial, buscou-se abarcar tanto as medidas que aumentam o poder do diretor executivo da empresa (i.e. participar ou presidir o CA), quanto os graus de concentração acionária de cada empresa presente na amostra, com o auxílio da análise fatorial. Através do uso do modelo Tobit em painel por Efeitos Aleatórios, uma relação negativa entre cobertura de analistas e poder empresarial foi observada. Desta relação, esperam-se dois comportamentos distintos que impactariam na cobertura de analistas financeiros: uma maior assimetria informacional diminuiria o acesso a informações e desestimularia o acompanhamento da empresa devido ao custo de se obter informações privadas (*Hipótese da Opacidade*) ou uma menor assimetria aumentaria o volume de informações disponíveis no mercado e desencorajaria seu acompanhamento, uma vez que não haveriam informações privadas a divulgar (*Hipótese da Substituição da Transparência*).

Para testar empiricamente a segunda hipótese de interesse, optou-se por utilizar duas diferentes *proxies* que representassem a assimetria informacional: *assimetria* através do cálculo de *bid-ask spreads* utilizando os valores mais altos e baixos de ações transacionadas (Corwin & Schultz, 2012), e *informação*, gerada através de indicadores que representam a informação assimétrica presente no mercado acionário brasileiro.

A primeira *proxy* utilizada, *assimetria*, fora testada por seus desenvolvedores (Corwin &

Schultz, 2012) em mercados diversos ao mercado norte-americano, com dados simulados, e comparados a outros modelos de estimadores de *bid-ask spread*, em que apresentou resultados próximos ao real *spread* e superior a outras metodologias aplicadas. O fato desse estimador não necessitar de dados *intraday* permite que esteja à disposição de mais pesquisadores, o que contribui para o desenvolvimento de estudos em finanças. Contudo, o uso de *bid-ask spreads* nesta pesquisa, apesar de apresentar relações significantes com as variáveis de controle apresentadas na seção 3.2.3, e de acordo com a literatura recente sobre o tema, não apresentou significância estatística entre poder empresarial.

A elaboração de uma nova *proxy* para assimetria, intitulada *informação* e criada através da relação linear de características que afetam o ambiente informacional da empresa, é mais uma contribuição desta pesquisa aos estudos em finanças, uma vez que tenta abarcar variáveis inerentes ao mercado brasileiro, tal como adesão aos segmentos do níveis diferenciados de Governança Corporativa da BM&FBOVESPA e participação da composição da carteira teórica do índice IBOVESPA. Foram utilizadas também duas variáveis de controle: tamanho da empresa e volume de transações no ano analisado. A utilização da *proxy informação* já apresentou significância estatística e uma relação negativamente relacionada à variável *poder*. Uma vez que a *proxy* diminui conforme aumenta a assimetria informacional, poder-se-ia apresentar a última hipótese faltante para enquadrar nas alternativas esquematizadas por Jiraporn et al. (2012).

A relação entre assimetria e poder com a utilização da *proxy informação* é positiva: um maior poder empresarial está relacionado a um ambiente informacional mais opaco, e se enquadraria na *Hipótese da Opacidade* definida por Jiraporn et al. (2012). Assim, os analistas financeiros seriam estimulados a acompanhar empresas que apresentem menor concentração de poder, e assim divulguem mais informações. Desta forma, a gestão executiva estaria em consonância aos estudos relacionados a teoria da agência vinculados a mercados emergentes, onde a concentração acionária faz com que haja risco de expropriação entre acionistas majoritários e minoritários (Black et al., 2009). Já o acompanhamento de analistas no mercado brasileiro estaria relacionado ao custo em se obter informações, ainda mais relacionado a ambientes com baixa proteção a acionistas minoritários e existência de blocos de controle (Lang & Lundholm, 1996; Lang et al., 2004).

Contudo, há a necessidade de se ressaltar uma possível generalização destes resultados ao mercado brasileiro. As relações obtidas, tal como em estudos empíricos, são válidos apenas para a amostra utilizada neste estudo. É essencial para o desenvolvimento das ciências testes incessantes a fim de verificar se as relações serão encontradas em qualquer situação, para que seja criado um novo paradigma. Uma análise que contenha mais testes de robustez, ou que agregue mais variáveis de controle ou ainda outras formas de

mensuração para as *proxies* criadas por esta pesquisadora se fazem necessárias.

Ademais, a relação entre assimetria e poder empresarial encontradas por esta pesquisa apresentam resultados ambíguos, com a necessidade de maior aprofundamento sobre o tema. Como a *proxy* calculada pelo estimador *bid-ask spread* apresentou resultados esperados na maioria das variáveis de controle utilizadas, pode-se questionar se a *proxy* desenvolvida para captar o *poder empresarial*, da qual não se obteve significância estatística, está corretamente especificada. Ou ainda, como não há um consenso definitivo na literatura entre assimetria informacional e algumas das variáveis de controle no contexto brasileiro (e.g. tamanho da empresa, tal como relatado por Martins & Paulo, 2014), é possível que o *bid-ask spread* apresentado por Corwin e Schultz (2012) possa não captar a assimetria presente no cenário brasileiro.

Raciocínio semelhante pode ser utilizado para entender e questionar os resultados trazidos com o uso da *proxy informação*: uma vez que as variáveis de controle apresentaram resultados diferentes do esperado, estas relações podem ser entendidas como específicas ao mercado acionário brasileiro, com a suposição de que a *proxy informação* representa corretamente a assimetria existente neste mercado. Ou ainda, pode-se questionar se as *proxies* utilizadas representam de fato as observações não diretamente mensuráveis.

Em suma, este estudo buscou trazer o uso de novas *proxies* para cálculo de assimetria informacional e poder empresarial, e ainda verificar de que forma o poder empresarial impacta na cobertura de analistas e na assimetria informacional. As criações de índices com o auxílio da análise fatorial resultam na tentativa de agregar características presentes no mercado acionário e empresarial brasileiro, e assim buscar relações mais fidedignas e de acordo com a realidade existente no Brasil. Assim, será possível melhor entender as relações existentes neste cenário e buscar soluções mais adequadas a esta realidade.

Bibliografia

- Adams, R. B., Almeida, H. & Ferreira, D. (2005). Powerful CEOs and their impact on corporate performance. *Review of Financial Studies*, 18(4), 1403–1432.
- Agarwal, P. & O’Hara, M. (2007). Information risk and capital structure. Recuperado de <http://ssrn.com/abstract=939663>
- Akerlof, G. A. (1970). The market for “lemons”: quality uncertainty and the market mechanism. *The Quarterly Journal of Economics*, 84(3), 488–500.
- Albanez, T. (2008). *Impactos na assimetria de informação na estrutura de capital de empresas brasileiras de capital aberto* (Dissertação de Mestrado, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo).
- Armstrong, C. S., Balakrishnan, K. & Cohen, D. (2012). Corporate governance and the information environment: evidence from state antitakeover laws. *Journal of Accounting and Economics*, 53(1), 185–204.
- Arrow, K. J. (1963). Uncertainty and the welfare economics of medical care. *The American economic review*, 53(5), 941–973.
- Ashbaugh-Skaife, H., Collins, D. W. & LaFond, R. (2006). The effects of corporate governance on firm’s credit ratings. *Journal of Accounting and Economics*, 42(1), 203–243.
- Bailey, R. E. (2005). *The economics of financial markets*. Cambridge University Press.
- Baldenius, T., Melumad, N. & Meng, X. (2014). Board composition and CEO power. *Journal of Financial Economics*, 112(1), 53–68.
- Barbedo, C. H., Silva, E. C. D. & Leal, R. P. C. (2009). Probabilidade de informação privilegiada no mercado de ações, liquidez intra-diária e níveis de governança corporativa. *Revista Brasileira de Economia*, 63(1), 51–62.
- Barth, M. E., Kasznik, R. & McNichols, M. F. (2001). Analyst coverage and intangible assets. *Journal of accounting research*, 1–34.
- Bebchuk, L. A. (1999). A rent-protection theory of corporate ownership and control (Working Paper No 7203). Recuperado de <http://www.nber.org/papers/w7203>

- Bebchuk, L. A., Cremers, K. M. & Peyer, U. C. (2011). The CEO pay slice. *Journal of Financial Economics*, 102(1), 199–221.
- Becht, M., Bolton, P. & Röell, A. (2003). Corporate governance and control. Em G. M. Constantinides, M. Harris & R. M. Stulz (Eds.), *Handbook of the economics of finance* (Vol. 1, pp. 1–109). Amsterdam: Elsevier.
- Becker, J. L. (2015). *Estatística básica: transformando dados em informação*. Porto Alegre: Bookman.
- Berndt, E. R., Hall, B. H., Hall, R. E. & Hausman, J. A. (1974). Estimation and inference in nonlinear structural models. Em *Annals of economic and social measurement, volume 3, number 4* (pp. 653–665). NBER.
- Bertrand, M. & Mullainathan, S. (2003). Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences. *Journal of Political Economy*, 111(5), 1043–1075.
- Bertrand, M. & Schoar, A. (2003). Managing with style: the effect of managers on firm policies. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(4), 1169–1208.
- Bezerra, F. A. & Corrar, L. J. (2006). Utilização da análise fatorial na identificação dos principais indicadores para avaliação do desempenho financeiro: uma aplicação nas empresas de seguros. *Revista Contabilidade & Finanças-USP*, 17(42), 50–62.
- Bhushan, R. (1989). Firm characteristics and analyst following. *Journal of Accounting and Economics*, 11(2), 255–274.
- Black, B. S., Carvalho, A. G. & Gorga, E. (2009). A governança corporativa das empresas brasileiras com controle privado nacional. Recuperado de <http://ssrn.com/abstract=1528183>
- Black, B. S., Carvalho, A. G. & Sampaio, J. O. (2014). The evolution of corporate governance in Brazil. *Emerging Markets Review*, 20, 176–195.
- BM&FBOVESPA. (2014). Instituto BM&FBOVESPA. Recuperado de <http://www.bmfbovespa.com.br>
- Bortolon, P. M. & Leal, R. P. C. (2014). Dual-class unifications and corporate governance in Brazil. *Emerging Markets Review*, 20, 89–108.
- Brugni, T. V., Bortolon, P. M., Almeida, J. E. F. & Paris, P. K. S. (2013). Corporate governance: a panoramic view of Brazilian boards of directors. *International Journal of Disclosure and Governance*, 10(4), 406–421.
- Calhau, F. R. S. (2012). *Estudo da assimetria da informação e seus impactos no custo de capital das empresas brasileiras negociadas em bolsa* (Dissertação de Mestrado, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo).
- Carvalho, A. G. (2002). Governança corporativa no Brasil em perspectiva. *Revista de Administração da Universidade de São Paulo*, 37(3), 19–32.

- Chang, J. J., Khanna, T. & Palepu, K. G. (2000). Analyst activity around the world. Recuperado de <http://ssrn.com/abstract=204570>
- Chang, X., Dasgupta, S. & Hilary, G. (2006). Analyst coverage and financing decisions. *The Journal of Finance*, 61(6), 3009–3048.
- Chen, T., Harford, J. & Lin, C. (2014). Do analysts matter for governance? Evidence from natural experiments. *Journal of Financial Economics*. Recuperado de <http://dx.doi.org/10.1016/j.jfineco.2014.10.002>
- Cheng, M. & Subramanyam, K. (2008). Analyst following and credit ratings. *Contemporary Accounting Research*, 25(4), 1007–1044.
- Chung, K. H. & Jo, H. (1996). The impact of security analysts' monitoring and marketing functions on the market value of firms. *Journal of Financial and Quantitative analysis*, 31(04), 493–512.
- Chung, K. H., McInish, T. H., Wood, R. A. & Wyhowski, D. J. (1995). Production of information, information asymmetry, and the bid-ask spread: empirical evidence from analysts' forecasts. *Journal of Banking & Finance*, 19(6), 1025–1046.
- Clarke, J. & Shastri, K. (2000). On information asymmetry metrics. Recuperado de <http://ssrn.com/abstract=251938>
- Corrar, L. J., Paulo, E. & Dias Filho, J. M. (2014). *Análise multivariada: para os cursos de administração, ciências contábeis e economia*. São Paulo: Editora Atlas.
- Corwin, S. A. & Schultz, P. (2012). A simple way to estimate bid-ask spreads from daily high and low prices. *The Journal of Finance*, 67(2), 719–760.
- Dalmácio, F. Z., Lopes, A. B., Rezende, A. J. & Sarlo Neto, A. (2013). Uma análise da relação entre governança corporativa e acurácia das previsões dos analistas do mercado brasileiro. *Revista de Administração Mackenzie*, 14(5), 104–139.
- Diamond, D. W. & Verrecchia, R. E. (1991). Disclosure, liquidity, and the cost of capital. *The journal of Finance*, 46(4), 1325–1359.
- Dieckmann, S. & Plank, T. (2012). Default risk of advanced economies: an empirical analysis of credit default swaps during the financial crisis. *Review of Finance*, 16(4), 903–934.
- Draper, P. & Paudyal, K. (2008). Information asymmetry and bidders' gains. *Journal of Business Finance & Accounting*, 35(3-4), 376–405.
- Duarte, J. & Young, L. (2009). Why is PIN priced? *Journal of Financial Economics*, 91(2), 119–138.
- Dyck, A., Morse, A. & Zingales, L. (2010). Who blows the whistle on corporate fraud? *The Journal of Finance*, 65(6), 2213–2253.
- Easley, D., Hvidkjaer, S. & O'hara, M. (2002). Is information risk a determinant of asset returns? *The journal of finance*, 57(5), 2185–2221.

- Easley, D., Kiefer, N. M., O'hara, M. & Paperman, J. B. (1996). Liquidity, information, and infrequently traded stocks. *The Journal of Finance*, 51(4), 1405–1436.
- Easley, D. & O'hara, M. (2004). Information and the cost of capital. *The journal of finance*, 59(4), 1553–1583.
- Elbadry, A., Gounopoulos, D. & Skinner, F. (2015). Governance quality and information asymmetry. *Financial Markets, Institutions & Instruments*, 24(2-3), 127–157.
- Everitt, B. S. (2010). *An r and s-plus® companion to multivariate analysis*. London: Springer Science & Business Media.
- Falato, A., Kadyrzhanova, D. & Lel, U. (2014). Distracted directors: does board busyness hurt shareholder value? *Journal of Financial Economics*, 113(3), 404–426.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *The journal of Finance*, 25(2), 383–417.
- Fama, E. F. (1980). Agency problems and the theory of the firm. *The journal of political economy*, 288–307.
- Fama, E. F. & Jensen, M. C. (1983). Separation of ownership and control. *The Journal of Law & Economics*, 26(2), 301–325.
- Fernandes, E. N. L. (2010). *O impacto da informação contábil de empresas fechadas na percepção de risco dos analistas de crédito* (Dissertação de Mestrado, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo).
- Finkelstein, S. (1992). Power in top management teams: dimensions, measurement, and validation. *Academy of Management Journal*, 35(3), 505–538.
- Frankel, R., Kothari, S. & Weber, J. (2006). Determinants of the informativeness of analyst research. *Journal of Accounting and Economics*, 41(1), 29–54.
- Girão, L. F. A. P. (2012). *Assimetria informacional, insider trading e avaliação de empresas: evidências no mercado de capitais brasileiro* (Dissertação de Mestrado, Programa multi-institucional e Inter-regional de Pós Graduação em Ciências Contábeis UNB/UFRN/UFPB).
- Glosten, L. R. & Harris, L. E. (1988). Estimating the components of the bid-ask spread. *Journal of financial Economics*, 21(1), 123–142.
- Gorga, E. (2006). Culture and corporate law reform: a case study of Brazil. *University of Pennsylvania Journal of International Law*, 27(3), 803.
- Greene, W. H. (2003). *Econometric analysis* (5th edition). New Jersey: Pearson Education.
- Guerra, S. (2009). *Os papéis do conselho de administração em empresas listadas no Brasil* (Dissertação de Mestrado, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo).
- Gujarati, D. N. & Porter, D. C. (2011). *Estatística básica: transformando dados em informação* (5ª edição). Porto Alegre: AMGH Editora.

- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E. & Tatham, R. L. (2009). *Análise multivariada de dados* (6ª edição). Porto Alegre: Artmed Editora.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1251–1271.
- Healy, P. M. & Palepu, K. G. (2001). Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: a review of the empirical disclosure literature. *Journal of Accounting and Economics*, 31(1), 405–440.
- Henningsen, A. (2011). Estimating censored regression models in r using the censreg package. Recuperado de <https://cran.r-project.org/web/packages/censReg/censReg.pdf>
- Hölmstrom, B. (1979). Moral hazard and observability. *The Bell Journal of Economics*, 10(1), 74–91.
- Hong, H., Lim, T. & Stein, J. C. (2000). Bad news travels slowly: size, analyst coverage, and the profitability of momentum strategies. *The Journal of Finance*, 55(1), 265–295.
- Iquiapaza, R. A., Lamounier, W. M. & Amaral, H. F. (2008). Assimetria de informações e pagamento de dividendos na Bovespa. *ASAA-Advances in Scientific and Applied Accounting*, 1(1), 1–15.
- Jensen, M. C. & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: managerial behavior, agency costs, and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305–360.
- Jiraporn, P., Liu, Y. & Kim, Y. S. (2012). How do powerful CEOs affect analyst coverage? *European Financial Management*, 20(3), 652–676.
- El-Khatib, R., Fogel, K. & Jandik, T. (2015). CEO network centrality and merger performance. *Journal of Financial Economics*, 116(2), 349–382.
- La Porta, R., Lopes-de-Silanes, F., Shleifer, A. & Vishny, R. (2000). Investor protection and corporate governance. *Journal of Financial Economics*, 58(1), 3–27.
- Lang, M. H., Lins, K. V. & Miller, D. P. (2004). Concentrated control, analyst following, and valuation: do analysts matter most when investors are protected least? *Journal of Accounting Research*, 42(3), 589–623.
- Lang, M. H. & Lundholm, R. J. (1996). Corporate disclosure policy and analyst behavior. *The Accounting Review*, 71(4), 467–492.
- Langberg, N. & Sivaramakrishnan, K. (2008). Voluntary disclosures and information production by analysts. *Journal of Accounting and Economics*, 46(1), 78–100.
- Li, Z. F. (2014). Mutual monitoring and corporate governance. *Journal of Banking & Finance*, 45, 255–269.
- Lima, G. A. S. F. (2013). *A relação do acompanhamento dos analistas com características de valuation das empresas brasileiras*. (Tese de Livre Docência, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo).

- Liu, Y. & Jiraporn, P. (2010). The effect of CEO power on bond ratings and yields. *Journal of Empirical Finance*, 17(4), 744–762.
- Lopes-de-Silanes, F., La Porta, R., Shleifer, A. & Vishny, R. (1998). Law and finance. *Journal of political economy*, 106, 1113–1155.
- Marshall, B. R., Nguyen, N. H. & Visaltanachoti, N. (2012). Commodity liquidity measurement and transaction costs. *Review of Financial Studies*, 25(2), 599–638.
- Martinez, A. L. (2004). *Analisando os analistas: estudo empírico das projeções de lucros e das recomendações dos analistas do mercado de capitais para as empresas brasileiras de capital aberto*. (Tese de Doutorado, Escola de Administração de Empresas de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas).
- Martinez, A. L. (2011). The role of analysts as gatekeepers: enhancing transparency and curbing earnings management in Brazil. *Revista de Administração Contemporânea*, 15(4), 712–730.
- Martins, O. S. (2012). *Relação entre a assimetria de informação e as características das empresas no mercado acionário brasileiro* (Tese de Doutorado, Programa multi-institucional e Inter-regional de Pós Graduação em Ciências Contábeis UNB/ UFRN/ UFPB).
- Martins, O. S. & Paulo, E. (2014). Assimetria de informação na negociação de ações, características econômico financeiras e governança corporativa no mercado acionário brasileiro. *Revista Contabilidade & Finanças*, 25(64), 33–45.
- Minardi, A. M. A. F., Sanvicente, A. Z. & Monteiro, R. d. C. (2006). Bid-ask spreads in a stock exchange without market specialists. *Latin American Business Review*, 7(2), 19–39.
- Moyer, R. C., Chatfield, R. E. & Sisneros, P. M. (1989). Security analyst monitoring activity: agency costs and information demands. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24(04), 503–512.
- Murcia, F. D. R. & Santos, A. (2009). Fatores determinantes do nível de disclosure voluntário das companhias abertas no brasil. *Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade (REPeC)*, 3(2), 72–95.
- Oliveira, K. P. S., Paulo, E. & Martins, O. S. (2013). As relações entre a assimetria de informação e a governança corporativa no mercado de capitais brasileiro. *Registro Contábil*, 4(3), 56–70.
- Pathan, S. (2009). Strong boards, CEO power and bank risk-taking. *Journal of Banking & Finance*, 33(7), 1340–1350.
- Ramnath, S., Rock, S. & Shane, P. (2008). The financial analyst forecasting literature: a taxonomy with suggestions for further research. *International Journal of Forecasting*, 24(1), 34–75.

- Roll, R. (1984). A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market. *The Journal of Finance*, 39(4), 1127–1139.
- Schiehll, E., Terra, P. R. S. & Victor, F. G. (2013). Determinants of voluntary executive stock option disclosure in Brazil. *Journal of Management & Governance*, 17(2), 331–361.
- Sheng, H. H., Karcher, C. & Hubert Jr, P. (2009). An alternative model of risk in non-financial companies applied to the Brazilian pulp and paper industry. *Brazilian Review of Finance*, 7(3), 347–360.
- Silva, A. L. C. & Leal, R. P. C. (2005). Corporate governance index, firm valuation and performance in Brazil. *Brazilian Review of Finance*, 3(1), 1–18.
- Silva, A. L. C. & Leal, R. P. C. (2006). Ownership, control, valuation and performance of Brazilian corporations. *Corporate Ownership & Control*, 4(1), 300–308.
- Silva, A. L. C. & Subrahmanyam, A. (2007). Dual-class premium, corporate governance, and the mandatory bid rule: evidence from the Brazilian stock market. *Journal of Corporate Finance*, 13(1), 1–24.
- Silveira, A. D. M. (2010). *Governança corporativa no Brasil e no mundo: teoria e prática*. Rio de Janeiro: Elsevier Brasil.
- Silveira, A. D. M. & Barros, L. A. B. C. (2011). Who is the boss for major decisions? Chairmen – not CEOs – as powerful leaders. Recuperado de <http://ssrn.com/abstract=1874690>
- Stickel, S. E. (1992). Reputation and performance among security analysts. *Journal of Finance*, 1811–1836.
- Tirole, J. (2006). *The theory of corporate finance*. New Jersey: Princeton University Press.
- Varian, H. R. & Norton, W. (1992). *Microeconomic analysis* (3th edition). New York: Norton.
- Viola, A. P., Gutierrez, M. S., Barbedo, C. H. & Silva, A. L. C. (2013). Impacto dos swaps cambiais na curva de cupom cambial: uma análise segundo a regressão de componentes principais. *BBR-Brazilian Business Review*, 10(1), 81–105.
- Waldron, T. L., Graffin, S. D., Porac, J. F. & Wade, J. B. (2013). Third-party endorsements of CEO quality, managerial discretion, and stakeholder reactions. *Journal of Business Research*, 66(12), 2592–2599.
- Watts, R. L. & Zimmerman, J. L. (1979). The demand for and supply of accounting theories: the market for excuses. *The Accounting Review*, 54(2), 273–305.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data* (2nd edition). London: MIT press.
- Yu, F. F. (2008). Analyst coverage and earnings management. *Journal of Financial Economics*, 88(2), 245–271.

- Yu, M. (2010). Analyst forecast properties, analyst following and governance disclosures: a global perspective. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 19(1), 1–15.