

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ADMINISTRATIVAS
CENTRO DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISAS EM ADMINISTRAÇÃO

DANIEL RENNÓ TENENWURCEL

**IMPACTO DA ADOÇÃO DAS *IFRS* NO CUSTO DE CAPITAL PRÓPRIO DAS
EMPRESAS BRASILEIRAS DE CAPITAL ABERTO LISTADAS NA B3**

Belo Horizonte

2019

DANIEL RENNÓ TENENWURCEL

**IMPACTO DA ADOÇÃO DAS *IFRS* NO CUSTO DE CAPITAL PRÓPRIO DAS
EMPRESAS BRASILEIRAS DE CAPITAL ABERTO LISTADAS NA B3**

Versão Final

Dissertação apresentada ao Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Administração.

Orientador: Prof. Dr. Marcos Antônio de Camargos

Linha de Pesquisa: Finanças

Belo Horizonte

2019

Ficha catalográfica

T292i
2019 Tenenwurcel, Daniel Rennó.
Impacto da adoção das IFRS no custo de capital próprio das
empresas brasileiras de capital aberto listadas na B3 [manuscrito] /
Daniel Rennó Tenenwurcel. – 2019.
98 f.: il., tabs.

Orientador: Marcos Antônio de Camargos.
Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais,
Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração.
Inclui bibliografia (f. 94-98).

1. Empresas – Finanças – Teses. 2. Custo de capital – Brasil –
Teses. 3. Administração de empresas – modelos matemáticos – Teses.
I. Camargos, Marcos Antônio de. II. Universidade Federal de Minas
Gerais. Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração. III.
Título.

CDD: 332.0981



Universidade Federal de Minas Gerais
Faculdade de Ciências Econômicas
Departamento de Ciências Administrativas
Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração

ATA DA DEFESA DE DISSERTAÇÃO DE MESTRADO EM ADMINISTRAÇÃO do Senhor **DANIEL RENNO TENENWURCEL**, REGISTRO Nº 685/2019. No dia 18 de junho de 2019, às 14:00 horas, reuniu-se na Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais - UFMG, a Comissão Examinadora de Dissertação, indicada pelo Colegiado do Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração do CEPEAD, em 30 de maio de 2019, para julgar o trabalho final intitulado "**IMPACTO DA ADOÇÃO DAS IFRS NO CUSTO DE CAPITAL PRÓPRIO DAS EMPRESAS BRASILEIRAS LISTADAS NA B3**", requisito para a obtenção do **Grau de Mestre em Administração**, linha de pesquisa: **Finanças**. Abrindo a sessão, o Senhor Presidente da Comissão, Prof. Dr. Marcos Antônio de Camargos, após dar conhecimento aos presentes o teor das Normas Regulamentares do Trabalho Final, passou a palavra ao candidato para apresentação de seu trabalho. Seguiu-se a arguição pelos examinadores com a respectiva defesa do candidato. Logo após, a Comissão se reuniu sem a presença do candidato e do público, para julgamento e expedição do seguinte resultado final:

APROVAÇÃO;

() APROVAÇÃO CONDICIONADA A SATISFAÇÃO DAS EXIGÊNCIAS CONSTANTES NO VERSO DESTA FOLHA, NO PRAZO FIXADO PELA BANCA EXAMINADORA (NÃO SUPERIOR A 90 NOVENTA DIAS);

() REPROVAÇÃO.

O resultado final foi comunicado publicamente ao candidato pelo Senhor Presidente da Comissão. Nada mais havendo a tratar, o Senhor Presidente encerrou a reunião e lavrou a presente ATA, que será assinada por todos os membros participantes da Comissão Examinadora. Belo Horizonte, 18 de junho de 2019.

NOMES

ASSINATURAS

Prof.Dr.Marcos Antônio Camargos.....
ORIENTADOR (CEPEAD/UFMG)

Prof.Dr.Bruno Pérez Ferreira.....
(CEPEAD/UFMG)

Prof.Dr.Wendel Alex Castro Silva.....
(NUPEC/Unihorizontes)

AGRADECIMENTOS

Os últimos dois anos foram os mais difíceis e mais transformadores da minha vida. Nada aconteceu como planejado. Para o bem ou para o mal.

Com a entrega desta dissertação e conclusão do curso de mestrado começo uma nova fase da vida. Continuo o mesmo, mas sou uma pessoa mais madura, um ser humano melhor e tenho consciência da minha capacidade de superar os desafios e adversidades. Muito além do desenvolvimento acadêmico e intelectual, este foi um período de crescimento pessoal, profissional e emocional, em que aprendi muito a partir da tragédia e da alegria.

No meio de tantos acontecimentos inesperados, tanto esforço, sofrimento e perseverança, uma coisa é certa: não conseguiria chegar onde estou sozinho. Por isso, deixo aqui meus agradecimentos.

Agradeço ao meu orientador prof. Marcos Camargos pela enorme compreensão e pelos incentivos ao longo da elaboração do mestrado que me impediram de desistir no meio do caminho.

Agradeço ao professor Alexandre Queiroz que me introduziu ao meio acadêmico e me despertou interesse pela pesquisa antes mesmo de entrar no mestrado, me convidando para escrever artigos e trocando ideias sobre os mais diversos assuntos, inclusive futebol e viagens.

Agradeço aos meus colegas de mestrado pelas conversas construtivas, trocas de experiências e grande apoio nos momentos de aperto.

Agradeço à Luiza que me inspirou e me incentivou a ingressar no mestrado. Muito mais que isso, ela me fez querer ser uma pessoa melhor e me fez ver o caminho para me tornar uma indivíduo capaz de mudar o mundo ao meu redor. O tempo que tive ao seu lado me marcou e quero honrar sempre este legado que ela deixou para mim.

Agradeço aos meus colegas de trabalho sempre muito atenciosos e incentivadores do meu mestrado.

Agradeço aos meus amigos sempre dispostos a compartilhar momentos prazerosos. Eles não me deixaram na mão quando mais precisei deles, mesmo quando não estive muito presente por conta dos múltiplos compromissos. Em especial ao Guilherme Duarte que, além da amizade, me apoiou sempre nos últimos anos, tanto profissionalmente, como academicamente.

Agradeço aos meus familiares que não apenas me amam, mas sempre confiam muito em mim e me dão todo o apoio que preciso independente da situação.

Agradeço à Ana Raquel que surgiu como uma luz na minha vida no momento mais difícil e me fez perceber que não há porque se envergonhar daquilo que é feito com bondade e com amor. Se por um lado ela me motiva a dar o melhor de mim, por outro ela me dá a certeza que independente do meu sucesso ou fracasso em cada empreitada, ainda serei feliz por tê-la ao meu lado.

Agradeço aos meus pais. A grande sorte que tive na vida foi ser filho de Célia e Eduardo. Todas as conquistas e sucessos que tive e que venha a ter são uma mera consequência desta sorte original. Eles são a minha fundação e meus grandes exemplos.

RESUMO

Este trabalho analisa se a adoção obrigatória das *International Financial Reporting Standards (IFRS)* pelas empresas de capital aberto brasileiras listadas na B3 (Brasil, Bolsa e Balcão) resultou na diminuição da assimetria informacional e do custo de capital próprio. A literatura sobre o tema considera que esse padrão de normas contábeis internacionais representa uma melhoria na qualidade das informações financeiras divulgadas pelas empresas. Pode-se destacar três formas como as *IFRS* podem afetar o custo de capital: pela redução do risco sistemático, tendo em vista a melhoria da previsão dos fluxos de caixa futuros; pela redução da assimetria informacional entre *traders* bem informados e aqueles que buscam liquidez; e pela redução dos custos de agência, tendo em vista a melhoria do alinhamento entre gestores e investidores. Em termos metodológicos, utilizando dados anuais abrangendo o período de 2002 a 2017, foram testadas as hipóteses de que a redução do custo de capital próprio com a adoção das *IFRS* foi ocasionada pela diminuição da assimetria informacional, pela redução do risco sistemático das empresas e pela redução do risco não sistemático, seja ligado à assimetria informacional ou aos custos de agência. Para se atingir os objetivos, foram utilizados três modelos econométricos. Em primeiro lugar, regressou-se uma *proxy* da assimetria informacional do mercado (*bid-ask spread*), constatando que, a partir da adoção das *IFRS*, houve redução da assimetria informacional nas empresas brasileiras de capital aberto. Em uma segunda etapa, foi realizada uma análise a nível de portfólio via modelo *CAPM* e modelo de três fatores de Fama e French (1993) que apontou uma redução do risco sistemático com a adoção das *IFRS*. Nesta etapa, também se constatou que tal efeito provavelmente é capturado pelo modelo de três fatores de Fama e French (1993). Por fim, os retornos anualizados das empresas foram utilizados como *proxy* do custo de capital próprio e regressados pelas variáveis *bid-ask spread*, prêmio pelo risco sistemático e uma variável *dummy* para a adoção das *IFRS*. Os resultados não permitem afirmar que há efeito de redução do risco não sistemático das empresas, seja via redução de assimetria informacional, seja via redução dos custos de agência.

Palavras-chave: *IFRS*, custo de capital próprio, assimetria informacional, risco sistemático.

ABSTRACT

This work analyzes whether the mandatory adoption of the International Financial Reporting Standards (IFRS) by the Brazilian public companies listed in B3 resulted in a decrease in information asymmetry and in the cost of equity. The literature considers that the international accounting standards represent an improvement in the quality of financial information disclosed by companies. Three ways in which IFRS can affect the cost of capital can be highlighted: by reducing non-diversifiable risk, since it improves forecast of future cash flows; by reducing informational asymmetry between well-informed traders and those seeking liquidity; by reducing agency costs, since it improves the alignment between managers and investors. The work tested the hypotheses that the adoption of IFRS decreased the cost of equity because it reduced the information asymmetry, it reduced the non-diversifiable risk of the market and it reduced the diversifiable risk of the companies linked to the reduction of information asymmetry and of the agency costs. In order to reach the objectives, three econometric models were used. First, a proxy for market informational asymmetry, the bid-ask spread, was regressed by the dummy to the adoption of international standards and it was verified that there was a reduction of informational asymmetry in Brazilian publicly traded companies since the adoption of IFRS. In a second step, a portfolio analysis was carried out using a CAPM model and the three-factor model of Fama and French (1993), which pointed out a non-diversifiable risk reduction with the adoption of IFRS and that the three factors model of Fama and French (1993) probably captures this effect. Finally, the company's annualized returns were used as a proxy for the cost of equity and regressed by the bid-ask spread, non-diversifiable risk premium and a dummy variable for the adoption of IFRS. The results do not allow affirming that the IFRS adoption had effects in reducing the diversifiable risk of the companies, either through reduction of information asymmetry or through reduction of agency costs.

Key-Words: *IFRS, cost of equity, informational asymmetry, non-diversifiable risk*

LISTA DE EQUAÇÕES

Equação 1 – Função teórica do <i>Capital Asset Pricing Model</i>	Página 25
Equação 2 – Fórmula do cálculo do beta do modelo <i>Capital Asset Pricing Model</i>	Página 26
Equação 3 – Equação da regressão linear do <i>bid-ask spread</i>	Página 47
Equação 4 – Equação da regressão do <i>Capital Asset Pricing Model</i> ampliado com aplicação da <i>dummy</i> para adoção das <i>International Financial Reporting Standards</i>	Página 50
Equação 5 – Equação da regressão do modelo de três fatores de Fama e French (1993) ampliado com aplicação da <i>dummy</i> para adoção das <i>International Financial Reporting Standards</i>	Página 50
Equação 6 – Cálculo do fator <i>Small minus Big</i>	Página 51
Equação 7 – Cálculo do fator <i>High minus Low</i>	Página 51
Equação 8 – Equação da regressão linear do retorno das ações	Página 54

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Variáveis do modelo para análise da assimetria informacional	Página 45
Quadro 2 - Variáveis do modelo para análise do risco sistemático do custo de capital	Página 49
Quadro 3 - Variáveis do modelo para análise do risco não sistemático do custo de capital	Página 52
Quadro 4 – Descrição das etapas da análise econométrica	Página 5

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Classificação das empresas por setor e número de observações	Página 44
Tabela 2 – Estatísticas descritivas do <i>bid-ask spread</i>	Página 57
Tabela 3 – Estatísticas descritivas das variáveis da equação (3)	Página 58
Tabela 4 – Correlação das variáveis da equação (3)	Página 60
Tabela 5 – Análise das regressões do <i>bid-ask spread</i> em relação à adoção das <i>IFRS</i> ..	Página 61
Tabela 6 – Efeitos das variáveis dummy <i>IFRS</i> , Novo Mercado, <i>NYSE</i> e Crise sobre o <i>bid-ask spread</i> em valores percentuais, segundo modelo logarítmico	Página 61
Tabela 7 – Estatísticas descritivas das variáveis da equação (5)	Página 65
Tabela 8 – Correlação das variáveis da equação (5)	Página 67
Tabela 9 – Resultados das regressões das 6 carteiras pelos modelos <i>CAPM</i> , <i>CAPM</i> com <i>IFRS</i> , Fama e French e Fama e French com <i>IFRS</i>	Página 69
Tabela 10 – Testes de autocorrelação e heterocedasticidade	Página 72
Tabela 11 – Estatísticas descritivas das variáveis da equação (8)	Página 74
Tabela 12 – Correlação das variáveis da equação (8)	Página 77
Tabela 13 – Resultados das regressões do modelo <i>CAPM</i> de risco sistemático do custo de capital	Página 77
Tabela 14 – Resultados das regressões considerando o modelo de <i>CAPM</i> ampliado com <i>IFRS</i>	Página 79
Tabela 15 – Resultados das regressões para o modelo Fama e French de risco sistemático do custo de capital	Página 81
Tabela 16 – Resultados das regressões do modelo de Fama-French ampliado com <i>IFRS</i>	Página 83
Tabela 17 – Estatísticas descritivas da amostra com valores <i>bid-ask spread</i>	Página 86
Tabela 18 – Resultados das regressões dos retornos das empresas incluindo variável <i>bid-ask spread</i>	Página 87

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

<i>ADR</i>	<i>American Depositary Receipts</i>
<i>APT</i>	<i>Arbitrage Pricing Theory</i>
B3	Brasil, Bolsa, Balcão
<i>CAPM</i>	<i>Capital Asset Pricing Model</i>
<i>FASB</i>	<i>Financial Accounting Standards Board</i>
<i>HML</i>	<i>High minus low</i>
<i>IASB</i>	<i>International Accounting Standards Board</i>
<i>IFRS</i>	<i>International Financial Reporting Standards</i>
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
<i>NYSE</i>	<i>New York Stock Exchange</i>
PIB	Produto Interno Bruto
SELIC	Sistema Especial de Liquidação e Custódia
<i>SML</i>	<i>Securities Market Line</i>
<i>SMB</i>	<i>Small minus Big</i>
<i>US-GAAP</i>	<i>United States General Accepted Accounting Principles</i>

SUMÁRIO

1.	INTRODUÇÃO	14
1.1.	Objetivos.....	16
1.1.1.	Objetivo Geral	16
1.1.2.	Objetivos específicos	17
1.2.	Justificativa	17
1.3.	Estrutura do Trabalho	19
2.	REFERENCIAL TEÓRICO	20
2.1.	Teoria da Agência e Assimetria Informacional	20
2.2.	O Custo de Capital Próprio e Sua Mensuração.....	25
2.3.	Qualidade das Informações e as <i>International Financial Report Standards</i>	29
2.4.	Adoção das <i>IFRS</i> e Redução da Assimetria de Informação e do Custo de Capital	31
2.5.	Adoção das <i>IFRS</i> no Brasil	35
2.6.	Estudos sobre o Impacto da Melhoria da Qualidade da Informação Financeira sobre o Custo de Capital	37
2.7.	Hipóteses Testadas.....	41
3.	METODOLOGIA.....	43
3.1.	Caracterização da Pesquisa	43
3.2.	Amostra e dados.....	43
3.3.	Variáveis e modelos econométricos	46
3.4.	Especificação do modelo para análise da assimetria de informações	46
3.5.	Especificação do modelo para análise do risco sistemático do custo de capital.....	50
3.6.	Especificação do modelo para análise do risco não sistemático do custo de capital	53
4.	RESULTADOS	58
4.1.	Efeitos da adoção das <i>IFRS</i> sobre a assimetria informacional no mercado de	

capitais	58
4.2. Efeitos da adoção das <i>IFRS</i> sobre o risco sistemático das empresas	65
4.3. Efeitos da adoção das <i>IFRS</i> sobre o risco não sistemático das empresas.....	74
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	90
6. REFERÊNCIAS.....	94

1. INTRODUÇÃO

As discussões sobre a adoção de novos padrões contábeis com uniformidade internacional se intensificaram a partir da década de 2000. Pode-se dizer que os motivadores desse movimento foram as crises econômicas mundiais e os escândalos corporativos, que chamaram a atenção do problema de regulação dos relatórios financeiros e aumentaram as expectativas de reguladores e sociedade por maior transparência e controle (LEUZ e WYSOCKI, 2016). Em segundo lugar, a adoção das *International Financial Reporting Standards (IFRS)* pela Europa foi passo decisivo para a propagação de padrões contábeis e harmonização de relatórios financeiros globais, gerando fortes debates sobre suas vantagens e desvantagens. Finalmente, a intensificação da internacionalização dos mercados de capitais, com aumento dos fluxos financeiros mundiais, e o aumento da competitividade elevaram a demanda dos investidores, analistas e empresários pela convergência dos padrões contábeis (LEUZ e WYSOCKI, 2016; CHIAPELLO, 2005; CAPRON, 2006; VÉRON, 2007).

Desde que a Europa adotou as *IFRS* como padrão contábil oficial e mandatório para todas as empresas listadas em bolsas de valores, esta rapidamente se tornou a norma contábil mais influente e difundida globalmente, apesar da competição com as normas contábeis dos Estados Unidos, os *General Accepted Accounting Principles - US-GAAP* (DASKE, 2006). As *IFRS* são normas estabelecidas pelo *International Accounting Standards Board (IASB)*, um organismo privado sem fins lucrativos, composto por um corpo de técnicos selecionados internacionalmente e formado com o objetivo de definir normas contábeis padronizadas para serem adotadas por empresas de qualquer país (CHIAPELLO, 2005; CAPRON, 2006; VÉRON, 2007).

O movimento de padronização contábil, iniciado na década de 1970, foi fruto da internacionalização das empresas que passavam a constituir conglomerados multinacionais e do aumento dos fluxos internacionais de capital (VÉRON, 2007). Assim, aumentava-se a necessidade de as empresas apresentarem relatórios financeiros que pudessem ser lidos e interpretados da mesma forma em diversos países, o que aumentaria sua transparência e facilitaria a captação de recursos em diferentes mercados nacionais. Desde então, alegava-se que uma convergência da normatização contábil internacional traria diversos benefícios para o mercado de capitais, logo para as empresas e para as sociedades nos diferentes países que a adotassem (VÉRON, 2007).

A abordagem das normas contábeis internacionais, que foca na demanda dos investidores, é defendida tendo em vista os potenciais benefícios econômicos para os mercados financeiros, abarcando vantagens para os investidores e empresas que se estenderiam para toda a sociedade. O argumento dos benefícios das *IFRS* se baseia na melhoria da qualidade de informações que ela traria, incluindo uma uniformização contábil entre países, e na redução de custos derivados das assimetrias informacionais. Entre estes custos que a normatização internacional reduziria se destaca o custo de capital das empresas (LEUZ e VERRECHIA, 2000; DASKE, 2006; LEUZ e WYSOCKI, 2016; RAFFOUNIER, 2009; CAMPOS-ESPINOZA et al., 2015).

Em um mundo em que os mercados de capitais estão cada vez mais integrados e repletos de empresas multinacionais, torna-se mais relevante a adoção de padrões contábeis internacionais a fim de permitir maior transparência e a atração de investidores estrangeiros. A padronização aumenta a transparência e reduz a assimetria informacional, permitindo a comparação das informações financeiras, tornando investidores mais propensos a investir, reduzindo o custo de capital e aumentando a eficiência do mercado de capitais e da alocação de recursos (RAD e EMBONG, 2014).

Ainda segundo Rad e Embong (2014), há evidências de que padrões contábeis de alta qualidade diminuem a seleção adversa, a assimetria informacional e o custo de capital, além de que elevam a eficiência de mercado, melhorando os resultados financeiros. As *IFRS* provêm transparência ao aumentar a comparabilidade e a qualidade das informações financeiras, permitindo investidores e outros participantes do mercado tomar decisões econômicas com base em informações completas. Essa harmonização contábil provê informações necessárias para que os administradores das empresas sejam eficazmente monitorados pelos acionistas e pelo mercado. Sendo uma fonte globalmente comparável de informações, as *IFRS* contribuem para a eficiência econômica ao ajudar investidores a identificar oportunidades e riscos ao redor do mundo, logo aprimorando a alocação de capital. Em tese, para os negócios, o uso de uma única e confiável linguagem contábil reduziria o custo de capital e os custos de emitir relatórios internacionais.

No entanto, a maioria dos trabalhos sobre as melhorias geradas pela adoção das *IFRS* analisam mercados desenvolvidos (DASKE, 2006; ERNSTBERGER e VOGLER, 2010; RAD e EMBONG, 2014), havendo poucos estudos sobre as consequências de sua utilização em países em desenvolvimento, em especial no Brasil (LOPES e ALENCAR, 2010; RAD e EMBONG, 2014; REZENDE, ALMEIDA e LEMES, 2015). Esses países apresentam

diferenças consideráveis em comparação com os países desenvolvidos como a organização da economia e sociedade, o desenvolvimento do mercado de capitais, as autoridades regulatórias e a estrutura de propriedade. Ademais, as *IFRS* foram desenvolvidas tendo em vista a realidade dos países com mercados de capitais desenvolvidos (REZENDE, ALMEIDA e LEMES, 2015). Dessa forma, torna-se relevante analisar se a adoção dos *IFRS* teve impacto sobre o custo de capital próprio das empresas de capital aberto brasileiras, entregando os resultados positivos esperados a partir de seu uso.

A teoria aponta ao menos três hipóteses para explicar a redução do custo de capital próprio das empresas advindo da melhoria da qualidade das informações contábeis apresentadas. A redução da assimetria informacional a partir de uso de padrões contábeis de maior qualidade pode resultar em: i) diminuição da seleção adversa e aumento da liquidez das ações; ii) alinhamento dos interesses dos gerentes e dos investidores, reduzindo custos de agência; e iii) melhoria das estimativas dos fluxos de caixa futuros das empresas (DASKE, 2006). Essas implicações podem resultar na diminuição do custo de capital próprio via redução do risco não sistemático ou do risco sistemático (LAMBERT, LEUZ e VERRECHIA, 2007). Este trabalho, além de analisar se a adoção das *IFRS* teve efeito sobre o custo de capital próprio, também buscou avaliar quais entre os fatores apontados são mais relevantes para explicar tal efeito.

Para avaliar o efeito da mudança para as normas contábeis internacionais sobre o custo de capital próprio foi realizada uma análise ao nível de firma e outra a nível de portfólio. Na análise ao nível de firma foi estimado o custo de capital próprio a partir dos retornos anualizados das ações das empresas de capital aberto brasileiro. Na análise ao nível de portfólios, a variável custo de capital próprio foi estimada por dois modelos bem estabelecidos na literatura de finanças, o *Capital Asset Pricing Model (CAPM)* e o modelo de três fatores de Fama e French (1993).

Inserida na discussão acima e partindo da premissa de que o processo de padronização pelas normas contábeis internacionais no Brasil levaria à melhoria do funcionamento do mercado de capitais, a questão norteadora deste estudo é: **a implantação das normas contábeis internacionais no Brasil levou a uma redução da assimetria informacional e do custo de capital próprio das empresas de capital aberto?**

1.1. Objetivos

1.1.1. Objetivo Geral

O objetivo central da pesquisa é avaliar se, a partir da adoção obrigatória das *IFRS* pelas empresas de capital aberto brasileiras, verificou-se alteração (redução) na assimetria informacional e no custo de capital, mensurado pelos retornos anualizados em uma análise em nível de firma, bem como pelos modelos *CAPM* e três fatores em uma análise em nível de portfólio.

1.1.2. Objetivos específicos

Os objetivos específicos do trabalho são:

- Avaliar os efeitos da adoção das *IFRS* sobre a qualidade da informação do mercado financeiro e a redução da assimetria informacional;
- Avaliar os efeitos da adoção das *IFRS* sobre o risco sistemático e o risco não sistemático das empresas de capital aberto brasileiras e suas implicações sobre o custo de capital próprio;
- Avaliar os efeitos da redução da assimetria informacional sobre o custo de capital próprio das empresas;
- Avaliar os efeitos da adoção das *IFRS* sobre diferentes *proxies* de custo de capital próprio;
- Analisar fatores macroeconômicos que podem ter afetado o custo de capital próprio no período, para separar os efeitos daqueles advindos da adoção das *IFRS*;
- Analisar outras características das empresas tais como nível de governança e listagem na bolsa de Nova York (NYSE) que podem ter afetado o custo de capital próprio no período, para separar os efeitos daqueles advindos da adoção das *IFRS*.

1.2. Justificativa

Hail e Leuz (2006) afirmam que, apesar de haver uma teoria que relaciona o custo de capital com regulação mandatória e exigências sobre demonstrações financeiras, esta não é uma relação óbvia, em especial quando se fala dos seus efeitos sobre o risco sistemático.

A adoção das *IFRS* requer maior detalhamento das informações contábeis divulgadas pelas empresas, bem como as alinha com as informações disponibilizadas em outros países. Por isso, é de se esperar que os países que implantaram regras das *IFRS* tenham maior qualidade nas informações financeiras de suas empresas, reduzindo as assimetrias

informativas e, por consequência, o custo de capital das empresas.

O efeito da adoção das *IFRS* sobre o custo de capital próprio apresenta diversas linhas de explicação (DASKE, 2006). Há hipóteses que ressaltam que a melhoria da qualidade das informações contábeis diminui o problema de seleção adversa do mercado, elevando a liquidez dos ativos. Outros pesquisadores destacam que a melhoria das informações contábeis aumenta o controle dos acionistas sobre os gerentes, implicando redução dos custos de agência. Uma terceira linha afirma que a melhoria das informações contábeis permite a consequente melhoria da previsão dos fluxos de caixa futuros das empresas, reduzindo o risco de estimação dos investidores. Tais efeitos sobre o custo de capital próprio podem ocorrer por mudanças no risco sistemático ou no risco não sistemático das empresas. Em especial, a melhoria da previsão dos fluxos de caixa futuros pode ter efeito sobre o risco sistemático do custo de capital das empresas, enquanto todos os três fatores podem afetar o risco não sistemático (LAMBERT, LEUZ e VERRECHIA, 2007).

Os estudos que investigam os efeitos diretos da melhoria da informação contábil sobre o custo de capital são restritos em quantidade. Ainda mais raros são os estudos que buscam discriminar os distintos efeitos que a melhoria da qualidade de informação pode ter sobre as empresas e o mercado de capitais que resultam em redução do custo de capital próprio. Este trabalho traz um aporte na referida escassez na literatura da área ao buscar avaliar diferentes efeitos que as *IFRS* apresentaram sobre a percepção de risco do investidor e sobre o mercado de capitais brasileiro e seus efeitos sobre o custo de capital próprio das empresas. Com base em metodologias apresentadas em estudos prévios (LEUZ e VERRECHIA, 2000; ERNSTBERGER e VOGLER, 2008; CORE et al., 2014; RAD e EMBONG, 2014; REZENDE et al., 2015), foi construída uma abordagem em três etapas para avaliar os efeitos da adoção das normas contábeis internacionais no Brasil sobre a assimetria informacional, sobre o risco sistemático do custo de capital e sobre o risco não sistemático do custo de capital próprio. Assim, esta pesquisa abre caminho para investigações a nível nacional que podem refutar ou confirmar as hipóteses que justificam a queda do custo de capital a partir da adoção das *IFRS*.

Tendo em vista que as *IFRS* foram criadas para o contexto de mercados de capitais desenvolvidos, ou seja, para países de economias avançadas com características econômicas e sociais, bem como trajetórias de normatização contábeis muito diferentes de países em desenvolvimento, ressalta-se também a necessidade de estudos que avaliem se os efeitos para os mercados emergentes das regras *IFRS* são significativamente positivos. A escassez de trabalhos nessa linha justifica a realização de tal pesquisa direcionada ao Brasil.

Ademais, tendo em vista as especificidades brasileiras quanto ao mercado de capitais, a trajetória de normatização contábil e a institucionalização das *IFRS*, uma avaliação dos efeitos da adoção das *IFRS* sobre o custo de capital no país pode lançar luz sobre as influências do contexto econômico, social e institucional para que a aplicação dessas regras contábeis produza os efeitos esperados pela teoria.

Os resultados desta pesquisa poderão ajudar a construir um pensamento crítico sobre a importância do uso das *IFRS* e sobre a contribuição que sua adoção trouxe para as empresas e o mercado de capitais do Brasil. Também poderão colaborar para melhor compreender a qualidade da informação contábil no país, indicando caminhos para os reguladores, além de orientar analistas e investidores sobre as informações que dispõem das empresas brasileiras. Finalmente, a pesquisa propõe caminhos metodológicos para avaliar a influência da qualidade da informação contábil sobre as empresas e o mercado de capitais e como isto afeta o custo de capital próprio, e seus resultados trazem luz sobre as diferentes hipóteses que relacionam a qualidade da informação contábil ao custo de capital próprio das empresas.

1.3. Estrutura do Trabalho

Este trabalho está estruturado em cinco seções. Na primeira, a introdução, foram apresentados o tema, o problema, os objetivos e a justificativa da pesquisa. Na seção dois, é apresentado o referencial teórico que aborda a literatura teórica atinente à investigação das melhorias na qualidade de informação advindas da implantação das *IFRS* no Brasil. São tratados os temas da teoria da agência, da assimetria informacional, do custo de capital próprio das empresas, da qualidade da informação dos relatórios financeiros, bem como a interação entre qualidade da informação e custo de capital. Também tem-se brevemente o histórico da implantação das *IFRS* no Brasil, além de uma revisão da literatura empírica que analisa os impactos da melhoria da qualidade da informação financeira sobre o custo de capital das empresas. Na seção três, é apresentada a metodologia que norteou a investigação empírica deste trabalho. A quarta seção traz os resultados empíricos, e a última seção relata as considerações finais e os principais achados da pesquisa.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1. Teoria da Agência e Assimetria Informacional

Para melhor entender os benefícios gerados pela maior divulgação de informações pela empresa, é necessário discutir o problema de agência que se encontra no âmbito das corporações e como a assimetria informacional se integra a esta questão, bem como especificar o que se entende por qualidade da informação. Assim, será possível compreender como funciona o argumento de que a melhoria informacional trazida no bojo das *IFRS* contribui para o aumento da eficiência de mercado e gera benefícios para as empresas, como a redução do custo de capital.

A teoria da agência estuda a relação conflituosa entre duas partes em que a primeira, chamada de principal, delega algum nível de autoridade à segunda parte, chamada de agente, para representá-la ou defendê-la em relação a um contexto específico que exige a tomada de decisões (ROSS, 1973; JENSEN e MECKLING, 1976). Essa teoria se preocupa com os problemas que surgem da estrutura básica da agência em que um principal e um agente estão envolvidos num relacionamento cooperativo, mas possuem diferentes objetivos e comportamentos diante do risco, de forma que o agente nem sempre agirá no melhor interesse do principal. Tendo em vista que é difícil ou dispendioso para o principal verificar se o agente está se comportando adequadamente, haverá custos para monitorar ou incentivar que o comportamento do agente se alinhe com o objetivo do principal (JENSEN e MECKLING, 1976; EISENHARDT, 1989).

A teoria da agência observa qualquer relacionamento entre partes como um contrato (EISENHARDT, 1989). Assim, as organizações são vistas pelos teóricos dessa linha como um conjunto de contratos que estabelece as relações entre diversas partes, que podem ser os acionistas, os emprestadores, os gerentes, os trabalhadores, os fornecedores, os clientes, entre outros (JENSEN e MECKLING, 1976; FAMA, 1980; FAMA e JENSEN, 1983; EISENHARDT, 1989). Tendo em vista os diferentes objetivos do principal e do agente, a teoria se debruça sobre o estabelecimento e funcionamento desses contratos que serão responsáveis ou não pelo alinhamento dos objetivos das duas partes. É possível estabelecer duas linhas principais de desenvolvimento da teoria da agência, as pesquisas com viés normativo e as com viés positivo (EISENHARDT, 1989). Os teóricos normativos se debruçam sobre o problema da determinação do contrato mais eficiente para administrar a relação entre principal e agente, considerando o comportamento individual, o ambiente

organizacional e questões informacionais (EISENHARDT, 1989). Em geral, esses teóricos apresentam modelos matemáticos que incorporam as diversas variáveis influenciadoras da relação entre as partes para obter direcionamentos sobre cláusulas contratuais que melhor alinham o comportamento do agente em relação ao interesse do principal com menores custos (ROSS, 1973; EISENHARDT, 1989).

A linha positivista da teoria da agência foca em identificar situações em que ocorrem os conflitos de agência, descrever os mecanismos utilizados para dirimir esses problemas e analisar os resultados decorrentes dos arranjos contratuais determinados, (EISENHARDT, 1989). Ou seja, ela pressupõe que o problema de elaboração de contratos eficientes está resolvido e se preocupa em prever as consequências da diferença de objetivos entre agente e principal.

A teoria positivista da agência foi incorporada à teoria de finanças a partir de 1976, com o trabalho seminal de Jensen e Meckling, que se preocupou com a relação conflituosa entre os diversos agentes interessados na política financeira da empresa. A partir da adoção dos modelos econômicos do comportamento do indivíduo racional maximizador de utilidade e da teoria da agência desenvolvida na economia, Jensen e Meckling (1976) demonstraram como, mesmo em um mercado perfeito, o valor da empresa não alcançará seu potencial máximo tendo em vista conflitos de interesse entre os gestores e os investidores ou entre os gestores e os credores.

As diferentes partes do conjunto de contratos que conformam a empresa agem em seu próprio interesse e irão cooperar com base nas regras definidas contratualmente. O principal conflito de agência estudado em organizações complexas tem, de um lado, detentores de títulos que assumem o risco da firma e, em troca, detêm direito aos lucros residuais, que podem ser os acionistas ou os credores. Do outro lado, estão os gerentes, responsáveis por coordenar e tomar as decisões a respeito de todos os contratos da firma (FAMA, 1980). A separação entre os detentores de títulos e os gerentes ocorre porque há ganhos nessa especialização que são maiores que seus custos na maioria das organizações complexas¹ (FAMA e JENSEN, 1983).

Os detentores de títulos têm interesse em reduzir os custos para aumentar os retornos e o fluxo de caixa a que têm direito (FAMA e JENSEN, 1983). Já os gerentes não necessariamente buscam maximizar o valor financeiro da empresa. Normalmente, eles

¹ De acordo com Fama e Jensen (1983), organizações complexas são aquelas em que informações relevantes para a tomada de decisões estão descentralizadas entre vários agentes.

alcançam maior utilidade com uma combinação de emprego de recursos corporativos que atende, em parte, à busca da maximização do valor corporativo e, em parte, ao alcance de benefícios particulares que não convergem com o aumento do preço das ações (JENSEN e MECKLING, 1976).

Em vista da diferença de objetivos, surgem conflitos de interesse que resultam nos custos de agência. Estes consistem em custos de monitoramento e incentivos do comportamento do agente, custos relacionados a garantias contratuais concedidas pelo agente e custos residuais da inexistência de convergência nos interesses do principal e agente que não são solucionados com os custos anteriores (JENSEN e MECKLING, 1976). Como apontado por Ross (1973), caso as partes tivessem as mesmas informações, seria possível obter cláusulas contratuais que alinhassem seus objetivos levando ao ponto de maior riqueza para ambos. No entanto, a assimetria informacional impede a obtenção de um ponto de eficiência de Pareto, ou seja, haverá perda de valor para a empresa, pois seria possível que pelo menos uma das partes alcançasse uma posição melhor sem que a outra tivesse que perder (ROSS, 1973; JENSEN e MECKLING, 1976).

Tendo em vista os conflitos de interesse, a teoria positiva da agência analisa quais mecanismos são utilizados pelas empresas para alinhar os objetivos e reduzir os custos de agência. Fama e Jensen (1983) destacam que a separação entre o controle da decisão e a gestão da decisão é uma estratégia de organizações complexas para limitar o poder de agentes individuais apropriarem os direitos residuais dos portadores de risco. Nesse sistema de decisões difusas, as empresas lançam mão da hierarquização das decisões, em que gerentes superiores são responsáveis por ratificar e monitorar as decisões dos subalternos. Há custos nos sistemas de verificação e acompanhamento das decisões difusas, por exemplo, com os sistemas de orçamento e contabilidade que constroem e monitoram o comportamento decisório dos agentes e especifica o critério de desempenho dos mesmos, porém, no caso das organizações complexas, tal custo é menor que os benefícios (FAMA e JENSEN, 1983).

Outra forma de controle do comportamento dos agentes é a própria existência de mercados de trabalho de gerentes interno e externo à empresa. O mercado de trabalho de gerentes pode ser eficiente e incorporar as informações a respeito da capacidade gerencial de um executivo, de forma que elas são refletidas em seu salário. Assim, os problemas advindos da possibilidade de o gerente obter benefícios não pecuniários desalinhados com o interesse dos acionistas e emprestadores da empresa revertem em mudanças no seu salário. Se os agentes de decisão percebem que suas ações e resultados refletirão no seu valor de mercado,

eles evitarão buscar ganhos no trabalho que afetam negativamente os resultados da empresa para os detentores de títulos (FAMA, 1980; FAMA e JENSEN, 1983).

Os conselhos de diretores também são um mecanismo de prevenção dos custos de agência, uma vez que monitoram os gerentes do último nível hierárquico das empresas. No entanto, como os detentores de títulos possuem o mercado de capitais para diversificar seus investimentos e reduzir riscos, eles têm menos interesse em acompanhar o desempenho da empresa do que os gerentes, que, portanto, tenderiam a dominar os conselhos. Para controlar comportamentos oportunistas dos agentes de decisão não alinhados com os interesses dos detentores dos títulos, são escolhidos conselheiros externos que têm incentivos para executar suas tarefas sem conluio com os gerentes internos. Em mercados avançados, existe também o mercado para diretores externos de conselhos para que atuem como árbitros dos conselhos empresariais e controladores dos altos executivos (FAMA, 1980; FAMA e JENSEN, 1983).

Porém, o primeiro mecanismo de mercado que pode reduzir os problemas de agência é o próprio mercado de ações que sinaliza através do preço as implicações das decisões internas sobre os fluxos de caixa correntes e futuros (FAMA e JENSEN, 1983). Ciente de que o gestor pode direcionar esforços para alcançar resultados em benefício próprio, e que as medidas para controlar as ações do gestor, tais como incentivos de resultados e monitoramento das ações, incorrem em custos, os investidores reduzirão o valor máximo potencial da empresa e os preços das ações serão reduzidos (JENSEN e MECKLING, 1976). Assim, quando uma empresa dispõe de ações negociadas em bolsa de valores, há incentivos para que os agentes busquem reduzir os custos de agência e explicitar que suas ações estão alinhadas com os interesses dos acionistas, uma vez que isto permite valorizar as ações e aumentar a renda dos agentes.

Também a possibilidade de tomada do controle da empresa (*takeovers*) é um mecanismo para evitar o comportamento dos agentes desalinhado com o dos detentores dos títulos (FAMA, 1980; FAMA e JENSEN, 1983). Finalmente, o uso de auditorias externas é importante forma de controle externo que colabora inclusive na aplicação dos demais mecanismos para diminuição do desalinhamento de interesses entre principal e agente (FAMA, 1980).

A assimetria de informação, como mencionado, é questão central do problema da agência (ROSS, 1973; EISENHARDT, 1989). Caso os investidores tivessem informações completas sobre os investimentos possíveis das empresas e o comportamento dos gerentes, eles poderiam obter contratos eficientes que garantiriam a máxima utilidade para o agente e para o principal, sem custos de agência (ROSS, 1973). O problema da informação, portanto,

é fator-chave para explicar os níveis de aporte de capitais por investidores externos nas empresas, bem como a disposição dos credores em emprestar recursos, o que determina os preços das ações e a remuneração dos gestores.

A diferença de informações entre agentes de um mercado gera o fenômeno econômico conhecido como seleção adversa. Ele ocorre em um mercado específico cujo produto apresenta uma variedade de qualidades e em que uma das partes, normalmente o produtor ou vendedor, possua mais informações sobre as características do produto que a outra, em geral o consumidor. Nesse mercado, o vendedor do produto de má qualidade tentará se aproveitar do desconhecimento do consumidor para obter ganhos mais elevados. Tendo ciência desse comportamento utilitarista, os consumidores subvalorizarão todos os produtos do mercado, inclusive aqueles de boa qualidade. Os vendedores de produtos de qualidade perceberão que o mercado não valoriza adequadamente seus produtos e preferirão sair do mercado. No limite, nem sequer haverá mercado, pois, os produtos de qualidade não serão vendidos e os consumidores não se disporão a consumir produtos ruins (AKERLOF, 1970).

Esse é um problema que ocorre nos mercados de capitais nos quais há muitas empresas com informações variadas. Os investidores não conseguirão identificar se a situação das empresas que divulgam poucas informações financeiras é boa ou ruim. Tendo em vista a incerteza, as empresas têm que oferecer ações com descontos para atrair os investidores. A tendência, portanto, é que as melhores empresas evitem emitir ações, pois o mercado não oferecerá um valor que os gestores dessas firmas julgam adequado para seu negócio. No limite, o mercado de capitais estaria cheio de empresas com situação financeira ruim e acabaria por se extinguir. Alternativamente, as melhores empresas podem buscar sinalizar tal condição vantajosa para os investidores, sendo uma estratégia deste tipo a adoção de padrões contábeis reconhecidos pelo mercado como de melhor qualidade (LEUZ e VERRECHIA, 2000; DASKE, 2006; LEUZ e WYSOCKI, 2016).

Myers e Majluf (1984) mostraram que, na presença de assimetrias informacionais, observa-se uma série de comportamentos e decisões de investimento específicas na empresa, que implicarão resultados diferentes do ótimo, ou seja, que não maximizam seu valor. Eles apontam que gestores com informações privilegiadas sobre as possibilidades de investimento das empresas têm maior propensão a atender os acionistas anteriores do que aos novos. Diante da necessidade de obter recursos para um novo investimento a partir de capital próprio, verificam-se reduções dos preços das ações frente à divulgação de novas emissões de ações que transferem renda entre os acionistas novos e antigos. O resultado da análise dos

autores é que, devido à assimetria informacional, os gestores poderão descartar projetos com retornos positivos para se beneficiar e beneficiar uma parcela dos acionistas.

Logo, a disponibilização de informações adequadas e que sejam passíveis de compreensão pelos analistas financeiros é fundamental para o funcionamento adequado dos mercados de capitais. Ela é vital tanto para que os investidores tenham disposição em investir, como para que as boas empresas recebam uma valoração justa pelo seu desempenho. Como a empresa que não apresenta informações de qualidade para o mercado terá que oferecer descontos para os investidores, ela arrecadará menos que o esperado com a emissão de ações, portanto, seu custo de capital se elevará. A empresa com boa gestão e desempenho terá interesse em apresentar o máximo de informações possíveis de forma transparente e de fácil assimilação pelo mercado, com o objetivo de que seja adequadamente valorada e reduza seu custo de capital.

2.2. O Custo de Capital Próprio e Sua Mensuração na Teoria Moderna de Finanças

Modigliani e Miller (1958) discutiram o conceito de custo de capital com o objetivo de estudar como a proporção de capital próprio e de terceiros empregados por uma empresa afeta seu valor. Segundo os autores, os teóricos que os antecederam construíram três tipos de modelos para explicar o custo de capital. No primeiro, supunha-se um ambiente de ausência de incertezas de mercado em que o custo de capital era simplesmente a taxa de juros dos títulos de dívida. Alternativamente, havia modelos que consideravam um ambiente de incerteza e uma abordagem utilitarista que permitia explicar variações entre o custo de capital das empresas, mas dificultava trabalhos com finalidades normativas ou analíticas sobre o tema. Finalmente, Modigliani e Miller (1958) apontaram que uma abordagem baseada na maximização do valor de mercado das empresas proveria a base para uma definição operacional do custo de capital, em que este se resumiria à taxa de retorno de certo investimento que elevaria o valor da empresa. Assim, o custo de capital pode ser considerado a taxa de retorno requerida pelos investidores para investir em determinada empresa ou investimento (MODIGLIANI e MILLER, 1958).

Não obstante as considerações de Modigliani e Miller (1958), foram Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) os responsáveis pelo desenvolvimento do primeiro modelo de determinação do custo do capital próprio em um mercado em equilíbrio, no contexto da teoria moderna de finanças. Com base na teoria da seleção de portfólios de Markowitz (1952), eles criaram o modelo de precificação de ativos de capital (*CAPM*) que buscou suprir a falta

de uma teoria microeconômica que associasse o retorno dos ativos com seu risco.

O modelo *CAPM* considera que os investidores são avessos ao risco e selecionam o portfólio de investimentos eficiente que maximiza sua utilidade. Todos os investidores têm a mesma informação de mercado. Seu objetivo é aumentar o retorno, ao mesmo tempo em que minimizam seu risco. Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) mostraram que, em um mercado em equilíbrio, haverá um portfólio eficiente de mercado, que contempla todas as ações do mercado. Cada investidor escolherá a combinação entre o ativo livre de risco e o portfólio eficiente de mercado que maximiza sua utilidade. Quando o mercado está em equilíbrio, essas combinações possíveis conformam a linha do mercado de capitais que mostra a “relação linear simples entre o retorno esperado e o desvio-padrão do retorno para combinações eficientes de ativos de risco” (SHARPE, 1964, p. 436).

De acordo com Sharpe (1964), a partir da linha do mercado de capitais, é possível estabelecer uma relação entre o retorno esperado pelo risco de cada ativo com o retorno esperado pelo risco de mercado. Trata-se da mensuração do risco sistemático de cada ativo, que representa a sensibilidade dos retornos esperados de um ativo em relação aos retornos esperados para a carteira de mercado. Essa medida, conhecida como beta (β), é a resposta prevista do retorno do ativo em relação a variações esperadas no retorno da carteira de mercado. É possível, então, traçar a linha do mercado de títulos (*securities market line, SML*) que representa os retornos esperados para cada grau de sensibilidade às variações no retorno da carteira de mercado. Ou seja, a *SML* permite medir o preço (ou o retorno esperado) do nível de risco sistemático (ou beta) de cada ativo. O retorno esperado de um ativo de risco, de acordo com o *CAPM*, é dado pela equação (Black, 1972):

$$E(R_i) = R_f + \beta_i(E(R_m) - R_f) \quad (1)$$

em que:

R_i é o retorno do ativo i ; R_f é o retorno do ativo livre de risco; R_m é o retorno da carteira de mercado; e β_i é a sensibilidade do retorno do ativo i às variações do retorno da carteira de mercado.

A sensibilidade do retorno do ativo ao prêmio de risco do mercado é calculada pela relação entre o risco do ativo e o risco do mercado. Assim, ela é dada por:

$$\beta_i = \frac{\text{Cov}(R_i, R_m)}{\text{var}(R_m)} \quad (2)$$

em que:

$Cov(R_i, R_m)$ é a covariância dos retornos do ativo i com os retornos da carteira de mercado; $var(R_m)$ é a variância da carteira de mercado.

Tendo em vista que, apesar de ser uma fonte de retornos, o retorno do ativo livre de risco não interfere na seleção do portfólio pelo investidor, é possível ignorá-lo na prática e utilizar um modelo de mercado que se baseia apenas no retorno de mercado e no retorno específico do ativo (TREYNOR e BLACK, 1973). Lintner (1965) destaca a possibilidade de se obter o custo de capital próprio das empresas por meio de um modelo de regressão em que o retorno do ativo é explicado por um índice que exprime as condições gerais do mercado. As condições gerais do mercado podem ser substituídas por um índice equivalente a um portfólio de ações de mercado que representa aproximadamente o nível das atividades econômicas, como o Ibovespa para o mercado de capitais brasileiro. O retorno da ação é igual a um intercepto, somado a um coeficiente de inclinação multiplicado pelo índice de mercado (o coeficiente representa a relação entre o risco da ação e o risco de mercado), somado a um erro aleatório que expressa o risco específico do ativo. O custo de capital do ativo irá variar: (i) diretamente com a variação do intercepto, (ii) inversamente com a variância do erro residual, ou seja, com seu risco não sistemático e (iii) diretamente com a correlação de sua taxa de retorno com a do mercado.

O modelo *CAPM* se popularizou e é amplamente aplicado pelas empresas. A pesquisa de Gitman e Mercurio (1982) revelou que, no início dos anos 1980, apenas 28,8% das maiores empresas americanas utilizavam o *CAPM* para cálculo do custo de capital próprio. Quase vinte anos depois, Graham e Harvey (2001) identificaram que 73,5% das empresas americanas pesquisadas sempre ou quase sempre utilizavam o *CAPM* como metodologia do custo de capital próprio. A durabilidade do modelo *CAPM* pode ser explicada pela sua compatibilidade com a intuição que relaciona o retorno esperado com a variância do retorno de forma direta (ROLL e ROSS, 1980). Apesar de sua disseminação, desde a elaboração do *CAPM*, surgiram outras metodologias que buscaram obter resultados mais aderentes aos dados econômicos e financeiros (FAMA e FRENCH, 1992; BORNHOLT, 2007).

Em 1976, Ross propôs a teoria dos preços de arbitragem (*arbitrage price theory - APT*) como alternativa ao modelo de precificação de ativos de capital (*CAPM*). O questionamento do modelo *CAPM* se justifica, segundo Ross (1976), devido à fragilidade dos pressupostos de normalidade dos retornos ou de preferências quadráticas para garantir a

eficiência do portfólio de mercado do tipo média-variância. Além disso, evidências empíricas revelam a dificuldade do modelo *CAPM* em explicar a variedade de retorno de ativos verificada no mercado (ROSS, 1976, FAMA e FRENCH, 1992; FAMA e FRENCH, 1993; BORNHOLT 2007).

O *APT* mostra que em um mercado em equilíbrio não pode haver lucros de arbitragem e que todo equilíbrio deverá ser caracterizado por uma relação linear entre o retorno esperado de cada ativo e a amplitude de respostas do retorno quanto aos fatores comuns. Neste modelo, o preço do ativo está relacionado aos diversos betas característicos do ativo, que representam a relação direta do ativo com cada um dos fatores de explicação do modelo. Em contraposição ao *CAPM*, o *APT* permite a aplicação de mais que um fator de risco no modelo de precificação (ROSS, 1976; ROLL e ROSS, 1980).

É possível inferir dessa maneira que o *CAPM* é uma versão restrita do *APT* em que se considera apenas um fator de explicação, o portfólio de mercado, que engloba parcela de todos os ativos disponíveis. O portfólio de mercado, uma vez que contém todos os ativos de mercado e reflete em seu comportamento os acontecimentos macroeconômicos, é um excelente fator de explicação do modelo. Dessa forma, o *CAPM* seria uma simplificação do *APT* com grande poder de predição e ao mesmo tempo facilidade de operacionalização. Como o *APT* não aponta outros fatores que explicam o risco do ativo, e como a definição desses fatores, bem como o cálculo de sua relação com a variabilidade do retorno de um ativo exigem processos trabalhosos, o *CAPM* continua sendo amplamente utilizado em detrimento do *APT* (ROLL e ROSS, 1980; SHANKEN, 1982; GRAHAM e HARVEY, 2001).

A partir de estudos empíricos, Fama e French (1992) verificaram que a relação simples entre o beta do modelo *CAPM* e a média dos retornos não é suficiente para justificar a precificação de ativos apenas pelo risco de mercado. Segundo eles, o beta não é capaz de explicar os retornos médios das ações em um corte seccional, pois há outras variáveis com forte relação com os retornos médios dos ativos. Eles observaram que as variáveis tamanho da empresa e *book-to-market*, adicionadas ao fator comum de mercado (o índice que mensura as condições gerais de mercado), capturam fortes variações comuns nos retornos das ações. Portanto são, em conjunto, uma melhor aproximação da sensibilidade dos retornos a fatores de risco comuns às diversas empresas. Tamanho e *book-to-market* explicam as diferenças nos retornos médios entre as ações, mas não a diferença em relação ao ativo sem risco. Esta só é captada pelo fator de risco de mercado (FAMA e FRENCH, 1992).

Fama e French (1992) argumentam que o *book-to-market* pode estar relacionado com

um fator de risco dos retornos ligado às expectativas de lucros futuros. Se as expectativas forem ruins, o custo de capital deverá ser mais elevado e o modelo sinaliza isso pelos valores altos de *book-to-market* em relação às empresas com expectativas positivas. Por outro lado, o tamanho capturaria, além do risco de expectativas de retorno futuros, um risco de inadimplência das empresas.

Bornholt (2007) menciona que a metodologia de três fatores de Fama e French foi obtida empiricamente e *ad hoc*, logo não há base teórica que fundamente a adoção dos fatores adicionais. Ademais, cita que há dificuldades em encontrar estimativas confiáveis dos três fatores. Ele propõe o *reward beta model* em que o beta pode ser estimado para qualquer tipo de avaliação de risco pelos investidores. Bornholt (2007) afirma que o *CAPM* é um caso específico de seu modelo em que os investidores avaliam risco como a variância dos retornos. Porém, há outras formas de mensuração de risco e seu modelo permite calcular o preço corretamente independentemente de qualquer tipo de avaliação de risco.

De acordo com o *reward beta model*, o retorno esperado de um portfólio é determinado pelo *reward beta* que estabelece a relação entre o risco do portfólio com o risco de mercado mais um beta que controla a covariância entre os retornos de mercado e os retornos do portfólio. Esse beta adicional do modelo capta as diferenças entre os retornos esperados e os observados, portanto mensura a diferença do *reward beta* para o beta do *CAPM* (BORNHOLT, 2007).

A vantagem do *reward beta model* é que avaliações adicionais de risco como a sugerida por Fama e French, ou seja, o risco atrelado ao tamanho da empresa e ao *book-to-market* são incorporadas na construção dos portfólios de ações. Dessa forma, todas as interações entre os diferentes fatores de risco são incorporadas em apenas uma variável, o *reward beta*. Ao captar todas as interações dos fatores de risco, o modelo tem maior capacidade explicativa dos retornos e preços dos ativos que o *CAPM* e o de três fatores. Ademais, o modelo é fundamentado na teoria da precificação de ativos e corroborado por evidências empíricas (BORNHOLT, 2007).

2.3. Qualidade das Informações e as *International Financial Reporting Standards (IFRS)*

De acordo com o *Financial Accounting Standards Board* (FASB), órgão estadunidense de elaboração das normas contábeis do país, a informação de qualidade é aquela tempestiva, relevante, verificável, confiável, não viesada, comparável e consistente

(FASB, 2008). No entanto, verifica-se que a qualidade da informação, no âmbito das discussões sobre a adoção das *IFRS*, se refere às informações requeridas pelo mercado financeiro. Os investidores estão interessados em avaliar quanto uma empresa pode dar de retorno para o capital investido nela. E a informação financeira de uma empresa que melhor revela o seu retorno esperado é o fluxo de caixa. Por esse motivo, as empresas interessadas em aumentar a qualidade de seus relatórios financeiros centram-se em apresentar dados que melhor indiquem seu fluxo de caixa e a expectativa de fluxos de caixa futuros. Da mesma forma, tendo em vista o contexto de criação das *IFRS*, tal normatização foca em apresentar o fluxo de caixa da empresa. Nesse sentido, pode-se entender qualidade de informação no contexto dos relatórios financeiros como informação que permita observar o fluxo de caixa e prever os fluxos de caixa futuros de forma clara e padronizada.

As *IFRS* se baseiam no sistema contábil de países de origem anglo-saxã. Esse sistema é caracterizado por se fundamentar em princípios gerais que fornecem diretrizes aos contadores e auditores na elaboração dos relatórios. Porém, apesar de ter regras menos detalhadas, as *IFRS* exigem um elevado número de informações a serem apresentadas nos relatórios financeiros. Ademais, ela se apropria do conceito de valor justo que incorpora uma nova forma de avaliar a empresa a partir de cálculos que visam mensurar o valor mais apropriado de um bem naquele momento (CHIAPELLO, 2005; CAPRON, 2006, 2007). O valor justo representa uma mudança substancial em relação ao custo histórico.

Ele tem como objetivo mensurar quanto que um bem pode gerar de valor futuro para a empresa, em oposição ao custo histórico que representa o valor do bem em um período de tempo passado, que pode estar totalmente desatrelado do que tal patrimônio é capaz de gerar para a empresa (CHIAPELLO, 2005; CAPRON, 2006, 2007). Dessa forma, a adoção do valor justo vai ao encontro das necessidades de informação do mercado financeiro, que está interessado em avaliar a possibilidade de geração de fluxo de caixa da empresa, e não o quanto foi investido ali. O valor justo, portanto, vem atender aos interesses dos investidores, permitindo que avaliem melhor as perspectivas de resultados futuros das empresas, logo, facilitando a precificação das ações. Porém, o valor justo traz maior complexidade na mensuração dos dados e exige maior discriminação dos pressupostos que embasam o cálculo (CAPRON, 2006, 2007, RAFFOUNIER, 2009).

Ressalta-se ainda que, apesar da exigência das *IFRS* do aumento da divulgação de informações financeiras das empresas em relação à maioria dos sistemas contábeis nacionais, as normas contábeis internacionais se baseiam em diretrizes norteadoras, e não em regras minuciosas. Isso abre um caminho para a discricionariedade dos contadores e/ou auditores

na divulgação das informações, e a qualidade dos relatórios financeiros passa a depender consideravelmente da capacidade desses profissionais (CHIAPELLO, 2005; CAPRON, 2006). Em última instância, a qualidade das informações financeiras reportadas continua a depender do interesse da empresa em apresentar seus dados de forma transparente, do controle social e estatal sobre a qualidade dos relatórios e da confiabilidade e regras de idoneidade das auditorias, assim como ocorre com outros tipos de padrões contábeis.

Não obstante as limitações do uso das *IFRS* para aumentar a qualidade de informação, há consenso de que ela exige maior quantidade de informação e maior transparência que os padrões contábeis da maioria dos países da Europa Continental, por exemplo. Assim, do ponto de vista dos interesses dos investidores, foco central da estrutura construída pelo *IASB*, considera-se que a normatização contábil internacional entrega, de maneira geral, maior qualidade de informação financeira das empresas que a adotam do que outros padrões contábeis nacionais, apesar de haver discussões menos conclusivas quando se comparam as *IFRS* com os *US-GAAP*. (LEUZ e VERRECHIA, 2000; DASKE, 2006; LEUZ e WYSOCKI, 2016; CAMPOS-ESPINOZA et al., 2015).

2.4. Adoção das *IFRS* e Redução da Assimetria de Informação e do Custo de Capital

Tendo em vista que as *IFRS* melhoram a qualidade dos relatórios financeiros das empresas, espera-se que haja melhor controle dos acionistas sobre o comportamento dos gestores e redução da assimetria informacional, com conseqüente queda do custo de capital das empresas (COPELAND e GALAI, 1983; DASKE, 2006; ERNSTBERGER e VOGLER, 2010; LOPES e ALENCAR, 2010; RAD e EMBONG, 2014). De acordo com a teoria da agência, se o principal, no caso o investidor acionista, tiver mais informações sobre a situação da empresa, haverá melhor controle do comportamento do gestor e redução do custo de agência (ROSS, 1973; JENSEN e MECKLING, 1976; FAMA, 1980; FAMA e JENSEN, 1983; EISENHARDT, 1989). De acordo com a teoria da assimetria informacional e da seleção adversa, com a melhoria da informação, as empresas com boas condições financeiras perderão menos valor no mercado que tem muitas empresas ruins, pois terão como sinalizar para os investidores suas diferenças em relação às demais (AKERLOF, 1970). A redução do custo de agência e do custo advindo da seleção adversa reduziria o custo de capital.

Segundo Daske (2006), reguladores, contadores e usuários concordam que o aumento da transparência e da comparabilidade das informações com a adoção de regras contábeis internacionais reduz o custo de capital das empresas. A afirmação se baseia na teoria de que

mais informações reduzem o risco das estimações futuras de retorno ou na teoria de que a melhoria da qualidade informacional reduz as assimetrias informacionais entre gestores e investidores externos, aumentando a liquidez e reduzindo as taxas de retorno exigidas.

Ainda de acordo com Daske (2006), existem três correntes de explicação para a queda do custo de capital decorrente da adoção das *IFRS* (ou de outra padronização contábil direcionada para as demandas de informações do mercado financeiro, como as *US-GAAP*), as baseadas no risco de estimação, no risco de liquidez e no risco de desalinhamento. Uma primeira corrente defende que a melhor qualidade das informações reduz o custo de capital ao diminuir o risco de estimação não diversificável. Os investidores deparar-se-iam com esse risco no momento de estabelecer os parâmetros dos retornos de um título quando montam uma carteira de investimentos. Trata-se, assim, de um risco atrelado à possibilidade de se calcular o índice beta da empresa, referente ao modelo do *CAPM*, ou seja, o grau do risco não diversificável em relação ao risco de mercado (LEUZ e WYSOCKI, 2016).

A substituição do custo histórico pelo valor justo fornece aos investidores dados mais atuais sobre os bens da empresa, uma vez que o valor justo tem como objetivo apresentar o valor econômico do ativo, enquanto o custo histórico perde sua relação com o valor atual dos bens conforme se afasta da data de sua aquisição (RAFFOUIER, 2009). Uma vez que as *IFRS* facilitam a previsão dos fluxos de caixa a partir da aplicação do valor justo, elas aumentam a capacidade dos investidores estimarem os retornos futuros da empresa. Conforme observado no trabalho de Lambert, Leuz e Verrechia (2007), há um efeito direto das informações contábeis sobre o custo de capital “onde informações contábeis de maior qualidade não afetam o fluxo de caixa *per se*, mas afetam a avaliação dos participantes do mercado sobre a distribuição dos fluxos de caixa futuros” (LAMBERT, LEUZ e VERRECHIA, 2007, p. 2). Dessa forma, a melhoria da qualidade informacional devido à utilização das normas contábeis internacionais é capaz de dirimir o risco não diversificável das estimações futuras de retorno. No entanto, há questionamentos sobre a validade do argumento quando da diversificação e precificação desse risco, uma vez que há hipóteses que afirmam que carteiras diversificadas também seriam capazes de dirimir o problema da dificuldade de avaliação da distribuição futura dos fluxos de caixa em vista da má qualidade das informações financeiras (DASKE, 2006).

A segunda corrente de explicações, que também é a mais recorrente, argumenta que o aumento da qualidade de informações reduz o risco de liquidez do título. Isso ocorre porque, na presença de assimetrias informacionais, há investidores com informações limitadas que

desejam liquidar seus títulos e se deparam com investidores mais bem informados que eles na negociação, o que introduz o problema da seleção adversa, reduzindo a liquidez do mercado. Para convencer os investidores a comprar seus títulos em mercados de baixa liquidez, as empresas devem emitir suas ações com deságio, o que reduz os fundos levantados e eleva o custo de capital (LEUZ e VERRECHIA, 2000; DASKE, 2006; LEUZ e WYSOCKI, 2016). De acordo com Leuz e Wysocki (2016), o ajuste do preço realizado pelos consumidores no mercado com problema de seleção adversa reflete a probabilidade de se negociar com um *trader* melhor informado e o potencial de vantagem que este pode obter nessa troca comercial.

Empresas comprometidas com relatórios financeiros que apresentem informações mais transparentes e tornem as informações privadas em públicas reduzem a assimetria informacional, elevando a liquidez e diminuindo o custo de capital (LEUZ e VERRECHIA, 2000; DASKE, 2006; LEUZ e WYSOCKI, 2016). A melhoria da qualidade da informação dificulta que *traders* obtenham informações privilegiadas, por um lado, e reduz a incerteza sobre o valor da empresa, por outro, o que por sua vez diminui o potencial de vantagens que o *trader* bem informado pode obter. Assim, a subprecificação dos investidores não informados que ocorre para se proteger do efeito da seleção adversa é minorada (LEUZ e WYSOCKI, 2016). Este efeito da seleção adversa, porém, pode não ser tão claro em situações mais complexas de mercado (DASKE, 2006). Ademais, Leuz e Wysocki (2016) argumentam que a baixa liquidez e o *bid-ask spread* decorrentes da informação assimétrica impõem custos de transação sobre os investidores, aumentando a taxa de retorno exigida por eles. Também mencionam que o problema da seleção adversa distorce as decisões de trocas no mercado financeiro e resultam em ineficiências nas alocações de ativos, que nada mais são do que mais custos para os investidores, de forma que estes, também por este motivo, requerem mais retornos, logo o fenômeno provoca elevação do custo de capital das empresas.

A terceira corrente destacada por Daske (2006) mostra que a informação de maior qualidade afeta não apenas a percepção do investidor sobre o retorno esperado, mas permite aos investidores externos tomar melhores decisões, tendo em vista que obtêm maior controle sobre o comportamento dos gestores e melhor conhecimento dos fluxos de caixa futuros da empresa. No caso, haveria uma conexão direta entre a melhoria na divulgação de informações financeiras e a redução do custo de capital. Segundo Leuz e Wysocki (2016), mais transparência e melhor governança corporativa aumentam o valor da empresa, pois melhoram as decisões dos gerentes ou reduzem o montante de riquezas das empresas de que

estes se apropriam.

Em harmonia com essa terceira corrente, Raffounier (2009) afirma que as *IFRS* são direcionadas para atender as necessidades de informações dos investidores, privilegiando a análise econômica dos fundamentos do valor da empresa e, conseqüentemente, a visão do seu fluxo de caixa. Assim, fornece aos investidores informações fundamentais para seu controle sobre os dirigentes da organização favorecendo a governança corporativa. As *IFRS* permitem maior controle dos dirigentes, pois exigem aumento da transparência e reduzem as possibilidades de manipulações contábeis. As normas contábeis internacionais dão maior visibilidade às ações dos dirigentes, facilitando o controle sobre eles de forma que podem compensar insuficiências dos sistemas de governança das empresas.

Mas a melhoria na previsão dos fluxos de caixa tem um efeito que se estende para além do risco diversificável das empresas. Lambert, Leuz e Verrechia (2007) argumentam que o aperfeiçoamento das previsões sobre o fluxo de caixa das empresas a partir da maior qualidade das informações financeiras tem um efeito direto nas covariâncias com os fluxos de caixa de outras empresas. Segundo os autores, a melhoria da qualidade da informação contábil leva o custo de capital mais próximo da taxa de retorno livre de risco. Trata-se de uma melhoria do ambiente econômico e institucional que reduz o risco não diversificável, pois perdura mesmo quando se observa o risco de carteiras diversificadas de mercado. Esse efeito, mesmo que adotado por apenas uma empresa, traz externalidades positivas para o mercado, pois afeta as covariâncias dos riscos. Desta forma, no caso de regulações que exijam a melhoria das informações para todo o conjunto de empresas, há benefícios ainda maiores para a coletividade (LAMBERT, LEUZ e VERRECHIA, 2007).

No entanto, existem teorias que contradizem a visão de que a melhoria da qualidade das informações afeta positivamente o custo de capital, além de que as evidências analisadas não são conclusivas sobre este efeito (DASKE, 2006). Raffounier (2009) aponta que a adoção das *IFRS* não representou queda nas manipulações contábeis das empresas, nem melhoria da capacidade preditiva das informações contábeis, o que era esperado tendo em vista a adoção do valor justo. Leuz e Wysocki (2016) afirmam que a apresentação de informações com má qualidade ou com distorções é danosa para o mercado como um todo.

Raffounier (2009) identifica algumas questões que podem ser responsáveis por essas falhas relativas das *IFRS*. Em primeiro lugar, há uma relativa diferença entre a adoção oficial das normas internacionais e sua aplicação prática. Diversos países têm dificuldades em implantá-las efetivamente devido ao elevado grau de diferença com a normatização anterior

e ao aumento da complexidade das demonstrações financeiras pela adoção das *IFRS*. Ademais, muitas vezes as *IFRS* são adotadas parcialmente pelas empresas ou pelos países, reduzindo seus efeitos benéficos. Raffounier (2009) ressalta ainda que empresas mais sujeitas a pressões do mercado financeiro têm maiores incentivos de adotar as normas contábeis internacionais e o fazem com maior comprometimento, o que talvez lhes proporcione melhores resultados.

O ambiente institucional de um país, incluindo seu sistema legal e político, também afeta a conformidade da empresa às *IFRS* (SODERSTROM e SUN, 2008; CAMPOS-ESPINOZA et al., 2015). Quanto maior forem as pressões ambientais, mais efetiva é a adoção das normas internacionais. Em países de direito consuetudinário, a informação pública de qualidade é aspecto primordial, em vista do amplo uso de recursos de acionistas, e o respeito às normas contábeis é autorregulado, sendo que as punições ao desrespeito às normas são rápidas, frequentes e têm custos elevados (RAFFOUNIER, 2009). Nesses países, historicamente, as normas contábeis, inspiradas no sistema jurídico consuetudinário, são estabelecidas por organizações privadas, portanto seu objetivo é satisfazer as necessidades dos investidores, em consonância com o que prescreve as *IFRS* (SODERSTROM e SUN, 2008) De acordo com Soderstrom e Sun (2008), também há, nesses contextos, maior rigor no cumprimento e aplicação das normas e maior proteção aos direitos dos acionistas, o que em geral implica adesão mais forte aos princípios das *IFRS*.

Em países de direito codificado, as normas contábeis historicamente tiveram como função primordial o atendimento às necessidades de informações das autoridades governamentais, portanto objetivavam atender demandas estatais, fortemente influenciadas por decisões políticas (SODERSTROM e SUN, 2008). Influenciados por definições políticas e tributárias e em vista da importância dos credores no sistema financeiro e político, estes países muitas vezes privilegiavam a proteção dos bancos e do governo, em detrimento dos investidores. Considerando que os credores muitas vezes possuem informações internas das empresas e que os relatórios financeiros visam atender a necessidades arrecadatórias, as normas contábeis nacionais requeriam menos informações regulamentares, as empresas nesses países não têm custos tão elevados pela falta de informação de qualidade, e a autorregulação não funciona bem. Assim, a adesão aos princípios das *IFRS* e, conseqüentemente, seus benefícios tendem a não ser tão expressivos como nos países de direito consuetudinário (SODERSTROM e SUN, 2008; RAFFOUNIER, 2009).

2.5. Adoção das *IFRS* no Brasil

As normas contábeis internacionais permitem a países não desenvolvidos se adaptarem às necessidades de informação dos mercados financeiros, melhorando a qualidade dos relatórios financeiros e atraindo mais capital estrangeiro. Tendo em vista a demanda desses novos investidores por bons sistemas de governança corporativa, a adoção das normas internacionais fomenta a adesão a boas práticas de governança corporativa em diferentes países e empresas interessadas nesses recursos (RAFFOUNIER, 2009). O aumento do fluxo de capital internacional nos mercados financeiros pode reduzir o custo de capital das empresas que se encontram em países que tenham dificuldades de acesso ao grande fluxo financeiro global. Ademais, a melhoria da governança corporativa aumenta o controle dos acionistas sobre o comportamento dos gestores e, conforme apontado anteriormente, tem potencial para diminuir o retorno exigido pelos investidores.

Assim, tendo em vista a disseminação das *IFRS* a partir da sua adoção pela Comunidade Europeia em 2005, diversos países em desenvolvimento também adotaram as normas internacionais com o objetivo de se aproveitar das potenciais vantagens desse sistema contábil (ERNST & YOUNG, FIPECAFI, 2010). O Brasil não foi exceção a esse movimento, e, no país, as normas contábeis internacionais convergiram com os esforços das entidades contábeis, contadores, auditores, órgãos reguladores e outros agentes que já se dedicavam a discutir a modernização da Lei das Sociedades por Ações, Lei nº 6.404/76, com o objetivo de conformá-las às necessidades locais e globais de informação (ERNST & YOUNG, FIPECAFI, 2010).

Antes da adoção das normas contábeis internacionais, as práticas contábeis brasileiras eram muito influenciadas pelos interesses de cunho fiscal e baseadas na aplicação de regras minuciosas, num sistema do tipo *code law*, que garantiam os objetivos arrecadatórios predominantes (SILVA E NARDI, 2017). De acordo com Silva e Nardi (2017), no cenário de predomínio de um sistema contábil que resultava em informações de baixa qualidade para o mercado financeiro, surgiram fortes pressões da academia e dos profissionais do mercado para a convergência com a IASB e centralização da regulação contábil no país. O resultado foi a centralização da regulação no Comitê de Pronunciamento Contábeis em 2005 e a adoção das IFRS a partir de 2010.

Em 2007, foi sancionada a Lei nº 11.638 que determinou que todas as empresas abertas brasileiras deveriam preparar e divulgar a partir de 2010 demonstrações financeiras conforme as normas internacionais de contabilidade emitidas pelo IASB (ERNST & YOUNG, FIPECAFI, 2010). Ressalta-se que o processo de convergência para as IFRS ocorreu em duas fases. A primeira fase, de transição, ocorreu de 2008 a 2009 com a adoção

de 14 Pronunciamentos Técnicos correlacionados com as normas internacionais até 2008, mas não inteiramente aderentes a elas. A segunda fase, a partir de 2010, correspondeu à adoção de todos os Pronunciamentos Técnicos e adesão integral às IFRS (SILVA, 2013; SILVA E NARDI, 2017). A partir de então, o sistema contábil brasileiro que sempre foi fortemente influenciado pelo ambiente fiscal, com uma grande quantidade de regras definidas, passou a se pautar em um sistema que se baseia em princípios que enfatizam o conteúdo econômico das operações e apresenta flexibilidade, pois enfatiza o exercício do julgamento pelos responsáveis pela elaboração dos relatórios (ERNST & YOUNG, FIPECAFI, 2010).

De acordo com Silva e Nardi (2017), a adoção das IFRS no Brasil ocorreu em um cenário desfavorável marcado por um sistema institucional baseado em códigos que protegem mal os investidores, um ambiente institucional frágil, uma economia ainda em desenvolvimento e por práticas de governança corporativa que não garantem os direitos dos acionistas. Nesse cenário, argumentam os autores, as práticas de contabilidade podem servir a interesses oportunistas em detrimento da divulgação das informações relevantes para os acionistas e investidores, de forma que se torna relevante a investigação dos reais benefícios obtidos pelo país a partir da adoção das *IFRS*, frente ao que era esperado.

2.6. Estudos sobre o Impacto da Melhoria da Qualidade da Informação Financeira sobre o Custo de Capital

Com o desenvolvimento da teoria da agência e da assimetria informacional a partir da década de 1970 (AKERLOF, 1970; JENSEN e MECKLING, 1976; MYERS e MAJLUF, 1984), surgiram também trabalhos que buscavam aperfeiçoar as hipóteses sobre os custos da assimetria informacional de forma a possibilitar a mensuração dos benefícios obtidos a partir de melhorias de qualidade das informações financeiras das empresas (COPELAND e GALAI, 1983; KYLE, 1985).

O artigo de Copeland e Galai (1983) é muito influente ao analisar os *bid-ask spreads* dos mercados financeiros, nos quais as trocas são realizadas por agentes especializados que se comprometem a comprar ou vender pelos preços de *bid* e *ask*, que por sua vez podem ser entendidos como uma combinação de opções de *put* ou *call*. O *dealer* concede a um *trader* o direito de comprar um título (*put*) a um determinado preço solicitado (*ask*) e o direito de

vendê-lo (*call*) ao preço de oferta (*bid*)².

Os *bid-ask spreads* são entendidos como *proxy* da assimetria informacional, em que quanto maior a assimetria, maior a diferença entre os preços de *bid* e *ask*. O uso do *bid-ask spread* como medida da assimetria informacional pressupõe que, quando os participantes do mercado detêm informações similares, o *spread* é menor. Isso porque os investidores aumentam o seu *bid-ask* para reduzir possíveis perdas advindas da falta de informação, ou seja, a assimetria informacional aumenta o risco do *dealer*, logo o custo das operações de *put* ou *call* entre *dealers* e *traders*, o que reflete diretamente no *bid-ask spread* (COPELAND e GALAI, 1983; CAMPOS-ESPINOZA et al., 2015).

De acordo com Copeland e Galai (1983), há duas principais linhas de pensamento sobre a teoria do *bid-ask spread*. A primeira delas foca na relação entre o *bid-ask spread* e os custos de inventário dos negociantes. A segunda linha, adotada pelos autores, pressupõe que o *dealer* se depara com dois tipos de *traders*: aqueles com informações especiais e os motivados por liquidez. O *dealer* sempre perderá do *trader* com informação privilegiada, uma vez que este possui informação não pública que lhe permite uma melhor estimativa do preço futuro do título em negociação e, em última instância, ele pode decidir não negociar com o *dealer*. Porém, o *dealer* ganhará nas transações com os *traders* motivados por liquidez, que estão dispostos a pagar uma taxa pela imediatividade. O *spread* aqui é considerado um custo de transação para os agentes que desejam uma troca rápida de ações por dinheiro e representa uma compensação para os *dealers* operarem sem grande demora (CAMPOS-ESPINOZA et al., 2015). Assim, trata-se de um *trade-off* entre perdas esperadas nas negociações com os agentes informados e os ganhos nas operações com os agentes com preferência por liquidez.

A partir da década de 2000, com a decisão da União Europeia quanto ao uso das normas contábeis internacionais produzidas pelo IASB, reforçou-se a necessidade de estudar a variação do *bid-ask spread* antes e após a adoção das normas contábeis internacionais por empresas, com o objetivo de identificar se o novo padrão contábil reduziria a assimetria informacional e, conseqüentemente, o custo de capital. Segundo Campos-Espinoza et al. (2015), diversos estudos mostraram que menor assimetria informacional resulta em menor custo de capital próprio, o que colabora para a lucratividade e crescimento das empresas. Leuz e Verrechia (2000), por exemplo, verificaram que empresas alemãs sob as normas das *International Accounting Standards* (nomenclatura das *IFRS* antes da União Europeia adotá-

² O artigo de Copeland e Galai (1984) utiliza os conceitos de *dealer* e *trader* sob a perspectiva acadêmica, que é a perspectiva reproduzida nesta seção do trabalho.

las oficialmente) e dos *US-GAAP* tinham menor *bid-ask spread* e maiores volumes de negociação de ações com resultados estatisticamente significativos.

Campos-Espinoza et al. (2015), por sua vez, analisaram a relação entre o *bid-ask spread* e a qualidade de informação no mercado de capitais chileno e a relação entre o *spread* e a adoção das *IFRS* no Chile, uma vez que se supõe que essas regras aumentam a transparência informacional. Concluíram que a adoção de normas contábeis internacionais levou à redução do *bid-ask spread* e que a divulgação de informações é elemento importante da qualidade da governança corporativa. Os autores verificaram que tanto a adoção das *IFRS* quanto o aumento de divulgação de informações, medido pelo melhor nível de governança corporativa, reduzem o *bid-ask spread*, ou seja, reduzem a assimetria informacional.

De acordo com Campos-Espinoza et al. (2015) o impacto das *IFRS* sobre a assimetria informacional dependerá da qualidade da governança corporativa e da composição de acionistas, bem como do ambiente econômico, legal e regulatório. Segundo os autores, o risco é determinado pela informação disponível e interfere no custo de capital próprio, de forma que a adoção das *IFRS* em países com forte imposição legal das normas contábeis reduz tal custo. O *spread* também é afetado pelo volume de transações das ações no mercado.

De acordo com Daske (2006), a ausência de evidências de que a adoção das *IFRS* ou *US-GAAP* reduzem o custo de capital vão de encontro ao argumento de que os incentivos de reportar as informações de cada empresa, tendo em vista seu arranjo institucional, é o fator preponderante para determinar a qualidade da informação, e não o padrão contábil aplicado. Conforme afirmam Leuz e Wysocki (2016), as evidências da relação entre as divulgações de informações com mais qualidade e o custo de capital ainda estão evoluindo, portanto é difícil tirar conclusões definitivas sobre o assunto.

Ernstberger e Vogler (2010), por sua vez, criticam o uso de metodologias de mensuração do custo de capital por fluxo de caixa descontado, como feito por Daske (2006). Segundo os autores, essas metodologias apresentam limitações uma vez que se baseiam na determinação de horizontes de estimativas e de valores residuais futuros. Além disso, argumentam que previsões de retornos futuros podem ser enviesadas por diversos fatores inclusive o próprio objeto do estudo, no caso, a adoção de normas contábeis diferenciadas. Assim, propõem analisar o impacto da adoção voluntária da *IFRS* ou das *US-GAAP* por empresas alemãs com uso de *proxies* do custo de capital próprio que utilizam dados históricos, quais sejam o *CAPM*, o modelo de três fatores de Fama e French (1993) e um

modelo proposto por eles que agrega mais dois fatores explicativos.

Primeiramente, Ernstberger e Vogler (2010) realizam uma análise em nível de portfólio comparando o poder explicativo dos modelos *CAPM* e de três fatores de Fama e French (1993) com um modelo que incorpora dois fatores de diferença que captam o impacto da adoção voluntária das *IFRS* ou das *US-GAAP*. Eles concluem que o modelo com cinco fatores que apresentam melhora as estimativas do custo de capital das empresas alemãs e que a adoção voluntária das *IFRS* ou *US-GAAP* tem um impacto positivo, reduzindo o custo de capital próprio.

Na análise em nível de firma, Ernstberger e Vogler (2010) utilizam os mesmos três modelos, mas calculando separadamente o custo de capital próprio de cada empresa e controlando pelas suas características individuais. Os resultados corroboram a conclusão de que a adoção das *IFRS* e *US-GAAP* tem impacto na redução do custo de capital próprio das companhias alemãs de capital aberto.

Costa e Lopes (2007) constataram que a listagem de empresas brasileiras na bolsa de Nova Iorque tem relevância na melhoria das informações financeiras, uma vez que os ajustes ao *US-GAAP* são relevantes para o mercado, especificamente em relação às informações sobre o patrimônio líquido.

Dalmácio et al. (2013) apresentaram evidências de que as práticas diferenciadas de governança corporativa aumentam a acurácia da previsão dos analistas no Brasil. Eles verificaram que empresas que aderem ao Nível 2 e Novo Mercado da Bolsa de São Paulo têm redução de incertezas, aumento dos investidores de mercado e melhoram a eficiência do mercado.

Lopes e Alencar (2010) analisaram a relação entre divulgação de informações contábeis e o custo de capital das ações mais líquidas da então Bovespa a partir de um índice de divulgação de informações criado pelos autores. Seus resultados indicaram que a melhoria voluntária da divulgação de informações financeiras no Brasil resulta em redução do custo de capital e que este efeito é mais forte em empresas com menos acompanhamento dos analistas de mercado. Ademais, verificaram que oportunidades de crescimento e composição dos conselhos aumentam o efeito da divulgação de informações na redução do custo de capital.

Macedo, Araújo e Braga (2012) compararam as informações financeiras apresentadas por 55 empresas brasileiras de capital aberto de 2007. Essas empresas reapresentaram as informações relativas a 2007 quando da demonstração das informações financeiras de 2008 para ajustá-las ao preconizado na Lei nº 11.638/07 que definiu a adoção das *IFRS* e aos

novos pronunciamentos contábeis que se seguiram. Os autores apontam para um ganho informacional a partir do uso de demonstrações financeiras alinhadas com a mudança dos padrões contábeis para as *IFRS*. As novas informações apresentadas sobre patrimônio líquido e lucro líquido tiveram maior capacidade de explicar os preços das ações.

Silva e Nardi (2017) estudaram o efeito da adoção completa das *IFRS* no Brasil sobre a qualidade da informação contábil e o custo de capital das 100 empresas de capital aberto brasileiras com maior liquidez a partir de um modelo de diferenças sobre diferenças. Os resultados do estudo mostram que a mudança para as normas contábeis internacionais resultou em redução do gerenciamento de resultados, aumento do conservadorismo contábil, aumento da relevância da informação contábil e aumento da tempestividade da informação. Também se verificou que o gerenciamento de resultados implica aumento do custo de capital, mas não se obtiveram coeficientes significativos para verificar se a adoção das *IFRS* reduziu o custo de capital, embora há indicações positivas.

Braga (2016) analisou os potenciais benefícios da adoção das *IFRS* sobre a qualidade das informações contábeis de empresas e se houve melhoria do desempenho de analistas financeiros em 15 países. O estudo concluiu que o efeito da mudança de padrão contábil depende da infraestrutura institucional e que ele foi negativo sobre a qualidade informacional de países que adotaram as *IFRS* de forma obrigatória, ao contrário do esperado. Segundo o autor, países com sistemas jurídicos baseados nos regimes codificados, com aplicação e cumprimento legal mais efetivo, mercados de capitais mais desenvolvidos e menor diferença entre os padrões contábeis locais com as regras internacionais apresentaram efeitos mais representativos e positivos da adoção das *IFRS* sobre a qualidade dos *accruals* e o desempenho dos analistas de mercado.

2.7. Hipóteses Testadas

Considerando o referencial teórico e os trabalhos empíricos apresentados, este trabalho propõe-se a analisar os diferentes efeitos que a adoção das normas contábeis internacionais pode ter sobre as empresas, que levam à redução do custo de capital. Na sequência, são apresentadas as hipóteses que foram testadas nos capítulos seguintes, sendo primeiramente apresentados os trabalhos que subsidiaram a formulação das respectivas hipóteses:

- **H₁** (LEUZ e VERRECHIA, 2000; RAD e EMBONG, 2014; REZENDE et al.,

2015; CAMPOS-ESPINOZA et al., 2015): a adoção obrigatória das *IFRS* pelas empresas listadas na B3 resultou na redução da assimetria informacional no mercado de capitais brasileiro;

- **H₂** (DASKE, 2006; LOPES e ALENCAR, 2010; ERNSTBERGER e VOGLER, 2010; CORE et al., 2014): a adoção obrigatória das *IFRS* pelas empresas brasileiras de capital aberto levou à redução do seu custo de capital próprio;
- **H₃** (COPELAND e GALAI, 1983; LEUZ e VERRECHIA, 2000; DASKE, 2006; RAD e EMBONG, 2014; REZENDE et al., 2015; CAMPOS-ESPINOZA et al., 2015): a redução do custo de capital próprio pela adoção das *IFRS* se deu pela redução da assimetria informacional entre agentes com preferência por liquidez (chamados daqui para frente de investidores de liquidez) e *dealers*, bem como entre *dealers* e agentes com informações privilegiadas (chamados daqui para frente de investidores informados);
- **H₄** (ERNSTBERGER e VOGLER, 2010; CORE et al., 2014): a redução do custo de capital próprio pela adoção das *IFRS* se deu pela redução do risco sistemático das empresas.
- **H₅** (DASKE, 2006; LAMBERT, LEUZ e VERRECHIA, 2007): a redução do custo de capital próprio pela adoção das *IFRS* se deu pela redução do risco não sistemático das empresas.

3. METODOLOGIA

3.1. Caracterização da Pesquisa

A pesquisa proposta se caracteriza como descritiva porque tem como objetivo descrever relações entre variáveis e, desta forma, pode ser definida, ainda, como aplicada (GIL, 1999). Esta pesquisa se utilizou de método não-experimental, pois tem como objetivo generalizar ou fazer alegações a partir dos resultados de descrições quantitativas de uma amostra da população estudada. Nos estudos não-experimentais, as relações entre fenômenos são estudadas sem tentativas deliberadas de produzir efeitos diferentes através de manipulações (CRESWEL 2007; KERLINGER, 1979). A pesquisa é também, *ex-post-facto*, pois lida com variáveis independentes não controláveis, cujas manifestações e efeitos já se concretizaram. Assim, faz-se necessário selecionar as variáveis possivelmente relevantes e controlá-las estatisticamente a fim de se responder ao problema norteador da pesquisa (GIL, 1999).

Quanto à estratégia de investigação, foram aplicados métodos quantitativos em que se busca testar uma teoria ao se especificar hipóteses e coletar dados para apoiá-las ou refutá-las. Na análise empírica, foram utilizados métodos estatísticos descritivos, como médias e desvio-padrão das variáveis, bem como estatísticas inferenciais, especificamente, regressões lineares múltiplas (CRESWEL, 2007).

3.2. Amostra e dados

O estudo foi desenvolvido com empresas brasileiras de capital aberto com ações negociadas na B3 no período de 2002 a 2017. O período foi selecionado de forma a se ter o mesmo número de anos antes e após a adoção das *IFRS* e considerando que uma maior extensão de anos garantiria maior robustez aos resultados. Não obstante, para composição da amostra, não foi requisito que a empresa tivesse informações para todos os anos, de forma que a base de dados não conforma um painel balanceado.

O fato de a amostra ser um painel não balanceado não traz por si um problema para a estimação se as observações faltantes ocorrerem aleatoriamente. O que pode trazer erros mais sérios para os modelos de regressão é o motivo para que algumas das empresas não tenham a série balanceada (WOOLDRIDGE, 2010; GREENE, 2012). Na maior parte dos casos da amostra, a série histórica não é completa porque a empresa apenas abriu capital e iniciou as

negociações na bolsa de valores em ano posterior ao início da análise. Ademais, algumas observações foram retiradas da amostra porque não apresentavam as informações completas requeridas ou as informações não atendiam aos critérios de seleção. Assim, entende-se que os motivos para a omissão de tais observações não interferem nas variáveis dependente e independentes das análises realizadas ou estes motivos estão incluídos como variáveis de controle de forma que não afetarão os resultados. Uma questão mais difícil de lidar é a possibilidade de viés de sobrevivência, uma vez que a amostra considerou apenas empresas que tinham ação listada ao final de 2017. No entanto, o elevado número de empresas da amostra e o fato de que muitas empresas deixaram a bolsa porque fecharam o capital ou foram incorporadas por outros grupos podem eliminar este problema.

Os dados sobre as demonstrações financeiras foram obtidos na base de dados da Consultoria Económica e se referem às informações do final de cada ano. Os dados sobre as negociações das ações na B3 foram obtidos no *Yahoo* Finanças. Informações sobre as *ADRs* (*American Depositary Receipts*) e a negociação de ações na bolsa de Nova York foram obtidas no site Investing.com. A lista de empresas integrantes do Novo Mercado de Governança Corporativa ano a ano foi obtida no site www.acionista.com.br, que apresenta a entrada e saída de empresas dos diferentes níveis de governança estabelecidos pela B3 ano a ano. Os valores do *bid-ask spread*, *proxy* da assimetria informacional, foram obtidos no site da Consultoria *Quantum Axis*. A taxa de retorno livre de risco utilizada foi a taxa SELIC anual, obtida no site do Banco Central do Brasil. A taxa de retorno referencial de mercado utilizada foi o retorno anual do Índice Ibovespa obtido no *Yahoo* Finanças.

Para compor a amostra, a empresa necessitava de pelo menos uma observação antes de 2010 e outra a partir de 2010, de forma a permitir comparar seus dados antes e após a adoção das *IFRS*, que ocorreu de forma compulsória neste ano. As observações anuais das empresas foram incluídas na amostra somente se apresentassem informações anuais completas das variáveis retorno, volume médio de negociação, preço de fechamento ajustado médio, *book-to-market*, tamanho, risco, crescimento, rentabilidade e endividamento. Foram excluídas observações em que a empresa apresentava patrimônio líquido negativo ou receita operacional igual a zero. Dessa forma, foi obtida uma amostra de 148 empresas com o total de 1.676 observações. A tabela 1 apresenta o perfil das empresas por setor econômico e o número de observações em cada um deles.

Tabela 1 – Classificação das empresas por setor e número de observações

Setor	Observações
Bens Industriais	329
Consumo Cíclico	472
Consumo Não Cíclico	135
Materiais Básicos	214
Petróleo, Gás e Biocombustíveis	32
Saúde	65
Tecnologia da Informação	39
Telecomunicações	45
<i>Utilities</i>	345
Total	1.676

FONTE - Elaboração própria.

As variáveis retorno, volume médio de negociação, preço de fechamento ajustado médio e risco referem-se às informações das ações das empresas listadas na B3. Para empresas com mais de uma ação listada, foi selecionada a ação com a série histórica de 2002 a 2017 completa ou com a maior série histórica disponível. Nos casos em que os diferentes papéis da empresa apresentassem série histórica completa ou com o mesmo tamanho, foi selecionado aquele com maior liquidez de mercado.

Os valores do *bid-ask spread* foram obtidos somente para quarenta ações de 36 empresas, no entanto, ao se excluir as empresas que não atendiam as condições para compor a amostra, restaram 33 empresas na amostra com informações do valor *bid-ask*, em um total de 531 observações. Essa sub-amostra foi utilizada para a análise dos efeitos da adoção das *IFRS* sobre a assimetria informacional no mercado de capitais brasileiro e, posteriormente, para complementar a análise sobre os efeitos das *IFRS* sobre o risco não-sistemático do custo de capital.

Foram considerados anos de crise aqueles que apresentaram evolução do PIB negativa, ou seja, 2009, 2015 e 2016. Foram consideradas como pertencentes ao Novo Mercado observações de empresas que se encontravam naquele ano listadas no nível máximo de governança da B3. Empresas nos níveis 1 e 2 de governança foram consideradas com valor 0 na *dummy* Novo Mercado. A variável *NYSE* distingue empresas com *ADR* listada na bolsa de Nova York de empresas sem *ADR* ou com *ADR* que não seja negociada na bolsa. Ou seja, empresas com negociações no mercado de balcão americano foram consideradas com valor zero para esta *dummy*.

3.3. Variáveis e modelos econométricos

Os modelos empíricos e variáveis do estudo foram obtidos na literatura internacional e nacional que investigou os impactos da adoção das *IFRS* sobre a assimetria informacional do mercado de capitais e sobre o custo de capital das empresas. A análise empírica consistiu em três etapas: i) análise do efeito da adoção das *IFRS* sobre a assimetria informacional do mercado; ii) análise do efeito da adoção das *IFRS* sobre o custo de capital sistemático; iii) análise do efeito da adoção das *IFRS* sobre o custo de capital não sistemático.

3.4. Especificação do modelo para análise da assimetria de informações

A primeira parte da análise verificou se a qualidade da informação financeira das empresas brasileiras de capital aberto melhorou após a adoção das *IFRS*. O objetivo foi testar a hipótese **H₁**, ou seja, se a melhoria da qualidade da informação esperada com a adoção das *IFRS* resultou em diminuição das diferenças das informações entre os investidores informados, *os dealers* e os investidores de liquidez.

O quadro 1 apresenta as variáveis dependente, independente e de controle do modelo. Com base nos trabalhos de Rad e Embong (2014) e Rezende, Almeida e Lemes (2015), foi utilizada a média anual do *bid-ask spread*, *proxy* da assimetria informacional, como variável dependente. O *bid-ask spread* é uma variável amplamente utilizada como *proxy* de assimetria informacional (LEUZ e VERRECHIA, 2000; RAD e EMBONG, 2014; REZENDE, ALMEIDA e LEMES, 2015). De acordo com Leuz e Verrechia (2000), esta é uma variável normalmente vista como medida explícita da assimetria de informação, pois avalia diretamente o problema da seleção adversa no mercado de capitais que ocorre em vista de diferentes níveis de informação entre investidores e *traders* na negociação das ações.

Variável / Sigla	Definição Operacional	Sinal	Descrição/Função	Trabalhos de Referência
BAS	$\frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{D_{i,t}} \frac{(Ask_{i,d} - Bid_{i,d})}{2}$	NA	Variável dependente que quantifica a assimetria informacional de mercado de capitais.	Leuz e Verrechia, 2000; Rad e Embong, 2014; Rezende, Almeida e Lemes, 2015; Campos-Espinoza <i>et al.</i> , 2015

Quadro 1 – Variáveis do modelo para análise da assimetria informacional (continua)

D_{IFRS}	Variável <i>dummy</i> com valor igual a 1 se os relatórios financeiros são preparados conforme as IFRS e igual a 0 caso contrário.	-	Capta o efeito do emprego das <i>IFRS</i> sobre a assimetria informacional e o custo de capital.	Rad e Embong, 2014; Rezende, Almeida e Lemes, 2015; Braga (2016) Silva e Nardi (2017)
VOL	$\frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{D_{i,t}} \frac{\text{Volume de ações negociadas}_{i,d}}{\text{Volume total de ações negociadas}_d}$	-	Controla os custos da manutenção em carteira das ações dos <i>dealers</i> .	Leuz e Verrechia, 2000; Rad e Embong, 2014; Rezende, Almeida e Lemes, 2015.
P	$\frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{D_{i,t}} \text{Preço diário de fechamento das ações}_{i,d}$	-	Controla os custos de ordem de compra e venda do mercado.	Rad e Embong, 2014; Rezende, Almeida e Lemes, 2015.
RISC	$\frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{D_{i,t}} \sigma_{i,d}$	+	Controla os custos da manutenção em carteira das ações dos <i>dealers</i> .	Leuz e Verrechia, 2000; Rad e Embong, 2014; Rezende, Almeida e Lemes, 2015.
D_{NM}	Variável <i>dummy</i> com valor igual a 1 se a empresa está listada no Novo Mercado da B3 e valor 0 caso contrário.	-	Controla a estrutura de governança corporativa da empresa, uma vez que as empresas integrantes do Novo Mercado adotam práticas de governança corporativa que vão além do que é obrigado pela legislação, o que indica maior transparência para o investidor e menores custos de agência.	Rezende, Almeida e Lemes, 2015; Ernstberger e Vogler, 2008.
D_{NYSE}	Variável <i>dummy</i> com valor igual a 1 se a empresa é listada na <i>NYSE</i> e valor 0 caso contrário.	-	Controla o nível de divulgação de informações financeiras das empresas, pois a <i>NYSE</i> tem requisitos mais rigorosos de divulgação.	Daske, 2006; Rezende, Almeida e Lemes, 2015.
D_{CRISE}	Variável <i>dummy</i> com valor igual a 1 se a observação ocorrer em um ano de crise econômica brasileira e 0 caso contrário.	+	Controla o cenário macroeconômico do país, pois em momentos de crises aumentam as incertezas de mercado.	-

Quadro 1 – Variáveis do modelo para análise da assimetria informacional (conclusão)

Nota: NA – não se aplica; *BAS* é a média anual do *bid-ask spread* da ação; D_{IFRS} é a *dummy* que identifica a adoção das normas contábeis internacionais pela empresa; VOL é o volume médio anual de negociações da ação; P é a média anual do preço de fechamento diário da ação; RISC é o risco médio anual da ação, medido pela volatilidade anual da ação; D_{NM} é a *dummy* que identifica a listagem da ação no Novo Mercado, nível máximo de governança da B3; D_{NYSE} é a *dummy* que identifica que a empresa possui *ADR* negociada na *NYSE*; D_{CRISE} é a *dummy* que identifica os anos de crise.

FONTE - Elaboração própria.

No modelo, a variável *bid-ask* é regredida pela variável *dummy* que identifica a adoção das *IFRS* pelas empresas. De acordo com a hipótese 1 (H_1), a relação deveria ser negativa com o *bid-ask spread*, uma vez que se espera que as *IFRS* tenham reduzido a assimetria informacional. De acordo com Soderstrom e Sun (2008), pesquisas que analisam o efeito da adoção das *IFRS* com a variável *dummy* costumam lidar com três problemas metodológicos. Em primeiro lugar, o problema do viés de seleção que normalmente ocorre quando o objeto de pesquisa é adoção voluntária, o que não é o caso neste trabalho. Há ainda o problema de omissão de variáveis que normalmente se refere às características institucionais e econômicas dos países ou características das empresas. A questão das variáveis ambientais não é relevante para este estudo, pois se quer analisar empresas de um país apenas. Quanto ao problema das variáveis omitidas sobre características das empresas, este trabalho busca resolvê-lo a partir do uso de variáveis de controle. Finalmente, há uma questão relacionada à comparação de diferentes sistemas de informações contábeis que também não se aplica, tendo em vista que todas as empresas da amostra usam o mesmo sistema contábil brasileiro.

Para testar a inter-relação entre a variável dependente e independente, bem como com as variáveis de controle, foi aplicada uma regressão linear múltipla, com o uso dos métodos apropriados para base de dados no formato de painel. A equação do modelo utilizado foi:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{IFRS_{it}} + \beta_2 VOL_{it} + \beta_3 P_{it} + \beta_4 RISC_{it} + \beta_6 D_{NM_{it}} + \beta_7 D_{NYSE_{it}} + \beta_8 D_{CRISE_{it}} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

O volume de negociações é apontado como importante variável de controle por ter forte relação inversa com o *bid-ask spread* (RAD E EMBONG, 2014; CAMPOS-ESPINOZA et al., 2015; LEUZ E VERRECHIA, 2000). Copeland e Galai (1983) afirmam que o volume pode ter uma correlação positiva com o volume de negociações, nos casos de poucas transações de grandes valores em que o volume de informação contido na negociação é maior, mas observam que é mais forte a relação inversa entre volume e *bid-ask spread*, pois em geral maiores volumes de negociação significam menos tempo de retenção das ações pelo *trader*.

O preço também é incluído como variável de controle uma vez que a magnitude do preço interfere no risco assumido pelo *trader* em deter a posse de uma ação até a realização da negociação com o investidor. Assim, espera-se uma relação positiva entre o preço e o *bid-ask spread*. Da mesma forma, o risco da empresa, que representa a

volatilidade da ação, está relacionado ao risco do *trader*, de forma que a relação esperada com o *bid-ask spread* é positiva (COPELAND e GALAI, 1983; LEUZ e VERRECHIA, 2000; RAD e EMBONG, 2014).

Finalmente, têm-se três variáveis *dummy* que controlam os resultados de acordo com o nível de governança, a listagem da ação na *NYSE* e o ambiente econômico de recessão. A *dummy* do Novo Mercado distingue as empresas que estão listadas no Novo Mercado da B3, portanto, que apresentam políticas de governança corporativa diferenciadas como garantia de participação de conselheiros independentes no conselho de administração e garantia de direito a voto para todos os acionistas. De acordo com Leuz e Wysocki (2008), arranjos de governança também contribuem para a redução de assimetrias informacionais nas empresas, pois funcionam como referências para que investidores externos avaliem a eficiência das empresas e os potenciais conflitos de agência. Pesquisas no Brasil também demonstraram que boas práticas de governança corporativa melhoram a qualidade das informações financeiras e diminuem a assimetria informacional (DALMÁCIO et al., 2013). Assim, espera-se um valor negativo para esta variável.

A listagem das empresas na *NYSE* implica aumento das informações contábeis disponíveis pelas empresas, uma vez que devem adaptar seus demonstrativos financeiros para o padrão americano, as *US-GAAP*, mais rigoroso que as *IFRS* (COSTA e LOPES, 2007; CAMPOS-ESPINOSA et al., 2015; REZENDE, ALMEIDA e LEMES, 2015). Ao mesmo tempo significa acompanhamento mais intensivo de analistas financeiros sobre estas empresas o que pode implicar menos assimetria informacional. Costa e Lopes (2007) avaliaram que a listagem de ações de empresas brasileiras na *NYSE* traz ajustes relevantes para o mercado, e Daske (2006) utiliza a listagem cruzada entre a Alemanha e Estados Unidos como variável de controle para sua análise dos efeitos das *IFRS* sobre o custo de capital.

A variável de controle para os anos de recessão permite controlar as mudanças do risco e de mercados ensejadas por crises econômicas no Brasil que acabam afetando os custos do *trader*.

Nessa etapa, a análise de regressão utilizou o método de mínimos quadrados ordinários (MQO), sendo verificados, além do modelo *pooled*, o teste de efeitos fixos e efeitos aleatórios, com o auxílio do teste de Hausman, a fim de se obter aquele que melhor

se adequa às características da base de dados. Foram aplicados testes de autocorrelação e heterocedasticidade, sendo ainda avaliada a existência de multicolinearidade pelo exame das correlações entre as variáveis (HEIJ et al., 2004; RAD e EMBONG, 2014; REZENDE, ALMEIDA e LEMES, 2015).

3.5. Especificação do modelo para análise do risco sistemático do custo de capital

A segunda parte do estudo teve como objetivo testar a hipótese 3 (**H₃**), ou seja, se a adoção das *IFRS* implicou a redução do risco sistemático das empresas, portanto, se o seu beta diminuiu. Acompanhando os trabalhos de Ernstberger e Vogler (2010) e Core et al. (2014), foi analisado o efeito da adoção obrigatória das *IFRS* por meio do cálculo do custo de capital usando regressões a nível de portfólio. O custo de capital próprio foi mensurado de duas maneiras: de acordo com o modelo *CAPM* e com o modelo de três fatores de Fama e French (1993). No entanto, em ambos os modelos, foi adicionada a variável *dummy* que representa a adoção das *IFRS*, com o objetivo de se verificar se este fenômeno afetou o risco sistemático das empresas. As variáveis utilizadas neste modelo são apresentadas no Quadro 2:

Variável / Sigla	Definição Operacional	Sinal	Descrição/Função	Trabalhos de Referência
$R_i - R_f$	Retorno individual de uma ação ou portfólio <i>i</i> no período <i>t</i> subtraído do retorno do ativo livre de risco (SELIC).	NA	<i>Proxy</i> do custo de capital próprio das empresas ou dos portfólios de ações.	Fama e French, 1993; Core et al., 2014; Ernstberger e Vogler, 2010.
$R_m - R_f$	Retorno do portfólio de mercado no período <i>t</i> (Ibovespa) subtraído do retorno do ativo livre de risco (SELIC).	+	Mensura o prêmio de risco de mercado ou risco sistemático do mercado de capitais.	Fama e French, 1993; Core et al., 2014; Ernstberger e Vogler, 2010.
SMB	$= \left(\frac{r^{S-H} + r^{S-M} + r^{S-L}}{3} \right) - \left(\frac{r^{B-H} + r^{B-M} + r^{B-L}}{3} \right)$	+	Mensura o risco sistemático relacionado com o tamanho das empresas.	Fama e French, 1993; Ernstberger e Vogler, 2010.
HML	$= \left(\frac{r^{S-H} + r^{B-H}}{2} \right) - \left(\frac{r^{S-L} + r^{B-L}}{2} \right)$	+	Mensura o risco sistemático relacionado com a razão book-to-market das empresas.	Fama e French, 1993; Core et al., 2014; Ernstberger e Vogler, 2010.

Quadro 2 - Variáveis do modelo para análise do risco sistemático do custo de capital (continua)

D_{IFRS}	Variável <i>dummy</i> com valor igual a 1 se os relatórios financeiros são preparados conforme as <i>IFRS</i> e, igual a 0 caso contrário.	-	Capta o efeito do emprego das <i>IFRS</i> sobre a assimetria informacional e o custo de capital.	Rad e Embong, 2014; Rezende, Almeida e Lemes, 2015; Braga (2016) Silva e Nardi (2017)
------------	--	---	--	---

Quadro 2 - Variáveis do modelo para análise do risco sistemático do custo de capital (conclusão)

NOTA: NA – não se aplica; $R_i - R_f$ é o excesso de retorno da ação em relação ao retorno livre de risco; $R_m - R_f$ é o excesso do retorno do portfólio eficiente de mercado em relação ao retorno livre de risco; *SMB* é o fator *Small minus Big* que identifica o prêmio de pelo risco ligado ao tamanho da empresa, conforme elaborado por Fama e French (1993); *HML* é o fator *High minus Low* que identifica o prêmio pelo risco ligado ao índice *book-to-market* da empresa; D_{IFRS} é a *dummy* que identifica a adoção das normas contábeis internacionais pela empresa.

FONTE - Elaboração própria.

O modelo *CAPM* alterado com a inclusão da *dummy* para adoção das *IFRS* é descrito pela seguinte equação:

$$R_{i,t} - R_t^{rf} = \alpha_i + \beta_1(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_2 D_{IFRS_t} + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

Lambert, Leuz e Verrechia (2007) demonstraram via modelo de fluxos de caixa consistentes com o modelo *CAPM* que a variável qualidade da informação tem efeitos sobre as covariâncias dos riscos da carteira de mercado diversificada, portanto, afeta o risco sistemático. Eles ressaltam, porém que, embora haja uma redução do custo de capital, nem todas as empresas terão uma redução de seus betas.

O modelo de três fatores de Fama e French (1993) alterado com a inclusão da *dummy* para adoção das *IFRS* é descrito pela seguinte equação:

$$R_{it} - R_t^{rf} = \alpha_i + \beta_1(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \beta_4 D_{IFRS_t} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

Agora são quatro parâmetros de inclinação representados por β_j , tendo em vista a existência de quatro regressores. Assim como Fama e French (1993) e Ernstberger e Vogler (2010), a amostra de empresas é dividida em seis portfólios, de acordo com o tamanho da empresa, em que são consideradas pequenas aquelas abaixo da mediana e grandes aquelas acima, e com a razão *book-to-market*, sendo consideradas altas as 30% superiores, médias as 40% intermediárias e baixas as 30% inferiores. Os seis portfólios ficam divididos da seguinte forma:

- *S-H, Small and High* (tamanho pequeno, alta razão *book-to-market*)
- *S-M, Small and Medium* (tamanho pequeno, média razão *book-to-market*)
- *S-L, Small and Low* (tamanho pequeno, baixa razão *book-to-market*)
- *B-H, Big and High* (tamanho grande, alta razão *book-to-market*)
- *B-M, Big and Medium* (tamanho grande, média razão *book-to-market*)
- *B-L, Big and Low* (tamanho grande, baixa razão *book-to-market*)

As empresas permanecem em um dos seis portfólios durante um ano, sendo classificadas em determinado ano de acordo com a informação contábil do encerramento do ano anterior. Obtém-se a média ponderada dos retornos mensais de acordo com o valor de mercado das empresas para cada um dos seis portfólios, cujos resultados são r^{S-H} , r^{S-M} , r^{S-L} , r^{B-H} , r^{B-M} , r^{B-L} .

São calculados, então, os fatores SMB_t e HML_t da seguinte forma:

$$SMB_t = \left(\frac{r^{S-H} + r^{S-M} + r^{S-L}}{3} \right) - \left(\frac{r^{B-H} + r^{B-M} + r^{B-L}}{3} \right) \quad (6)$$

$$HML_t = \left(\frac{r^{S-H} + r^{B-H}}{2} \right) - \left(\frac{r^{S-L} + r^{B-L}}{2} \right) \quad (7)$$

Mussa, Rogers e Securato (2009) verificaram que o modelo de três fatores de Fama e French (1993) apresentava maior poder explicativo que o modelo CAPM para empresas brasileiras no período de 1997 a 2007. No entanto, o modelo de três fatores teria limitações na medida em que a constante do modelo, ou o Alfa de Jensen, mostrou-se significativamente diferente de zero. Fama e French (1993) argumentam que modelos de custo de capital bem especificados não deveriam apresentar interceptos estatisticamente diferentes de zero. Mussa, Rogers e Securato (2009) identificaram que o modelo de quatro fatores de Carhart (1997) tem maior poder explicativo que o de Fama e French (1993), embora o fator momento não tenha se mostrado significativo. Também verificaram que o fator SMB não foi significativo para a amostra estudada.

Por outro lado, Machado (2017) identificou o modelo *CAPM* como o que melhor explicava o custo de capital das empresas brasileiras no período de 1996 a 2016, superior aos três fatores de Fama e French (1993). O modelo de quatro fatores, segundo ele, seria o terceiro colocado para fins de explicação do custo de capital no Brasil. Para este trabalho, decidiu-se utilizar os modelos *CAPM* e três fatores Fama e French seguindo o trabalho de

Ernstberger e Vogler (2010) e Core et al. (2014), tendo em vista i) a representatividade dos dois modelos para a literatura sobre custo de capital; ii) que há evidências de diferenças significativas entre os dois modelos; e iii) que a superioridade de outros modelos como o de quatro fatores de Carhart (1997) ainda não pode ser afirmada frente às diferentes conclusões encontradas na literatura sobre custo de capital no Brasil.

Após a obtenção dos três fatores de mercado, foi aplicada a regressão de série-temporal para cada um dos seis portfólios utilizando tanto o modelo de *CAPM* quanto o de três fatores de forma para comparação dos resultados. O objetivo foi verificar se as *IFRS* são capazes de alterar o risco sistemático das empresas medido pelos betas da variável *dummy* incluídos nos modelos *CAPM* e de três fatores. A análise de regressão utilizou a técnica dos mínimos quadrados, sendo aplicados os testes de autocorrelação e heterocedasticidade (HEIJ et al., 2004).

3.6. Especificação do modelo para análise do risco não sistemático do custo de capital

A última parte da análise teve como objetivo verificar se a adoção das *IFRS* implicou redução de custo de capital próprio das empresas. Seguindo o trabalho de Core et al. (2014), a metodologia consistiu, primeiramente, em um modelo no qual o retorno anualizado das ações foi utilizado como *proxy* do custo de capital e regredido pela variável log *bid-ask spread* (cuja relação com as *IFRS* foi testada na primeira parte da análise), pela variável *dummy* que representa a adoção das *IFRS* e pela variável Beta que é igual à medida do risco sistemático mensurada na etapa anterior. O quadro 3 apresenta as variáveis utilizadas neste modelo.

Variável / Sigla	Definição Operacional	Sinal	Descrição/Função	Trabalhos de Referência
Ret	$\frac{P_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}}$	NA	Retorno anualizado de compra e venda da ação em um período de 12 meses.	Core et al., 2014.
<i>D_{IFRS}</i>	Variável <i>dummy</i> com valor igual a 1 se os relatórios financeiros são preparados conforme as <i>IFRS</i> e igual a 0 caso contrário.	-	Capta o efeito do emprego das <i>IFRS</i> sobre a assimetria informacional e o custo de capital.	Rad e Embong, 2014; Rezende, Almeida e Lemes, 2015.

Quadro 3 - Variáveis do modelo para análise do risco não sistemático do custo de capital (continua)

Log (BAS)	$\frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{D_{i,t}} \frac{(Ask_{i,d} - Bid_{i,d})}{2}$	+	Quantifica a assimetria informacional de mercado de capitais.	Leuz e Verrechia, 2000; Rezende, Almeida e Lemes, 2015.
BETA	CAPM e três fatores (ampliados)	+	Mensura a parcela do retorno da ação que é relacionada com o risco sistemático	Core <i>et al.</i> , 2014; Lopes e Alencar, 2010.
END	$\frac{\text{Dívida Bruta Total}}{\text{Capital Próprio}}$	+	Controla o nível de endividamento da empresa.	Leuz e Verrechia, 2000; Daske, 2006; Lopes e Alencar, 2010;
ROA	$\frac{LAJIR}{AT}$	-	Controla a rentabilidade	Leuz e Verrechia, 2000; Ernstberger e Vogler, 2010; Lopes e Alencar, 2010.
CRESC	$\frac{\text{Receitas no ano } t}{\text{Receitas no ano } t - 1}$	-	Controla o crescimento da empresa	Lopes e Alencar, 2010.
D_{NM}	Variável <i>dummy</i> com valor igual a 1 se a empresa está listada no Novo Mercado da B3 e valor 0 caso contrário.	-	Controla a estrutura de governança corporativa da empresa,	Rezende, Almeida e Lemes, 2015; Ernstberger e Vogler, 2010.
D_{NYSE}	Variável <i>dummy</i> com valor igual a 1 se a empresa está listada na NYSE e valor 0 caso contrário.	-	Controla o nível de divulgação de informações financeiras das empresas	Daske, 2006; Rezende, Almeida e Lemes, 2015.
D_{CRIS}	Variável <i>dummy</i> com valor igual a 1 se a observação ocorrer em um ano de crise econômica brasileira e 0 caso contrário.	+	Controla o cenário macroeconômico do país.	-

Quadro 3 - Variáveis do modelo para análise do risco não sistemático do custo de capital (conclusão)

NOTA: NA – não se aplica; Ret é o retorno anual da ação; D_{IFRS} é a *dummy* que identifica a adoção das normas contábeis internacionais pela empresa; log (BAS) é o logaritmo natural da média anual do *bid-ask spread* da ação; BETA é o prêmio pelo risco sistemático da empresa calculado pelos modelos *CAPM*, *CAPM* ampliado, três fatores ou três fatores ampliado; END é a variável de controle pelo nível de endividamento da empresa; ROA é a variável de controle da rentabilidade da empresa calculada pelo retorno sobre os ativos; CRESC é a variável de controle pelo crescimento da empresa; D_{NM} é a *dummy* que identifica a listagem da ação no Novo Mercado, nível máximo de governança da B3; D_{NYSE} é a *dummy* que identifica que a empresa possui ADR negociada na NYSE; D_{CRIS} é a *dummy* que identifica os anos de crise.

FONTE - Elaboração própria.

O risco sistemático foi mensurado de acordo com o modelo *CAPM*, *CAPM* aumentado, o modelo de três fatores e o modelo de três fatores aumentado (ambos aumentados com a inclusão da *dummy* D_{IFRS}). O modelo também inclui variáveis de controle. Assim, foi possível testar as hipóteses **H₂**, **H₃** e **H₅**, ou seja, se a adoção das *IFRS* reduz o custo de capital das empresas, se existe um componente oriundo da redução do

risco não sistemático e se existe um componente oriundo da redução da assimetria informacional. Ainda foi possível testar se a adoção das *IFRS* teve algum efeito adicional sobre o custo de capital, que pode advir, por exemplo, da melhoria do alinhamento entre gerentes e investidores (DASKE, 2006, LEUZ e WYSOCKI, 2016). Assim, será empregada a seguinte equação de regressão:

$$\text{Ret}_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 \text{D}_{IFRSi,t} + \beta_2 \log(\text{BAS})_{i,t} + \beta_3 \text{BETA}_{i,t} + \beta_4 \text{END}_{i,t} + \beta_5 \text{ROA}_{i,t} + \beta_6 \text{CRESC}_{i,t} + \beta_7 \text{D}_{NMi,t} + \beta_7 \text{D}_{NYSEi,t} + \beta_8 \text{D}_{CRIST} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

O coeficiente β_1 mensura o efeito direto da adoção obrigatória das *IFRS* sobre o custo de capital das empresas. β_2 mensura o efeito direto da redução da assimetria informacional, medido pelo logaritmo do *bid-ask spread* a partir da adoção das *IFRS* sobre o custo de capital próprio. Mesmo que a regressão na primeira etapa tenha mostrado um efeito entre estas variáveis, este poderá se mostrar nulo nesta equação, o que significaria que todo o benefício da melhoria das informações é captado no risco sistemático. Finalmente, β_3 mede quanto da variação do retorno das ações pode ser atribuído ao risco sistemático da empresa.

Fama e French (1993) afirmam que o modelo de determinação do custo de capital que inclui, além do risco de mercado, os fatores *Small minus Big* e *High minus Low* é capaz de captar a maior parte das variações comuns dos retornos das ações, inclusive aquelas ligadas à rentabilidade e às oportunidades de crescimento das ações. Não obstante, para controle da regressão da equação 8, foram incluídas as variáveis rentabilidade e crescimento, de forma a separar influências destas variáveis sobre o retorno das ações, sejam elas diversificáveis ou não.

Embora Modigliani e Miller (1958) tenham conferido formalização matemática à teoria moderna da estrutura de capital sobre o argumento de que esta não afeta o custo de capital da empresa, diversos trabalhos que se seguiram mostraram a influência do endividamento sobre o custo de capital, em que se destacam a teoria do *trade-off* e a *pecking order theory* (FRANK e GOYAL, 2011; JENSEN e MECKLING, 1976; MYERS, 1984). Assim, foi incluída a variável endividamento para controlar seus efeitos sobre o custo de capital das empresas.

Ademais, foram incluídas as variáveis *dummy* Novo Mercado, NYSE e Crise assim como na equação 6. Assim como explicado no item 3.6, essas variáveis buscam

controlar os efeitos das práticas de governanças corporativa, da melhoria das informações contábeis e acompanhamento de analistas das empresas listadas nos Estados Unidos e das crises econômicas do Brasil. Essas são características próprias das firmas ou ambientais que podem interferir no custo de capital das empresas, seja pela mudança na assimetria de informação entre empresas e mercado, seja por melhorias nos controles sobre as ações dos gestores empresariais, seja por mudanças estruturais nas expectativas de mercado, seja por outros fatores, que devem ser separadas dos efeitos oriundos da melhoria da qualidade das informações financeiras que vêm com as *IFRS*.

Ressalta-se que a regressão (8) foi rodada quatro vezes, aplicando os resultados dos modelos *CAPM*, *CAPM* ampliado, três fatores e três fatores ampliado, ambos calculados na segunda etapa da análise. Assim, foi possível verificar qual dos dois modelos apresenta melhor poder explicativo para o custo de capital próprio das empresas brasileiras de capital aberto.

A análise de regressão utilizou as técnicas dos mínimos quadrados ordinários (MQO) para dados em painel (*pooled*), efeitos fixos e aleatórios, sendo aplicados testes de autocorrelação e heterocedasticidade (HEIJ et al., 2004; CORE et al., 2014).

O quadro 4 apresenta a estrutura da análise empírica dividida nas diferentes etapas, em que são descritos o objetivo e os trabalhos de referência de cada uma.

Etapa	Objetivo	Trabalhos de Referência
Análise dos efeitos da adoção das <i>IFRS</i> sobre a assimetria informacional no mercado de capitais	Testar H₁ : a adoção obrigatória das <i>IFRS</i> pelas empresas brasileiras de capital aberto levou à redução da assimetria informacional no mercado de capitais brasileiro.	Rad e Embong, 2014; Rezende <i>et al.</i> , 2015; Campos-Espinoza <i>et al.</i> , 2015.
Análise dos efeitos sobre o risco sistemático das empresas	Testar H₂ : a adoção obrigatória das <i>IFRS</i> pelas empresas brasileiras de capital aberto levou à redução dos custos de capital próprio. Testar H₄ : a redução do custo de capital próprio pela adoção das <i>IFRS</i> se deu pela redução do risco sistemático das empresas.	Fama e French, 1993; Ernstberger e Vogler, 2008; Core <i>et al.</i> , 2014.

Quadro 4 – Descrição das etapas da análise econométrica (continua)

<p>Análise dos efeitos sobre o custo de capital das empresas</p>	<p>Testar H₂: a adoção obrigatória das <i>IFRS</i> pelas empresas brasileiras de capital aberto levou à redução dos custos de capital próprio.</p> <p>Testar H₃: a redução do custo de capital próprio pela adoção das <i>IFRS</i> se deu pela redução da assimetria informacional entre investidores de liquidez e investidores bem informados.</p> <p>Testar H₅: a redução do custo de capital próprio pela adoção das <i>IFRS</i> se deu pela redução do risco não sistemático das empresas</p>	<p>Ernstberger e Vogler, 2008; Core <i>et al.</i>, 2014.</p>
--	--	--

Quadro 4 – Descrição das etapas da análise econométrica (conclusão)

FONTE - Elaboração própria.

4. RESULTADOS

4.1. Efeitos da adoção das *IFRS* sobre a assimetria informacional no mercado de capitais

A tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas (média, desvio-padrão e número de observações) do *bid-ask spread* para cada uma das 33 empresas para as quais foi possível obter os dados do *bid-ask spread* na base de dados da *Quantum Axis*. Observa-se que o *bid-ask spread* médio varia de -0,2051 referente a Weg até 0,9764 da Eletropaulo. Os desvios-padrões variaram de 0,0025 até 1,6376. Porém, 28 das 33 empresas apresentam média do *bid-ask spread* inferior a 0,03, e 25 das 33 apresentaram desvio-padrão abaixo de 0,03.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas do *bid-ask spread* (continua)

Empresa	Média	Desvio-padrão	N
Ambev S/A	0,0296	0,0303	17
BRF	0,0129	0,1838	17
Bradesco	0,0103	0,0060	17
Bradespar	0,0090	0,0058	17
Banco do Brasil	0,0054	0,0053	17
Braskem	0,0053	0,0025	15
CCR	0,0119	0,0172	16
CIA Hering	0,0967	0,1426	17
Cemig	0,0073	0,0041	17
Copel	0,0075	0,0036	17
Eletróbrás	0,0082	0,0078	17
Eletropaulo	0,9764	1,6376	10
Embraer	0,0067	0,0046	17
Engie	0,0115	0,0087	16
Gerdau	0,0043	0,0040	17
Gerdau Metalúrgica	0,0083	0,0063	17
Iochpe-Maxion	0,0707	0,0772	17
ItaúUnibanco	0,0040	0,0026	17
Itaú S/A	0,0052	0,0033	17
Light S/A	0,0067	0,0032	16
Lojas Americanas	0,0738	0,1238	17
Marcopolo	0,0131	0,0130	17
Pão de Açúcar	0,0035	0,0018	10
Petrobras	0,0035	0,0073	17
Randon	0,0117	0,0146	17
Sabesp	0,0089	0,0070	17
CSN	0,0054	0,0049	17
TIM	0,0078	0,0049	13

Tabela 2 – Estatísticas descritivas do *bid-ask spread* (conclusão)

Empresa	Média	Desvio-padrão	N
Telefônica	0,0120	0,0097	17
Transmissão Paulista	0,0054	0,0026	10
Usiminas	0,0039	0,0027	17
Vale	0,0085	0,0085	17
Weg	-0,2051	0,3275	17
Total	0,0269	0,2654	531

FONTE - Elaboração própria.

A tabela 3 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis dependentes, independentes e de controle da equação (3), que analisa o efeito da adoção das *IFRS* sobre o *bid-ask spread*, para a amostra completa e para as subamostras de empresas com e sem adoção das *IFRS*. Para esta primeira análise, foram utilizadas apenas as 531 observações que apresentavam valores de *bid-ask spread*. Destas, 283 observações foram de empresas que não utilizavam as normas internacionais de contabilidade naqueles anos, enquanto 247 observações foram com a adoção das *IFRS*. Foi identificado um *outlier* no valor do *bid-ask* com valor superior a 5, enquanto os demais valores estão sempre abaixo de 1. Assim, o mesmo foi excluído, resultando em 530 observações.

Tabela 3 – Estatísticas descritivas das variáveis da equação (3)

Variáveis	Amostra completa (N = 530)				<i>IFRS</i> = 0 (N = 283)				<i>IFRS</i> = 1 (N = 247)			
	Média	Desv. Padr.	Min	Max	Média	Desv. Padr.	Min	Máx	Média	Desv. Padr.	Min	Max
<i>Bid-ask</i>	0,0164	0,1069	-0,8320	0,7122	0,0156	0,1240	-0,8320	0,4619	0,0172	0,0835	-0,0019	0,7122
<i>IFRS</i>	0,4660	0,4993	0	1	0,0000	0,0000	0	0	1,0000	0,0000	1	1
Volume (em mil)	14.500	117.000	0	2.080.000	23.200	159.000	0	2.080.000	4497	7895	5	57.400
Preço médio	12,38	12,03	0,15	98,35	8,35	7,53	0,1460	38,03	16,99	14,36	1,37	98,35
Risco	1,7566	1,8582	0,0098	17,9041	1,3958	1,7047	0,0098	10,5945	2,1699	1,9424	0,1030	17,9041
Novo Mercado	0,2547	0,4361	0	1	0,1908	0,3936	0	1	0,3279	0,4704	0	1
<i>NYSE</i>	0,4604	0,4989	0	1	0,4523	0,4986	0	1	0,4696	0,5001	0	1
Crise	0,1941	0,3959	0	1	0,1357	0,3431	0	1	0,2551	0,4368	0	1

FONTE - Elaboração própria.

Nota-se que o *bid-ask spread* médio é de 0,0164, com desvio-padrão de 0,1069, limite

inferior de -0,8320 e limite superior de 0,7122. O valor de *bid-ask* médio é menor para as observações sem adoção das *IFRS*, com média de 0,0156, frente à média de 0,0172 para observações com adoção. No entanto, o desvio-padrão das primeiras é maior que das últimas, indicando maior volatilidade do *bid-ask* quando da não adoção das normas internacionais. De acordo com a hipótese 1, a adoção das *IFRS* levaria a uma redução do *bid-ask spread*, mas observa-se nas estatísticas descritivas que este se elevou a partir de 2010. No entanto, as médias do *bid-ask spread* pré e pós-*IFRS* não são significativamente diferentes³. Estes valores diferem do observado no trabalho de Rezende et al. (2015) no qual verificou-se redução da média do *bid-ask spread* entre 68 empresas entre os anos de 2008 e 2009 (pré-*IFRS*) e os anos de 2010 e 2011 (pós-*IFRS*).

A variável volume de negociação, que controla a regressão pela liquidez da ação, apresentou valor médio de 14.500.000, variando entre 0 e mais de 2 bilhões de volume. O volume de negociações médio bem como o seu desvio-padrão foram menores nas observações com adoção das *IFRS*. A variável preço médio, que controla pela amplitude do preço e a proporção da variação, apresentou média de 12,378, variando entre 0,146 e 98,353. O preço médio e seu desvio-padrão são maiores para as observações com adoção das *IFRS*, o que é esperado tendo em vista a adoção obrigatória a partir de 2010 e a tendência de elevação dos preços ao longo do tempo. A variável risco, que controla pela volatilidade do preço da ação da empresa, apresentou valor médio igual a 1,7566, variando entre 0,0098 e 17,9041. Na média, o risco com adoção das *IFRS* é maior, bem como o desvio-padrão.

A variável *dummy* Novo Mercado, que controla pelo grau de governança das empresas, apresentou média de 0,2547, o que significa que pouco mais de um quarto das observações correspondiam a anos em que as empresas faziam parte do Novo Mercado de Governança Corporativa. Após a adoção das *IFRS*, há mais empresas da amostra que integram o Novo Mercado, como se observa pela média mais alta na *dummy* Novo Mercado, o que é esperado tendo em vista que o Novo Mercado se iniciou em 2001, e, para se alcançar os níveis de governança necessários para integrar este segmento de listagem, é necessário que as empresas passem por aperfeiçoamento de gestão que pode requerer tempo. A variável *dummy* da NYSE, que controla a regressão pela existência de títulos negociáveis na bolsa de Nova York, apresentou média de 0,4604, o que mostra que quase metade das observações da amostra era de empresas em anos que possuíam *ADRs*. A média desta variável é praticamente

³ O teste t de *Student* da diferença entre as médias teve um valor de -0,1758.

a mesma quando separada entre observações com adoção das *IFRS* e sem. A *dummy* crise, que controla pelas flutuações observadas em anos de crise, teve média de 0,1941, portanto um menor número de observações ocorreu em anos de decréscimo do PIB brasileiro, sendo que houve mais anos de crise após a adoção obrigatória das *IFRS*, no caso 2015 e 2016, enquanto houve apenas um ano de crise antes, em 2009. Isso reflete na média mais elevada da variável crise após adoção das *IFRS*.

A tabela 4 apresenta a correlação de Pearson entre as variáveis dependente, independente e de controle da equação 3. A correlação mais forte identificada é entre o preço médio e o risco, acima de 0,6, o que é esperado tendo em vista que quanto mais elevados os preços, maior é a volatilidade do ativo em termos nominais. Também é notada correlação média, acima de 0,3, entre a *dummy IFRS* e o preço médio, possivelmente em vista da tendência de elevação do nível dos preços ao longo do tempo, ao passo que as *IFRS* se tornaram obrigatórias a partir de 2010. A variável *bid-ask* apresenta correlação fraca com todas as variáveis da equação 1, inclusive valor muito baixo em relação à variável *IFRS*.

Tabela 4 – Correlação das variáveis da equação (3)

	<i>Bid-ask</i>	<i>IFRS</i>	Volume	Preço Médio	Risco	Novo Mercado	NYSE	Crise
<i>Bid-ask</i>	1,0000							
<i>IFRS</i>	0,0097	1,0000						
Volume	-0,0104	-0,0726	1,0000					
Preço Médio	0,0450	0,3362	-0,0647	1,0000				
Risco	0,1741	0,1818	-0,0624	0,6686	1,0000			
Novo Mercado	-0,0463	0,134	-0,0564	0,0818	-0,0273	1,0000		
NYSE	-0,0716	0,0123	0,0872	0,2887	0,1215	-0,1306	1,0000	
Crise	0,0024	0,1509	-0,0308	0,0586	0,157	0,0656	0,016	1,0000

FONTE - Elaboração própria.

A tabela 5 apresenta os resultados das regressões da equação (3) utilizando as técnicas de mínimos quadrados ordinários *pooled*, efeitos fixos e efeitos aleatórios. Também foram analisadas as técnicas de regressão para o modelo com as variáveis *bid-ask*, volume, preço médio e risco em formato de logaritmo, conforme utilizado por Leuz e Verrechia (2000) e Rezende et al. (2015). O uso da forma logarítmica permite avaliar efeitos das variáveis independentes sobre a variável dependente em termo de variações sobre variações, ou seja, em termos de elasticidade constante (GREENE, 2012). O uso da forma logarítmica implica a exclusão de dez observações que apresentavam valor de *bid-ask spread* negativo, fazendo com que a amostra passasse a ter 520 observações.

Tabela 5 – Análise das regressões do *bid-ask spread* em relação a adoção das IFRS

Regressão na forma original				Regressão na forma logarítmica			
Variáveis	<i>Pooled</i>	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios	Variáveis	<i>Pooled</i>	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios
<i>IFRS</i>	0,0015	-0,0023	-0,0020	<i>IFRS</i>	-0,4890***	-0,6199***	-0,6109***
Volume	0,0000	0,0000	0,0000	Log Volume	-0,2276***	-0,0640**	-0,1002***
Preço Médio	-0,0008*	-0,0011*	-0,0009*	Log Preço Médio	-0,3635***	-0,5136***	-0,4818***
Risco	0,0133**	0,0009	0,0027	Log Risco	0,0326	0,0185	0,0205
Novo Mercado	-0,0091	0,0109	0,0032	Novo Mercado	0,0149	-0,5726**	-0,3421*
<i>NYSE</i>	-0,0158*	-0,0009	-0,0121	<i>NYSE</i>	0,0076	-0,5778***	-0,3752**
Crise	-0,0071	-0,0005	-0,0010	Crise	-0,0021	-0,0438	-0,0386
Constante	0,0126	0,0276	0,0340	Constante	-0,9075***	-2,3198***	-2,0097***
N	505	505	505	N	496	496	496
R ²	0,0468	0,0129	0,0038	R ²	0,6406	0,7501	0,7435
B-P	chi2 = 185,66 e p>chi2 = 0,000			B-P	chi2 = 310,95 e p>chi2 = 0,0000		
Wald	chi2 = 1,60E+08 e p>chi2 = 0,000			Wald	chi2 = 913,68 e p>chi2 = 0,0000		
Wooldridge	chi2 = 848,2 e p>chi2 = 0,000			Wooldridge	chi2 = 11,879 e p>chi2 = 0,0016		
S-H	chi2 = 20,893 e p>chi2 = 0,0036			S-H	chi2 = 79,865 e p>chi2 = 0,0000		
Teste - F	0,25	p>F	0,9977	Teste - F	0,47	p>F	0,9471

Legenda: B-P = Breusch-Pagan; S-H = Sargan-Hansen (p<0,05 indica que efeitos aleatórios apresenta coeficientes inconsistentes); Teste F = hipótese conjunto dos regressores para os anos (p>0,05 indica que efeitos fixos não difere do *pooled*).

Nota: *, **, *** denota significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

FONTE - Elaboração própria.

Na tabela 6, são apresentadas as variações percentuais do *bid-ask spread* em vista das variáveis *dummy* do modelo, ou seja, transformam-se os coeficientes da regressão linear logarítmica em valores percentuais calculando os exponenciais na base *e*.

Tabela 6 – Efeitos das variáveis *dummy* IFRS, Novo Mercado, NYSE e Crise sobre o *bid-ask spread* em valores percentuais, segundo modelo logarítmico.

Variáveis	<i>Pooled</i>	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios
<i>IFRS</i>	-38,67%***	-46,20%***	-45,71%***
Novo Mercado	1,51%	-43,59%**	-28,97%*
<i>NYSE</i>	0,76%	-43,89%***	-31,29%**
Crise	-0,21%	-4,29%	-3,79%

Nota: *, **, *** denota significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

FONTE - Elaboração própria.

Conforme se observa na tabela 5, o teste de Wooldridge apontou para a existência de correlação serial de primeira ordem no painel. Os testes de Breusch-Pagan e de Wald modificado indicaram que a variância dos erros não é constante. Assim, foram utilizados erros

padrões robustos para *cluster*, uma vez que, mesmo na presença de autocorrelação e heterocedasticidade, os estimadores das regressões são eficientes. O teste de Sargan-Hansen indica que há diferença sistemática nos coeficientes utilizando efeitos fixos e efeitos aleatórios, o que significa que os efeitos fixos são mais adequados. No entanto, o teste de Wald conjunto para as *dummies* de ano no modelo de efeitos fixos apontou para a não rejeição da hipótese nula, de forma que não se pode afirmar que há diferença significativa entre os anos. Desta forma, verifica-se que o modelo *pooled* é o mais apropriado para a análise dos efeitos das *IFRS* sobre o *bid-ask spread*.

Observa-se que, no modelo simples, a variável preço médio apresenta coeficiente significativo ao nível de significância de 10% nos três modelos de regressão utilizados e as variáveis risco e *NYSE* apresentam coeficientes significativos quando se usa o modelo MQO *pooled*. O preço médio possui efeito negativo sobre o *bid-ask spread*, a despeito do valor baixo apresentado pelo seu coeficiente, ao contrário do previsto, uma vez que se esperava que o aumento dos preços significassem aumento dos custos de retenção da ação pelos *dealers*. Em relação ao risco, o coeficiente apresentou valor positivo de 0,0133 conforme esperado, indicando que quanto mais volátil o preço do papel da empresa, maior seu *bid-ask spread*. Quanto à *dummy NYSE*, o coeficiente teve valor negativo de -0,0158, ou seja, empresas com *ADRs* têm menor assimetria de informação uma vez que as exigências de informações financeiras são mais rígidas e o acompanhamento dos analistas de mercado é mais intenso. As demais variáveis apresentaram resultados não significativos, e o poder explicativo do modelo, o R^2 , é muito baixo para os três casos, variando entre 0,038% (R^2 overall) e 4,68%.

Quando se utiliza o modelo logarítmico, o poder explicativo das regressões aumenta consideravelmente, variando de 64,06%, utilizando MQO *pooled*, até 75,01% com efeitos fixos. Com a técnica *pooled*, os coeficientes das variáveis *IFRS*, log do volume e log do preço médio são significativos. As três variáveis possuem uma relação inversa com o *bid-ask spread*, ou seja, a utilização das normas contábeis internacionais e a elevação do volume de negociações bem como do preço médio das ações resultam em reduções do *bid-ask* dos papéis negociados. Observa-se na tabela 6 que a adoção das *IFRS* trouxe redução substancial para os valores *bid-ask spread*, variando desde 38,67% com o modelo *pooled* até 46,2% com o uso de efeitos fixos. Os efeitos de variações no volume e do preço médio também são bem representativos, sendo que um aumento de 1% do volume de negociações leva a uma redução de 0,22% no *bid-ask*, enquanto o aumento de 1% no preço médio resulta em queda de 0,36% do *bid-ask*.

Utilizando efeitos fixos ou efeitos aleatórios, há significância dos coeficientes das variáveis *IFRS*, volume, preço médio e listagem na *NYSE*. Para o modelo de efeitos aleatórios, também há significância do coeficiente do Novo Mercado. De acordo com a regressão por efeitos fixos, a adoção das *IFRS* representou uma redução do *bid-ask* das ações de 46,2%. A redução advinda das *IFRS* é, em média, maior que a queda do *bid-ask* em vista das práticas de governança das empresas listadas no Novo Mercado, de 43,59%, e maior também que a queda em vista da listagem na *NYSE*, de 43,89%. Observa-se que o efeito de variações do volume de negociações é menos expressivo para os efeitos fixos que para o *pooled*, enquanto variações do preço médio das ações têm efeito maior sobre o *bid-ask* usando efeitos fixos. Aumentos percentuais do volume de negociações levam à redução de 0,06% do *bid-ask*, enquanto elevações percentuais do preço médio levam a reduções de 0,51% do *bid-ask spread*.

Os resultados das regressões corroboram a primeira hipótese (H_1) deste trabalho de que a adoção obrigatória das *IFRS* pelas empresas brasileiras de capital aberto levou à redução da assimetria informacional no mercado de capitais brasileiro. Eles reforçam as evidências encontradas na literatura internacional de que a mudança para as normas contábeis reduz as assimetrias informacionais, observado na redução do *bid-ask spread* (LEUZ e VERRECHIA, 2000; RAD e EMBONG, 2014; CAMPOS-ESPINOZA et al., 2015). Também vão de encontro aos resultados de Rezende, Almeida e Lemes (2015) que verificou redução do *bid-ask spread* em empresas brasileiras de capital aberto nos primeiros dois anos de adoção das *IFRS*. O efeito das *IFRS* sobre o *bid-ask* verificado neste estudo foi o dobro do encontrado por Rezende, Almeida e Lemes (2015), de -38,67% e -19,3%, respectivamente. A diferença pode estar relacionada à amostra das empresas, mas também é um sinal de que há um aumento do efeito positivo das *IFRS* após anos de adoção, tendo em vista o aperfeiçoamento regulatório e a adaptação dos atores, sejam eles produtores ou usuários da informação financeira, às novas regras.

Destaca-se que, além da *dummy IFRS*, as variáveis volume de negociações, Novo Mercado e listagem na *NYSE* apresentaram coeficientes com valores negativos conforme esperado, ou seja, o fato de ter elevado volume de negociações na B3, apresentar boas práticas de governança e possuir programa de *ADR* reduz o *bid-ask spread*, uma vez que todas estas variáveis apontam para melhor nível de informação do mercado sobre as finanças da empresa e melhoram a previsão dos fluxos de caixa futuros pelos investidores (LEUZ e VERRECHIA, 2000; CAMPOS-ESPINOZA, 2015; REZENDE, ALMEIDA E LEMES, 2015).

No entanto, o preço médio também apresentou coeficiente negativo, quando se

esperava resultado contrário. A variável de controle preço médio tem como objetivo controlar a variação do *bid-ask spread* em relação à variação da elevação dos custos do *trader* de reter ações mais caras. Rezende, Almeida e Lemes (2015) e Campos-Espinoza et al. (2015) também utilizaram a variável preço médio como controle da equação com resultados diferentes dos encontrados nesta pesquisa. Enquanto Rezende Almeida e Lemes (2015) encontraram efeito positivo do logaritmo do preço sobre o *bid-ask spread*, Campos-Espinoza (2015) verificaram que a variável preço médio não é estatisticamente significativa para empresas chilenas. A causa para este coeficiente negativo pode ser o fato de o preço de mercado tender a se elevar ao longo do tempo.

Com o passar do tempo, é esperado que, por um lado, o mercado financeiro conheça melhor as empresas e, por outro, que as empresas aperfeiçoem suas formas de comunicação com o mercado financeiro sobre seus resultados e fluxos de caixa. Tal evolução temporal não pode ser captada integralmente pelas variáveis *IFRS* e Novo Mercado uma vez que se tratam de *dummies* com valores 0 ou 1. Assim, o coeficiente do preço médio, por ter esta tendência de crescimento temporal, pode estar refletindo aperfeiçoamentos contínuos das empresas em relação às informações divulgadas para o mercado financeiro ao longo do tempo, de forma a apresentar uma relação negativa com o *bid-ask spread*. A verificação de tal hipótese, porém, não é objeto deste trabalho.

4.2. Efeitos da adoção das *IFRS* sobre o risco sistemático das empresas

Nesta etapa foram analisados os resultados das regressões dos modelos *CAPM*, *CAPM* ampliado, três fatores de Fama e French (1993) e três fatores de Fama e French (1993) ampliado para as seis carteiras construídas com base nos trabalhos de Fama e French (1993), Ernstberger e Vogler (2010) e Core et al. (2014). As seis carteiras foram construídas a partir de 1.676 observações anuais de 120 empresas brasileiras não financeiras de capital aberto no período de 2002 a 2017. Foram obtidas 16 observações para cada carteira, totalizando 96 observações. Para avaliar se a adoção obrigatória do padrão contábil internacional no Brasil a partir de 2010 alterou o risco sistemático das empresas foram observados os resultados dos coeficientes das variáveis explicativas, do poder explicativo das regressões e do intercepto, que segundo Fama e French (1993) é uma importante medida para verificar a adequação do modelo.

A tabela 7 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis dependente, independente e de controle da equação (5) que objetiva mensurar os efeitos da adoção das *IFRS* sobre o

risco sistemático, ou seja, sobre o beta, das empresas. Em sua segunda parte, constam as estatísticas descritivas dos retornos das seis carteiras utilizadas para a análise. A tabela apresenta as informações em relação à amostra completa e os subconjuntos da amostra antes e após a adoção das *IFRS*. A amostra total é composta de 96 observações (6 carteiras x 16 anos), enquanto os subconjuntos são compostos de 48 observações cada.

Tabela 7 – Estatísticas descritivas das variáveis da equação (5)

PARTE I – Estatísticas agregadas para o conjunto das carteiras												
	Amostra Completa (N = 96)				Pré- <i>IFRS</i> (N = 48)				Pós- <i>IFRS</i> (N = 48)			
	Média	Desv. Padr.	Min.	Max.	Média	Desv. Padr.	Min.	Max.	Média	Desv. Padr.	Min.	Max.
<i>R-R_f</i>	0,3011	0,6342	-0,6998	2,8661	0,5177	0,7795	-0,6998	2,8661	0,0845	0,3311	-0,4397	1,1327
<i>R_m-R_f</i>	0,0290	0,3526	-0,5435	0,7423	0,1361	0,4395	-0,5435	0,7423	-0,0780	0,1863	-0,2968	0,2287
<i>SMB</i>	0,3368	0,5248	-0,1541	1,8364	0,6088	0,6205	-0,1541	1,8364	0,0649	0,1437	-0,1112	0,3418
<i>HML</i>	0,2318	0,4193	-0,2817	1,2873	0,3526	0,4245	-0,2817	1,2873	0,1111	0,3814	-0,2274	0,9488
<i>IFRS</i>	0,5000	0,5026	0,0000	1,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	1,0000	0,0000	1,0000	1,0000
PARTE II – Estatísticas do retorno por carteira												
	Amostra Completa				pré- <i>IFRS</i>				pós- <i>IFRS</i>			
	Média	Desv. Padr.	Min	Max	Média	Desv. Padr.	Min	Max	Média	Desv. Padr.	Min	Max
<i>SH</i> (N=16)	0,7026	0,8619	2,1222	-0,4101	1,1607	0,9437	2,1222	-0,4101	0,2445	0,4706	1,0356	-0,3210
<i>SM</i> (N=16)	0,3736	0,5444	1,4620	-0,6070	0,6473	0,6399	1,4620	-0,6070	0,1000	0,2334	0,3953	-0,1694
<i>SL</i> (N=16)	0,3324	0,8828	2,8661	-0,6998	0,6583	1,1683	2,8661	-0,6998	0,0064	0,2492	0,3470	-0,3634
<i>BH</i> (N=16)	0,1479	0,4522	1,1327	-0,4397	0,2288	0,3845	0,7342	-0,3040	0,0671	0,5247	1,1327	-0,4397
<i>BM</i> (N=16)	0,1958	0,4224	1,0902	-0,4995	0,3853	0,5047	1,0902	-0,4995	0,0063	0,2130	0,3878	-0,2493
<i>BL</i> (N=16)	0,0545	0,2568	0,5185	-0,5268	0,0260	0,3253	0,5185	-0,5268	0,0829	0,1834	0,4566	-0,0916

FONTE - Elaboração própria.

Observa-se que o retorno das empresas, descontado da Selic (o retorno livre de risco), apresentou média de 30,1% ao ano, com desvio-padrão de 63,4% e valores que variaram entre perdas de 69,9% e ganhos de 286,6%. O retorno no período anterior à adoção das *IFRS* foi em média quase 7 vezes superior ao observado a partir da adoção das *IFRS*, de 51,8% e 8,4% respectivamente. O desvio-padrão do retorno foi de 77,9% antes da obrigação do uso das normas internacionais, com valor mínimo de -69,9% e valor máximo de 286,6%. Após a adoção das *IFRS*, o desvio-padrão reduziu para 33,1% e os valores do retorno flutuaram de -43,9% a 113,2%. Esses valores são, a princípio, coerentes com a hipótese 2 de que a adoção obrigatória das *IFRS* reduziu o custo de capital próprio das empresas brasileiras de capital aberto, uma vez que a redução do retorno médio das empresas pode ser resultado da melhor previsibilidade do fluxo de caixa das empresas oriundo da mudança de normas contábeis.

Também são coerentes com a hipótese 4 de que a adoção das normas internacionais reduziu o risco sistemático das empresas, uma vez que foi observada uma queda representativa no retorno do conjunto das empresas (DASKE, 2006; LAMBERT, LEUZ e VERRECHIA, 2007).

O retorno de mercado, referenciado pelo Ibovespa, apresentou média de 2,9%, com desvio-padrão de 35,2%, com limite inferior de -54,3% e limite superior de 74,2%. A média do retorno de mercado foi positiva em 13,6% do período de 2002 a 2009, porém negativa em -7,8% de 2010 a 2017. Essa queda do mercado se deve, em parte, à crise de 2015 e 2016 e à estagnação econômica que antecipou a recessão iniciada em 2014. Antes da adoção das *IFRS*, o desvio-padrão foi de 43,9%, o valor mínimo de -54,3% e máximo de 183,6%. Após a adoção, o desvio-padrão reduziu para 18,6%, a mínima foi de -29,6% e a máxima de 22,8%.

O fator *Small minus Big (SMB)*, que mensura o prêmio adicional das pequenas empresas em relação às grandes, teve valor médio na amostra geral de 33,6% e desvio-padrão de 52,4%, com mínima de -15,4% e máxima de 183,6%. No subconjunto pré-*IFRS*, o valor médio praticamente dobra, chegando a 60,8%, com desvio-padrão de 62%, mínima de -15,4% e máxima de 183,6%. Quando se consideram somente as observações a partir da adoção das normas internacionais, a média do prêmio adicional do fator *SMB* cai para 6,4%, com desvio-padrão de 14,3%, mínima de -11,1% e máxima de 34,1%.

O fator *High minus Low (HML)*, que mensura o prêmio adicional das empresas com alto valor *book-to-market* em relação às empresas em que esta relação é baixa, teve valor médio de 23,1% e desvio-padrão de 41,9%, com limite inferior de -28,1% e limite superior de 128,7%. Considerando apenas o período anterior à adoção obrigatória das *IFRS*, a média do fator *HML* aumenta para 35,2%, o desvio-padrão passa para 42,4%, sendo o limite inferior de -28,1% e o superior de 128,7%. No período posterior à adoção das *IFRS*, o fator *HML* apresenta média de 11,1%, desvio-padrão de 38,1%, valor mínimo de -22,7% e valor máximo de 94,8%. Assim, é possível afirmar que todos os fatores de precificação do ativo do modelo *CAPM* e do modelo de três fatores apresentaram reduções expressivas no período pós-adoção das *IFRS*.

A variável independente *IFRS* apresenta média igual a 0,5 uma vez que o número de observações de 2002 a 2009 é igual ao de observações de 2010 a 2017 quando as *IFRS* se tornaram obrigatórias.

Em relação aos retornos médios das carteiras, observa-se que carteiras de empresas

pequenas têm retornos médios mais elevados que carteiras de empresas grandes. Da mesma forma, carteiras de empresas com elevado índice *book-to-market* têm retornos médios mais elevados que carteiras de empresas em que o valor deste índice é baixo. Assim, observa-se uma variação dos retornos médios das carteiras que flutua de retornos de 5,4% para as *Big and Low* até 70,2% para empresas *Small and High*. Esses valores são coerentes com as observações de Fama e French (1993) para o mercado americano e de Ernstberger e Vogler (2010) para o mercado alemão, nos quais os retornos de empresas pequenas e com alto índice *book-to-market* mostraram-se superiores. No entanto, o trabalho de Mussa, Rogers e Securato (2009) não observou este padrão nas empresas brasileiras de capital aberto no período de 1995 a 2007.

O retorno médio para cinco das seis carteiras foi mais elevado no período pré-*IFRS*, sendo a carteira *Big and Low* a exceção. Também em cinco das seis carteiras a dispersão dos retornos anuais foi menor no período pós *IFRS*, sendo que a exceção neste caso foi a carteira *Big and High*. O padrão de retornos médios mais elevados para empresas pequenas e com elevado valor *book-to-market* se manteve no período anterior e posterior à adoção das normas contábeis internacionais no Brasil.

A tabela 8 apresenta a correlação entre as variáveis dependente e independentes do modelo. O retorno real das carteiras possui correlação média para alta com o retorno de mercado, correlação média com o fator *SMB* e a *IFRS* e correlação baixa com o fator *HML*. Destaca-se que a adoção das *IFRS* é a única variável negativamente correlacionada ao retorno.

Tabela 8 – Correlação das variáveis da equação (5)

	<i>R-Rf</i>	<i>Rm-Rf</i>	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>IFRS</i>
<i>R-Rf</i>	1				
<i>Rm-Rf</i>	0,6161	1			
<i>SMB</i>	0,5365	0,3118	1		
<i>HML</i>	0,2463	0,5915	-0,2276	1	
<i>IFRS</i>	-0,3433	-0,3052	-0,5209	-0,2894	1

FONTE - Elaboração própria.

A tabela 9 apresenta os resultados da regressão da equação de custo de capital para as seis carteiras construídas utilizando o modelo *CAPM*, *CAPM* ampliado com inclusão das *IFRS*, Fama e French (1993) e Fama e French (1993) ampliado com inclusão das *IFRS*. A regressão do modelo *CAPM* tradicional revelou que o beta é estatisticamente significativo para cinco das seis carteiras. Os valores de beta variam entre 0,5519 para a carteira *Big and*

Low e 1,9059 para a carteira *Small and High*. A carteira *Small and Low* foi a única cujo beta não foi significativo. Destaca-se que o modelo *CAPM* apresentou elevado poder explicativo para a carteira *Big and Medium* (86,44%), *Big and High* (63,24%), *Big and Low* (60,62%), *Small and High* (64,1%) e *Small and Medium* (61,19%), mas baixo poder explicativo para a carteira *Small and Low* (14,86%).

Observam-se coeficientes significantes para os interceptos das carteiras *Big and Medium*, *Small and High* e *Small and Medium* que apontam que o modelo *CAPM* é pouco adequado para explicar o custo de capital destas carteiras. Conforme Fama e French (1993), a estimação do intercepto em equações que usam o retorno excedente como variável dependente e o retorno de portfólios de mercado eficientes como variável explicativa é uma boa medida para testar a qualidade do modelo. Um modelo bem especificado deveria obter interceptos que não são estatisticamente diferentes de zero.

Ao contrário de outros trabalhos que avaliaram o *CAPM* para empresas brasileiras e identificaram que o beta estimado pelo modelo é significativo e maior para empresas grandes do que para empresas pequenas (MUSSA, ROGERS e SECURATO, 2009; NODA, MARTELANC e KAYO, 2015), o resultado deste estudo indica que o beta é mais elevado para empresas pequenas do que para empresas grandes, ou seja, as empresas menores têm seu custo de capital mais intensamente relacionado com o risco de mercado⁴. Esse resultado, porém, é o mesmo que o encontrado por Fama e French (1993) para empresas americanas.

A incorporação da variável *IFRS* ao modelo *CAPM* não alterou a significância estatística dos betas, mas afetou seus valores que passaram a variar de 0,6360 para a carteira *Big and Low* até 1,6621 para a carteira *Small and High*. A variável *IFRS* apresentou significância estatística para as regressões das carteiras *Big and Low*, *Big and Medium*, *Small and High* e *Small and Medium*. Houve aumento do poder explicativo da regressão para as seis carteiras, com as maiores elevações ocorrendo nas carteiras *Big and Low* (aumento de 13,6%) e *Small and High* (aumento de 10,2%). Os coeficientes dos interceptos continuaram significativos para as carteiras *Small and Medium*.

Estes resultados indicam que a adoção das *IFRS* afetou o risco sistemático das empresas brasileiras de capital aberto, conforme exposto na hipótese H_4 , uma vez que a inclusão da variável apresentou significância estatística e melhorou o poder explicativo do

⁴ As diferenças dos resultados podem ter ocorrido em vista de diferenças metodológicas, em que ressaltamos a diferença de períodos de análise, periodicidade dos dados e critérios de seleção de empresas.

modelo. No entanto, o coeficiente da *dummy IFRS* para a carteira *Big and Low* mostra que a redução do custo de capital não ocorreu para todas as empresas que adotaram as *IFRS*. Verifica-se que os efeitos da adoção das normas contábeis internacionais foram mais expressivos para as empresas pequenas, com coeficientes entre -0,3260 e -0,5603. Embora o coeficiente não tenha sido significativo para a carteira *Small and Low*, o valor aponta que há um efeito negativo das *IFRS* sobre o custo de capital também para estas empresas. Ressalta-se que a constante apresentou significância estatística para a regressão de quatro carteiras, o que indica que o modelo CAPM ampliado também é pouco adequado para explicar os retornos das carteiras.

Tabela 9 – Resultados das regressões das 6 carteiras pelos modelos CAPM, CAPM com IFRS, Fama e French e Fama e French com IFRS

	<i>BH</i>	<i>BL</i>	<i>BM</i>	<i>SH</i>	<i>SL</i>	<i>SM</i>
Beta (CAPM)	0,9927***	0,5519***	1,0840***	1,9059***	0,9395	1,1757***
Constante	0,1191	0,0384	0,1643***	0,6472***	0,3051	0,3395***
R ²	0,6324	0,6062	0,8644	0,6416	0,1486	0,6119
Beta (CAPM com IFRS)	1,0171***	0,6360***	1,0135***	1,6621***	0,7232	1,0339***
<i>IFRS</i>	0,0561	0,1932**	-0,1620*	-0,5603**	-0,4971	-0,3260*
Constante	0,0903	-0,0606	0,2474***	0,9345***	0,5599*	0,5066***
R ²	0,6362	0,7431	0,9000	0,7438	0,2253	0,6986
Beta (Fama e French)	0,6196***	0,8830***	0,8458***	0,8394***	0,5760*	0,9330***
<i>SMB</i>	0,0638	-0,1694*	0,1283	1,1339***	1,3672***	0,5216***
<i>HML</i>	0,4881*	-0,3587**	0,2540*	0,7678***	-0,3854	0,0009
Constante	-0,0047	0,1690**	0,0691	0,1183	-0,0555	0,1706
R ²	0,7491	0,7796	0,8973	0,9674	0,9307	0,8525
Beta (Fama e French com IFRS)	0,5074*	0,8218***	0,9065***	0,7796***	0,4652	0,9908***
<i>SMB</i>	0,2437	-0,0715	0,0311	1,2296***	1,5448***	0,4289**
<i>HML</i>	0,6797**	-0,2544*	0,1504	0,8697***	-0,1962	-0,0978
<i>IFRS</i>	0,2436	0,1326	-0,1317	0,1296	0,2405	-0,1256
Constante	-0,2283	0,0473	0,1900	-0,0006	-0,2762	0,2859
R ²	0,7884	0,8157	0,9105	0,9705	0,9407	0,8597

Nota: *, **, *** denota significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

FONTE - Elaboração própria.

Ao regredir as seis carteiras pelo modelo de Fama e French (1993) de três fatores, observa-se um aumento do poder explicativo das regressões (R^2) em relação ao modelo *CAPM* e os coeficientes do prêmio pelo risco de mercado são significativos em todas as carteiras. Para as carteiras *Big and High* e *Big and Medium*, o retorno de mercado é estatisticamente significativo com valores de 0,6196 e 0,8458, respectivamente, bem como o fator *HML*, com valores de 0,4881 e 0,2540, respectivamente. Em relação à carteira *Big and Low*, observa-se que os três fatores apresentam significância estatística e os coeficientes são de 0,8830 para o beta, -0,1694 para o fator *SMB* e -0,3587 para o fator *HML*. O mesmo ocorre com a carteira *Small and High* em que há significância para os três fatores, sendo seus valores 0,8394 para o prêmio pelo retorno de mercado, 1,1339 para o fator *SMB* e 0,7678 para o fator *HML*. As carteiras *Small and Low* e *Small and Medium* tiveram coeficientes do retorno de mercado e do fator *SMB* estatisticamente significativos. Os coeficientes de retorno de mercado foram 0,5760 e 0,9330, enquanto os coeficientes do fator *SMB* foram 1,3672 e 0,5216, respectivamente.

O poder explicativo das regressões aumentou significativamente em relação ao modelo *CAPM* e se mostra alto para todas as carteiras, variando de 74,91% da carteira *Big and High* até 97,05% para a carteira *Big and Medium*. Observa-se também uma redução do valor do intercepto em relação ao modelo *CAPM* para cinco de seis carteiras, sendo a exceção o modelo *Big and Low* que passou a apresentar coeficiente positivo para o intercepto. No entanto, para as demais carteiras, é possível afirmar que o modelo de três fatores explica melhor o custo de capital das carteiras de ações tendo em vista que possui maior poder explicativo e Alfa de Jensen menores e não significativos.

Os resultados são coerentes com outros trabalhos internacionais e nacionais que demonstram a superioridade do modelo de três fatores frente ao modelo *CAPM* para explicar o custo de capital das empresas (FAMA e FRENCH, 1993; ERNSTBERGER e VOLGER, 2010; MUSSA, ROGERS e SECURATO, 2009; NODA, MARTELANC e KAYO, 2015). Para o caso brasileiro, assim como observado na tabela 9, Noda, Martelanc e Kayo (2015) mostraram que: i) o modelo de três fatores apresenta melhor poder explicativo e maior aderência (menos interceptos significantes) que o *CAPM*; ii) que o fator *SMB* é mais relevante para explicar o custo de capital dos portfólios compostos por empresas pequenas; e iii) que o fator *HML* é mais relevante para explicar os retornos de portfólios com empresas grandes, principalmente aqueles com elevado valor *book-to-market*. No caso deste trabalho, o fator *HML* também se mostrou relevante para explicar o custo de capital de empresas pequenas,

mas somente aquelas com elevado valor *book-to-market*.

O passo seguinte foi incorporar o fator *IFRS* ao modelo de Fama e French (1993). No entanto, a *dummy* para a adoção obrigatória das normas contábeis internacionais não apresentou significância estatística para nenhuma das carteiras e não aumentou substancialmente o poder explicativo das regressões. As regressões tiveram aumento de seu poder explicativo (R^2) abaixo de 4 pontos percentuais. Quanto aos interceptos, estes foram não significativos para todas as regressões. A inclusão da *dummy* reduziu o número de coeficientes significativos em algumas carteiras, quando comparado com o modelo de três fatores convencional. O prêmio pelo retorno de mercado deixou de ser significativo para a carteira *Small and Low*, o fator *SMB* para a carteira *Big and Low* e o fator *HML* para a carteira *Big and Medium*.

Os resultados apontam que as melhorias que as *IFRS* trouxeram ao modelo *CAPM* são, em grande parte, absorvidas pela inclusão dos fatores *SMB* e *HML* no modelo de explicação do custo de capital. Este resultado ainda indica a presença de autocorrelação entre a *dummy IFRS* e os fatores *SMB* e *HML* do modelo de Fama e French (1993).

É possível afirmar pelos resultados do *CAPM* ampliado que houve redução do risco sistemático das empresas brasileiras de capital aberto com a adoção das *IFRS*, conforme elencado na hipótese H_4 . Portanto, há evidências de que a melhoria das informações financeiras com a adoção das normas contábeis resultou na redução do risco sistemático das empresas brasileiras conforme apontado pela teoria (LEUZ e VERRECHIA, 2000; HAIL e LEUZ, 2006; DASKE, 2006; LEUZ e WYSOCKI, 2008). No entanto, também foi verificado que a mudança do risco sistemático ocasionado pela adoção das *IFRS* não traz melhoras significativas ao modelo de três fatores, uma vez que o efeito da melhora informacional é absorvido pelo fator *SMB* ou *HML*.

Uma provável causa para os efeitos da adoção das *IFRS* serem absorvidos pelos fatores *SMB* ou *HML* é que empresas maiores e mais valorizadas tendem a ser mais acompanhadas pelos analistas e a apresentar demonstrações financeiras mais transparentes (LEUZ e VERRECHIA, 2000; DASKE 2006; ERNSTBERGER E VOGLER, 2010)⁵. Com a adoção mandatória das *IFRS* no Brasil, é possível que empresas menores e com menor índice

⁵ Características individuais da empresa como tamanho, rentabilidade, governança ocasionam problemas de auto seleção em estudos que analisam adoção voluntária de normas contábeis tidas como de maior qualidade. Estudos com esta abordagem discutem e tratam a questão da auto seleção que não é um problema para este estudo, pois o objetivo é avaliar a adoção obrigatória das *IFRS*.

book-to-market tenham se beneficiado mais da melhoria da informação, tendo em vista que no período anterior estas possuíam, provavelmente, demonstrações financeiras de pior qualidade.

Ernstberger e Vogler (2010) e Core et al. (2014), utilizando análise em nível de portfólios para empresas alemãs e internacionais, respectivamente, também observaram redução do custo de capital próprio, via redução do risco sistemático, nas empresas que adotaram voluntariamente as normas internacionais em relação àquelas que adotavam as normas contábeis nacionais. Estudos utilizando outras metodologias de mensuração do custo de capital também averiguaram a redução do custo de capital das empresas a partir da adoção, voluntária ou obrigatória, das *IFRS* (HAIL e LEUZ, 2006; DASKE, 2006; LAMBERT, LEUZ e VERRECHIA, 2007). No Brasil, Lopes e Alencar (2010) apresentaram evidências de que empresas com melhor qualidade de divulgação das informações financeiras reduzem seu custo de capital próprio. Desta forma, os resultados desta etapa corroboram resultados de outros estudos nacionais e internacionais de que a melhoria da divulgação de informações contábeis reduz o custo de capital próprio das empresas, em específico no componente do risco sistemático.

A Tabela 10 apresenta o resultado dos testes de Durbin-Watson para autocorrelação e de Breusch-Pagan para heterocedasticidade. O teste de Durbin-Watson permite rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação apenas para a regressão do *CAPM* na carteira *Big and Medium*, embora haja casos em que a estatística *d* supera o valor de 2,5 ou é inferior a 1,5, tornando o teste inconclusivo. O teste de Breusch-Pagan rejeitou a hipótese de variância constante em um caso: da regressão do modelo de três fatores na carteira *Big and High*. Portanto, estas duas regressões identificadas com autocorrelação ou heterocedasticidade tiveram estimações realizadas com desvios-padrões robustos.

Tabela 10 – Testes de autocorrelação e heterocedasticidade (continua)

			<i>BH</i>	<i>BL</i>	<i>BM</i>	<i>SH</i>	<i>SL</i>	<i>SM</i>
<i>CAPM</i>	Teste de Durbin Watson para autocorrelação	estatística <i>d</i>	2,0116	1,3750 [^]	0,9737**	1,7822	2,2649	1,5901
	Teste de Breusch- Pagan para heterocedasticidade	chi2 p>chi2	0,99 0,3207	0,81 0,3688	3,82 0,0506	0,15 0,7002	0,21 0,6447	0,11 0,7416
	Teste de Durbin Watson para autocorrelação	estatística <i>d</i>	2,0503	2,1173	1,2687 [^]	2,3794	2,3813	1,9041
<i>CAPM + IFRS</i>	Teste de Breusch- Pagan para heterocedasticidade	chi2 p>chi2	0,81 0,3681	0,29 0,5873	2,11 0,1460	0,33 0,5675	3,30 0,0691	0,83 0,3634

Tabela 10 – Testes de autocorrelação e heterocedasticidade (conclusão)

			<i>BH</i>	<i>BL</i>	<i>BM</i>	<i>SH</i>	<i>SL</i>	<i>SM</i>
FF	Teste de Durbin Watson para autocorrelação	estatística d	2,1631	1,7130	1,2567 [^]	2,0033	2,6210 [^]	2,0699
	Teste de Breusch-Pagan para heterocedasticidade	chi2	5,31**	0,02	3,17	0,71	0,53	0,64
		p>chi2	0,0212**	0,8968	0,0748	0,3995	0,4686	0,4244
FF + IFRS	Teste de Durbin Watson para autocorrelação	estatística d	2,6891 [^]	1,8318	1,4233 [^]	1,9701	3,0716 [^]	2,0434
	Teste de Breusch-Pagan para heterocedasticidade	chi2	2,59	0,17	3,36	0,85	1,09	0,47
		p>chi2	0,1074	0,6812	0,0668	0,3570	0,2967	0,4933

Nota: ** denota significância estatística menor que 5% ($p < 0,05$); [^] denota teste inconclusivo.

FONTE - Elaboração própria.

4.3. Efeitos da adoção das IFRS sobre o risco não sistemático das empresas

A última etapa da análise deste trabalho consiste em avaliar se a adoção das IFRS teve efeito sobre o risco não sistemático das empresas brasileiras de capital aberto. Para tanto, conforme explicado no capítulo anterior, utilizou-se o risco sistemático calculado para as seis carteiras montadas conforme modelos *CAPM*, *CAPM* ampliado, três fatores de Fama e French (1993) e três fatores de Fama e French (1993) ampliado e regrediu-se o retorno individual das ações pelo prêmio pelo risco sistemático, *dummy* de adoção das IFRS e variáveis de controle. A amostra utilizada para esta etapa consiste nas 120 empresas não financeiras com total de 1.556 observações anuais completas conforme critérios de seleção definidos no capítulo anterior. As informações do *bid-ask spread* foram obtidas para um conjunto de 29 destas 120 empresas, em um total de 425 observações. Assim, primeiramente foram analisadas as regressões considerando toda a amostra de 120 empresas, sem incluir a variável *bid-ask spread*. Posteriormente, toda a análise foi repetida para o conjunto mais restrito de 29 empresas com a inclusão da variável $\log(\textit{bid-ask})$, considerando que os resultados do item 4.1 sinalizaram que a adoção das IFRS representou alteração significativa nesta variável, sugerindo uma redução da assimetria de informações. Desta forma, buscou-se avaliar se a redução da assimetria informacional revelada pela variável *bid-ask* teve influência na redução do custo de capital não sistemático e se a adoção das IFRS tem efeitos sobre o custo de capital que vão além da melhoria da assimetria informacional ou do risco sistemático.

A tabela 11 apresenta as estatísticas descritivas dos riscos sistemáticos calculados

pelos quatro modelos, tanto para a amostra completa quanto para os subconjuntos de observações antes e após a adoção obrigatória das *IFRS*. Também apresenta as estatísticas descritivas da variável dependente retorno livre de risco (retorno da ação subtraído do retorno do ativo livre de risco, no caso a Selic), variável independente *IFRS* e variáveis de controle da equação (8). São 612 observações no período de 2002 a 2009 e 944 observações no período de 2010 a 2017.

Tabela 11 – Estatísticas descritivas das variáveis da equação (8)

Variável	Amostra completa (N=1556, <i>bid-ask spread</i> 434)				Pré-IFRS (N=612, <i>bid-ask spread</i> 194)				Pós-IFRS (N=944, <i>bid-ask spread</i> 240)			
	Média	Desv. Padr.	Min.	Max.	Média	Desv. Padr.	Min.	Max.	Média	Desv. Padr.	Min.	Max.
Prêmio <i>CAPM</i>	0,0187	0,4195	-1,0358	1,4148	0,1732	0,5566	-1,0358	1,4148	-0,0815	0,2529	-0,5891	1,4148
Prêmio <i>CAPM</i> + <i>IFRS</i>	-0,1256	0,5162	-1,1259	1,4148	0,1732	0,5566	-1,0358	1,4148	-0,3193	0,3783	-1,1259	0,8545
Prêmio FF	0,1781	0,5685	-0,6371	2,5922	0,4575	0,7413	-0,6371	2,5922	-0,0030	0,3057	-0,4047	1,9056
Prêmio FF + <i>IFRS</i>	0,2091	0,5747	-0,6371	2,5922	0,4575	0,7413	-0,6371	2,5922	0,0481	0,3502	-0,5364	2,0351
R-Rf	0,1545	0,8123	-1,1043	9,3912	0,3284	1,0494	-1,1043	9,3912	0,0418	0,5850	-1,0311	7,2988
<i>IFRS</i>	0,6067	0,4886	0,0000	1,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	1,0000	0,0000	1,0000	1,0000
<i>Bid-ask</i>	0,0296	0,2885	-0,8320	5,6155	0,0154	0,1257	-0,8320	0,3997	0,0410	0,3711	-0,0019	5,6155
Endividamento	2,84	26,87	-749,11	644,83	3,85	26,95	-34,92	644,83	2,19	26,81	-749,11	249,57
ROA	0,0859	0,0849	-1,2945	0,6288	0,1047	0,0784	-0,1553	0,6288	0,0738	0,0868	-1,2945	0,4907
Crescimento	0,15	2,04	-1,00	63,94	0,26	2,68	-1,00	63,94	0,07	1,49	-1,00	45,08
Novo Mercado	0,4042	0,4909	0,0000	1,0000	0,2582	0,4380	0,0000	1,0000	0,4989	0,5003	0,0000	1,0000
NYSE	0,1665	0,3726	0,0000	1,0000	0,1781	0,3829	0,0000	1,0000	0,1589	0,3658	0,0000	1,0000
Crise	0,2237	0,4168	0,0000	1,0000	0,1814	0,3856	0,0000	1,0000	0,2511	0,4339	0,0000	1,0000

FONTE - Elaboração própria.

O prêmio médio pelo risco sistemático utilizando o modelo *CAPM* foi de 1,87%, variando de -103% a 141%, com desvio-padrão de 41,9%. Esta média é mais elevada no período antes da adoção das *IFRS*, quando alcançou 17,3% frente à média de -8,15% a partir de 2010, sendo que o desvio-padrão também reduziu no segundo período.

Utilizando o *CAPM* ampliado com inclusão da variável *IFRS*, o prêmio médio pelo risco sistemático foi bem inferior, inclusive negativo, de -12,5%, variando de -112% a 141%, com desvio-padrão de 51,6%, superior ao modelo tradicional. Observa-se no caso do *CAPM* ampliado o mesmo padrão do *CAPM*: média e desvio-padrão do prêmio pelo risco sistemático inferior após a adoção das *IFRS*. Na realidade, como a variável *IFRS* é uma *dummy*, o modelo de *CAPM* ampliado nada mais é do que a adição (ou subtração) do valor médio encontrado

para o coeficiente da variável *IFRS* aos valores do *CAPM* tradicional. Portanto, observa-se que as estatísticas básicas pré-*IFRS* são as mesmas para os dois modelos e só se alteram no período pós-*IFRS*. Como o coeficiente da variável *IFRS* foi negativo para a maioria das carteiras, observa-se uma média do prêmio pelo risco sistemático bastante inferior no subconjunto de observações após adoção das normas internacionais, de -31,9%.

O prêmio médio pelo risco sistemático utilizando o modelo de três fatores⁶ foi de 17,8%, com limite inferior de -63,7% e limite superior de 259%, sendo o desvio-padrão de 56,8%. Essa média foi mais elevada no período anterior à adoção das *IFRS*, com o valor de 45,7% frente à -0,3% de 2010 a 2017, sendo que o desvio-padrão reduziu para menos da metade no segundo período.

Com a aplicação do modelo de três fatores com a inclusão do fator *IFRS* houve elevação do prêmio pelo risco sistemático e de sua dispersão. A média para a amostra completa foi de 20,9%, variando de -63,7% a 259%, com desvio-padrão de 57,4%. A média e o desvio-padrão do prêmio de risco sistemático é inferior no período pós-adoção das *IFRS*. No caso do modelo de três fatores, o coeficiente da variável *IFRS* apresentou na maioria dos casos valor positivo, embora sem valor estatisticamente significativo. Assim, observa-se que, no período pós-*IFRS*, a média e o desvio-padrão do prêmio pelo risco sistemático com o modelo ampliado é maior que no modelo de três fatores tradicional, alcançando 4,8%. No período anterior à adoção das normas internacionais, os valores são os mesmos nos dois modelos. Ernstberger e Vogler (2010) também verificaram um prêmio pelo risco sistemático inferior para empresas alemãs que adotaram as *IFRS* voluntariamente em relação às que utilizavam os padrões contábeis alemães.

A média do prêmio do retorno da ação é de 15,4%, com desvio-padrão de 81,2%, mínima de -110%⁷ e máxima de 939%. A média aumenta para 32,8% quando consideradas as observações antes da adoção das *IFRS*, mas decresce no período a partir de 2010 para 4,18%, ocorrendo o mesmo movimento quanto aos desvios-padrões. Assim, as estatísticas descritivas dão indícios de que a hipótese 2 do trabalho (H_2), de que a adoção obrigatória das *IFRS* levou à redução do capital próprio das empresas brasileiras, não pode ser rejeitada. O valor médio

⁶ O prêmio pelo risco sistemático do modelo de três fatores de Fama e French (1993) é igual a $\beta_1(R_m - R_f) + \beta_2SMB + \beta_3HML$, sendo que os fatores *SMB* e *HML* foram calculados para cada uma das seis carteiras, conforme descrito na seção 3.5.

⁷ Duas observações apresentaram retorno real inferior a 100%. Isso se deve porque o retorno real é dado pela equação $R - R_f$, portanto, os retornos das ações foram próximos, mas inferiores a 100% e, subtraídos do retorno do ativo livre de risco, tiveram seus retornos reais inferiores a 100%.

da *dummy IFRS* é 0,6076, resultado do maior número de observações após a adoção obrigatória das normas contábeis internacionais na amostra.

A variável *bid-ask*, cujas informações só estão presentes para 29 empresas, num total de 434 observações, apresentou valor médio 0,0296, variando de -0,8320 a 5,6155⁸, com desvio-padrão de 0,2885. A média da variável *bid-ask spread* foi menor no período pré-*IFRS* que no período pós-*IFRS*, alcançando, respectivamente, 0,0154 e 0,0410, ocorrendo também aumento da dispersão dos valores no segundo período. Portanto, o aumento do valor da variável após a adoção das *IFRS* é um indício contrário à hipótese 4 (H_4), de que a redução do capital próprio se deu em parte pela redução da assimetria informacional.

O endividamento médio das empresas da amostra é de 2,84, com desvio-padrão de 26,87. As empresas se encontravam com nível médio de endividamento 75% superior no período anterior a 2010 do que a partir da adoção das *IFRS*, naquele ano. A rentabilidade média das empresas da amostra é de 8,5%, com o desvio-padrão de 8,4%, valor mínimo de -129% e máximo de 62,8%. A rentabilidade foi, em média, superior no período antes da adoção das *IFRS*, alcançando 10,4% frente a 7,84% nos anos posteriores, sendo que o desvio-padrão do segundo período foi mais elevado. O crescimento anual médio das empresas foi de 15%, com desvio-padrão de 204%, variando de -100% até 639%. O crescimento médio foi mais de três vezes superior de 2002 a 2009 do que de 2010 a 2017, alcançado média de, respectivamente, 26% e 7%.

Quanto as variáveis de controle *dummies*, a média do Novo Mercado foi de 0,40, a da listagem na *NYSE* foi de 0,16 e a da crise de 0,22. Portanto, é possível afirmar que a minoria das observações se referia a empresas listadas no Mercado Novo e/ou na *NYSE*, bem como a minoria das observações se refere aos anos de queda do produto interno brasileiro. Verifica-se que, nas observações anteriores a 2010, há menos empresas listadas no Novo Mercado que no período a partir da adoção das *IFRS*, no entanto, o número médio de empresas listadas na *NYSE* reduz ligeiramente no período de 2010 a 2017. Também se nota que há mais observações em anos de crise após a adoção das *IFRS*, uma vez que no período de análise foram observados três anos de redução do PIB brasileiro: 2009, 2015 e 2016.

A Tabela 12 apresenta a correlação das variáveis dependentes, independentes e de controle da equação 3, incluindo os prêmios pelo risco sistemático utilizando as quatro formas propostas: *CAPM*, *CAPM* ampliado, três fatores de Fama e French (1993) e três fatores

⁸ O valor máximo da variável 5,6155 foi retirado para as análises econométrica, uma vez que é um *outlier*.

ampliado. Os quatro formatos de cálculo de prêmio pelo risco sistemático apresentam correlação média com o retorno, entre 0,3946 e 0,5092. A correlação das *IFRS* com as variáveis de prêmio de risco sistemático é sempre negativa e varia de fraca a média, entre -0,4676 e -0,1719. Todas as outras variáveis apresentam correlação fraca, inferior a 0,3, exceto a variável crise com o prêmio pelo risco sistemático no modelo *CAPM* que apresentou valor de 0,3351.

Tabela 12 – Correlação das variáveis da equação (8)

	Prêmio <i>CAPM</i>	Prêmio FF	Prêmio <i>CAPM</i> + <i>IFRS</i>	Prêmio FF + <i>IFRS</i>	R- <i>Rf</i>	<i>IFRS</i>	END.	<i>ROA</i>	Cresc.	NM	<i>NYSE</i>	Crise
R- <i>Rf</i>	0,4537	0,5092	0,3946	0,4989	1							
<i>IFRS</i>	-0,2994	-0,3977	-0,4676	-0,3498	-0,1719	1						
END.	0,004	0,0652	0,0165	0,0729	0,0044	-0,0302	1					
<i>ROA</i>	-0,0021	0,0274	0,0854	0,0105	0,1355	-0,1784	-0,0239	1				
Cresc.	-0,0584	-0,018	-0,0238	-0,0184	-0,0064	-0,0436	-0,002	0,0105	1			
NM	-0,0651	-0,1109	-0,1129	-0,0928	-0,0394	0,2402	-0,0498	-0,0211	0,0271	1		
<i>NYSE</i>	-0,0061	-0,0944	0,0869	-0,1145	-0,058	-0,0251	-0,0176	0,011	-0,0121	-0,1123	1	
Crise	0,3351	0,2129	0,2577	0,2131	0,1292	0,0808	-0,0476	-0,121	-0,0457	0,1022	-0,0161	1

FONTE - Elaboração própria.

A tabela 13 apresenta os resultados da regressão da equação (8) utilizando o beta obtido no modelo de *CAPM* no item anterior e aplicando os métodos *pooled*, efeitos fixos e efeitos aleatórios. Verifica-se que os coeficientes do prêmio pelo risco sistemático e pela rentabilidade são significativos utilizando os três métodos de regressão de dados em painel, enquanto a *dummy* de controle pela listagem da ação na *NYSE* é significativa quando se utiliza *pooled* ou efeitos aleatórios. O prêmio pelo risco sistemático e a rentabilidade apresentam efeito positivo sobre o retorno. Já a listagem na *NYSE* apresenta efeito negativo sobre o retorno. As demais variáveis de controle não apresentaram efeitos estatisticamente significativos sobre o retorno.

A variável *IFRS*, principal objeto de análise deste estudo, não apresentou significância estatística no modelo. Embora o sinal do coeficiente seja negativo conforme previsão da teoria sobre normas contábeis internacionais e melhoria das informações da empresa, os dados rejeitam a hipótese de que, a partir da adoção das *IFRS*, houve redução do custo de capital diversificável das empresas, uma vez que os coeficientes não são estatisticamente

significativos.

Tabela 13 – Resultados das regressões do modelo CAPM de risco sistemático do custo de capital

Variável	<i>Pooled</i>	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios
<i>IFRS</i>	-0,0167	-0,0129	-0,0167
Prêmio beta <i>CAPM</i>	0,8785***	0,8793***	0,8785***
Endividamento	0,0001	-0,0003	0,0001
<i>ROA</i>	1,2869***	1,4914***	1,2869***
Crescimento	0,0070	0,0061	0,0070
Novo Mercado	-0,0184	0,0152	-0,0184
<i>NYSE</i>	-0,1264***	-0,0030	-0,1264***
Crise	-0,0080	-0,0041	-0,0080
Constante	0,0669	0,0131	0,0669
R ²	0,2283	0,2314	0,2307
B-P	chi2 = 250		p>chi2 = 0,000
Wald	chi2 = 8014,08		p>chi2 = 0,0000
Wooldridge	F = 0,61		p>F = 0,4363
Teste F	F = 0,76		p>F = 0,9720
Hausman	chi2 = 5,71		p>chi2 = 0,6794
Teste B-P	chi2 = 0,000		p>chi2 = 1,000

Legenda: B-P.= Breusch-Pagan para heterocedasticidade; Teste F = hipótese conjunta dos regressores para os anos ($p > 0,05$ indica que efeitos fixos não difere do *pooled*); Teste B-P = Teste de Bresuch-Pagan ($p > 0,05$ 05 indica que efeitos aleatórios não difere do *pooled*)

Nota: *, **, *** denota significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

FONTE - Elaboração própria.

Os testes de Breusch-Pagan e de Wald modificado rejeitaram a hipótese nula de homocedasticidade, portanto foram estimados desvios-padrões robustos para heterocedasticidade nos modelos. O teste de Wooldridge não rejeitou a hipótese nula de autocorrelação, indicando sua ausência nas regressões. O teste de Chow apontou que o modelo de efeitos fixos não é preferível ao modelo de MQO *pooled*. A partir do teste de Hausman não foi possível rejeitar a hipótese de que não há diferença sistemática dos coeficientes dos modelos de efeitos fixos e efeitos aleatórios, indicando o uso do método de efeitos aleatórios que é mais eficiente. Por outro lado, o teste LM (Breusch-Pagan) apontou que não há diferença significativa entre as características idiossincráticas das empresas, indicando que a regressão por mínimos quadrados ordinários é mais adequada frente àquela por efeitos aleatórios. Assim, é possível concluir que o uso dos mínimos quadrados ordinários *pooled* é o mais eficiente para a equação (8).

Os resultados para as regressões utilizando o prêmio pelo risco sistemático calculado

pelo modelo *CAPM* ampliado com a variável *IFRS*, apresentados na tabela 14, são similares aos resultados do modelo *CAPM* convencional. Os coeficientes do prêmio pelo risco sistemático são significativos e positivos utilizando os três métodos de regressão de dados em painel, no entanto, passaram a ter um impacto menos expressivo no valor do custo de capital das empresas. Os coeficientes da variável de rentabilidade também permanecem significativos e positivos. A *dummy* de controle pela listagem da ação na *NYSE* é significativa quando se utiliza *pooled* ou efeitos aleatórios, com efeitos negativos maiores do que no modelo *CAPM* convencional.

A variável *IFRS* apresenta significância quando utilizada regressão do tipo efeito fixo. No entanto, o sinal do coeficiente é positivo, ao contrário do esperado. A partir de 2010, quando se adotaram as *IFRS* como padrão contábil obrigatório, houve um aumento do custo de capital, embora as *IFRS*, de acordo com o modelo *CAPM* ampliado, teria reduzido o risco sistemático do custo de capital.

Assim, a partir da análise usando o modelo *CAPM* da seção anterior deste trabalho, não foi possível rejeitar a hipótese de que houve redução do custo de capital das empresas brasileiras, pois foi observada uma redução do risco sistemático⁹. Mas, a partir dos resultados das tabelas 13 e 14, rejeita-se a hipótese de que há redução do risco idiossincrático das empresas, ou seja, daquele que não afeta as covariâncias e não se relaciona com o risco de mercado. Ressalta-se que, segundo a teoria, a melhoria da qualidade das informações contábeis aprimoraria a avaliação dos fluxos de caixa futuros e reduziria os custos de agência das empresas. No entanto, a melhoria da avaliação dos fluxos de caixa futuros pode não resultar em redução do custo de capital próprio, mas em diminuição da sua volatilidade (DASKE, 2006; LAMBERT, LEUZ e VERRECHIA, 2007). Embora o resultado não aponte para redução do custo de capital próprio em vista de redução do risco não sistemático, é possível que a adoção das *IFRS* tenha alcançado o resultado esperado ao diminuir a volatilidade do custo de capital próprio. Um indício deste efeito pode ser observado pela redução do desvio-padrão dos retornos livre de risco das empresas, bem como pela redução dos desvios-padrões dos prêmios pelo risco sistemático calculados pelo modelo *CAPM* e *CAPM* ampliado. No entanto, não é objeto desta pesquisa aprofundar nesta análise.

⁹ Resultado da análise da seção 4.2, Tabela 9.

Tabela 14 – Resultados das regressões considerando o modelo de CAPM ampliado com IFRS

Variável	<i>Pooled</i>	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios
<i>IFRS</i>	0,0532	0,0981**	0,0532
Prêmio sistemático CAPM + IFRS	0,6249***	0,7135***	0,6249***
Endividamento	0,0000	-0,0003	0,0000
<i>ROA</i>	1,0781***	1,4087***	1,0781***
Crescimento	0,0017	0,0010	0,0017
Novo Mercado	-0,0239	0,0107	-0,0239
<i>NYSE</i>	-0,2045***	-0,0832	-0,2045***
Crise	0,0746*	0,0453	0,0746*
Constante	0,1347***	0,0636	0,1347***
R ²	0,17723	0,196718	0,1923
B-P	chi2 = 167,97		p>chi2 = 0,000
Wald	chi2 = 7929,15		p>chi2 = 0,0000
Wooldridge	F = 1,192		p>F = 0,2771
Chow	F = 1,02		p>F = 0,4348
Hausman	chi2 = 41,36		p>chi2 = 0,0000
Teste B-P	chi2 = 0,000		p>chi2 = 1,000

Legenda: B-P= Breusch-Pagan para heterocedasticidade; Teste F = hipótese conjunta dos regressores para os anos ($p > 0,05$ indica que efeitos fixos não difere do *pooled*); Teste B-P = Teste de Breusch-Pagan ($p > 0,05$ indica que efeitos aleatórios não difere do *pooled*)

Nota: *, **, *** denota significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

FONTE - Elaboração própria.

Os testes de autocorrelação e heterocedasticidade para a regressão utilizando o *CAPM* ampliado apontam para a heterocedasticidade, mas ausência de autocorrelação. Portanto foram estimados desvios-padrões robustos para heterocedasticidade nos modelos. O teste de Chow apontou que o modelo de efeitos fixos não é preferível ao modelo de mínimos quadrados ordinários *pooled*. O teste de Hausman, porém, apontou diferença significativa entre efeitos fixos e efeitos aleatórios, rejeitando o uso dos efeitos aleatórios. Assim, é possível concluir que o uso do modelo MQO *pooled* é o mais eficiente para a equação (4) utilizando o *CAPM* ampliado.

A tabela 15 apresenta os resultados da regressão da equação (8) utilizando o prêmio de risco sistemático obtido no modelo de três fatores e aplicando os métodos *pooled*, efeitos fixos e efeitos aleatórios. Verifica-se que os coeficientes do prêmio pelo risco sistemático são estatisticamente significativos e apresentam efeito positivo sobre o retorno. A rentabilidade foi a única variável de controle que apresentou resultado estatisticamente significativo. Ela

apresenta um efeito positivo sobre os retornos das empresas.

A variável *IFRS*, principal objeto de análise deste estudo, apresentou significância estatística nas três técnicas de regressão utilizadas, e o sinal do coeficiente nas regressões se mostrou positivo, ao contrário do previsto pela teoria. Portanto, os resultados rechaçam a hipótese de que, a partir da adoção das *IFRS*, houve redução do custo de capital não sistemático das empresas. Ao contrário, indicam que a partir de 2010 houve aumento do custo de capital das empresas não explicado pelos três fatores de Fama e French (1993).

Como apontado na análise sobre os efeitos do risco sistemático, o modelo de três fatores de Fama e French (1993) aparenta absorver a maior parte dos efeitos da adoção das *IFRS* sobre o custo de capital das empresas. Assim, o efeito da melhoria da qualidade das informações a partir da adoção obrigatória das normas contábeis internacionais deve estar absorvido no prêmio pelo risco sistemático neste modelo. O que restou para ser captado na regressão dos retornos individuais é o efeito negativo das *IFRS*, que segundo a literatura se refere a custos de transação de um padrão contábil brasileiro, da tradição do direito codificado, para um internacional, da tradição do direito consuetudinário (DASKE, 2006; SODERSTROM e SUN, 2008; RAFFOUNIER, 2009).

Tabela 15 – Resultados das regressões para o modelo Fama e French de risco sistemático do custo de capital (continua)

Variável	Pooled	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios
<i>IFRS</i>	0,0940**	0,1165***	0,0940**
Prêmio sistemático FF	0,7504***	0,7898***	0,7504***
Endividamento	-0,0007	-0,0012	-0,0007
<i>ROA</i>	1,2842***	1,2690***	1,2842***
Crescimento	0,0020	-0,0009	0,0020
Novo Mercado	0,0045	0,0274	0,0045
<i>NYSE</i>	-0,0180	-0,1851	-0,0180
Crise	0,0550	0,0401	0,0550
Constante	-0,1551***	-0,1505**	-0,1551***
R ²	0,2787	0,2861	0,2854
B-P	chi2 = 847,84		p>chi2 = 0,000
Wald	chi2 = 7877,36		p>chi2 = 0,0000
Wooldridge	F = 0,712		p>F = 0,4004
Teste F	F = 0,84		p>F = 0,8875

Tabela 15 – Resultados das regressões para o modelo Fama e French de risco sistemático do custo de capital (continuação)

Variável	Pooled	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios
Hausman	chi2 = 14,87		p>chi2 = 0,0617
Teste B-P	chi2 = 0,000		p>chi2 = 1,000

Legenda: B-P= Breusch-Pagan para heterocedasticidade; Teste F = hipótese conjunta dos regressores para os anos ($p > 0,05$ indica que efeitos fixos não difere do *pooled*); Teste B-P = Teste de Breusch-Pagan ($p > 0,05$ indica que efeitos aleatórios não difere do *pooled*)

Nota: *, **, *** denota significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

FONTE - Elaboração própria.

Os testes de Breusch-Pagan e de Wald modificado rejeitaram a hipótese nula de homocedasticidade, portanto foram estimados desvios-padrões robustos para heterocedasticidade nos modelos. O teste de Wooldridge não rejeitou a hipótese nula de autocorrelação, indicando sua ausência nas regressões. O teste de Chow apontou que o modelo de efeitos fixos não é preferível ao modelo de mínimos quadrados ordinários *pooled*. A partir do teste de Hausman, rejeitou-se a hipótese de que não há diferença sistemática dos coeficientes dos modelos de efeitos fixos e efeitos aleatórios, indicando o uso do método de efeitos fixos que é mais eficiente. Por outro lado, o teste LM de Breusch-Pagan apontou que não há diferença significativa entre as características idiossincráticas das empresas, indicando que a regressão por mínimos quadrados ordinários é mais adequada frente àquela por efeitos aleatórios. Assim, é possível concluir que o uso dos mínimos quadrados ordinários *pooled* é o mais eficiente para a equação 8.

Os resultados para as regressões utilizando o prêmio pelo risco sistemático calculado pelo modelo três fatores de Fama e French (1993) ampliado com a variável IFRS são apresentados na tabela 16. Verifica-se que os coeficientes do prêmio pelo risco sistemático são significativos, positivos e seus valores não alteram muito em relação aos do modelo de três fatores convencional. Os coeficientes da variável de rentabilidade também permanecem significativos e positivos. As demais variáveis de controle não apresentam resultados significantes.

A variável *IFRS*, no entanto, não tem resultados significantes, diferentemente do resultado com o uso do modelo de três fatores convencional. Como visto na análise de portfólios, embora os coeficientes para a variável *IFRS* no modelo de três fatores ampliado não tenham sido significantes, seus valores eram positivos para quatro de seis carteiras de

ações. Portanto, os resultados da regressão dos retornos das ações com o uso do modelo de três fatores ampliado mostram que a variável prêmio pelo risco sistemático absorve os efeitos da variável *IFRS* estimados na regressão que utilizou o prêmio obtido com o modelo de três fatores convencional.

Tabela 16 – Resultados das regressões do modelo de Fama e French ampliado com *IFRS*

Variável	<i>Pooled</i>	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios
<i>IFRS</i>	0,0406	0,0620	0,0406
Prêmio sistemático FF + <i>IFRS</i>	0,7096***	0,7620***	0,7096***
Endividamento	-0,0008	-0,0013	-0,0008
<i>ROA</i>	1,3240***	1,3268***	1,3240***
Crescimento	0,0016	-0,0016	0,0016
Novo Mercado	-0,0021	0,0475	-0,0021
<i>NYSE</i>	-0,0035	-0,1794	-0,0035
Crise	0,0711	0,0502	0,0711
Constante	-0,1440**	-0,1523**	-0,1440***
R ²	0,2686	0,2798	0,279
B-P	chi2 = 828,99		p>chi2 = 0,0000
Wald	chi2 = 8213,3		p>chi2 = 0,0000
Wooldridge	F = 1,016		p>F = 0,3154
Teste F	F = 0,91		p>F = 0,7522
Hausman	chi2 = 21,22		p>chi2 = 0,0066
Teste B-P	chi2 = 0,000		p>chi2 = 1,000

Legenda: B-P = Breusch-Pagan para heterocedasticidade; Teste F = hipótese conjunto dos regressores para os anos (p>0,05 indica que efeitos fixos não difere do *pooled*); Teste B-P = Teste de Breusch-Pagan (p>0,05 indica que efeitos aleatórios não difere do *pooled*)

Nota: *, **, *** denota significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

FONTE - Elaboração própria.

Os testes de autocorrelação e heterocedasticidade para a regressão utilizando o modelo de três fatores ampliado apontam para a heterocedasticidade, mas ausência de autocorrelação. Portanto foram estimados desvios-padrões robustos para heterocedasticidade nos modelos. O teste de Chow apontou que o modelo de efeitos fixos não é preferível ao modelo de mínimos quadrados ordinários *pooled*. O teste de Hausman, porém, rejeitou o uso dos efeitos aleatórios. Assim, é possível concluir que o uso dos mínimos quadrados ordinários *pooled* é o mais eficiente para a equação 8 utilizando o modelo de três fatores ampliado.

A análise conjunta dos resultados das regressões usando os quatro modelos como

cálculo do prêmio pelo risco sistemático permite concluir que não há evidências que apontem que a adoção mandatória das *IFRS* no Brasil a partir de 2010 reduziu o risco não sistemático das empresas de capital aberto. Ao contrário, há um aumento do custo de capital das empresas, ligado ao risco não sistemático, a partir da adoção das *IFRS* no Brasil. Este efeito pode ser explicado pelos custos das empresas para alterar seu sistema contábil para as normas internacionais (DASKE, 2006; SODERSTROM e SUN, 2008; REFFOUNIER, 2009). É importante destacar que, embora Lambert, Leuz e Verrechia (2007) tenham demonstrado que a melhoria da qualidade das informações contábeis pode afetar tanto o risco diversificável quanto o não-diversificável das empresas, não é trivial apontar se a melhoria das informações afeta o risco diversificável. Como afirmam os autores,

“the challenge for accounting researchers is to demonstrate whether and how firms’ accounting information manifests in their cost of capital, despite the forces of diversification” (LAMBERT, LEUZ e VERRECHIA, 2007, p.1).

Os estudos empíricos que investigam os efeitos da melhoria da qualidade das demonstrações financeiras sobre os custos de capital não distinguem entre os efeitos sobre o risco sistemático e sobre o risco não sistemático, embora reconheçam que há suporte teórico para afirmar que a redução do custo de capital se origine de ambos os tipos de risco (DASKE, 2006; HAIL e LEUZ, 2006; ERNSTBERGER e VOGLER, 2010; LOPES e ALENCAR, 2010; CORE et al., 2014). Este estudo inovou ao tentar distinguir o impacto da adoção das *IFRS* sobre os dois tipos de risco e verificou a redução apenas do risco sistemático.

Assim, este trabalho mostrou evidências de que a adoção obrigatória das normas contábeis internacionais no Brasil a partir de 2010 reduziu o custo de capital próprio das empresas de capital aberto, por conta de uma diminuição do risco sistemático destas empresas, conforme elencado nas hipóteses H₂ e H₄. Os resultados acompanham os achados de Lopes e Alencar (2010) de que empresas brasileiras com melhor divulgação de informações financeiras apresentam redução do custo de capital próprio. Também foram encontradas evidências de que a adoção das *IFRS* no Brasil reduziu o custo de capital das empresas de capital aberto conforme apontado pela teoria e por outros trabalhos internacionais (LEUZ e VERRECHIA, 2000; DASKE, 2006; LAMBERT, LEUZ e VERRECHIA, 2007; HAIL e LEUZ, 2006; SODERSTROM e SUN, 2008; LEUZ e WYSOCKI, 2008; ERNSTBERGER e VOGLER, 2010; CORE et al., 2014)

Para completar o estudo dos efeitos das *IFRS* sobre a assimetria informacional e o

custo de capital das empresas, a última etapa da análise mensurou os efeitos da variável *bid-ask spread* sobre o retorno das ações, incluindo-a na regressão, conforme equação 8. Assim, novamente pretende-se inovar ao mensurar diretamente o efeito das alterações do *bid-ask spread* sobre o custo de capital. O objetivo é buscar distinguir efeitos da adoção das *IFRS* sobre o custo de capital oriundas da redução da assimetria informacional e melhoria da previsão dos fluxos de caixa (que estariam refletidos na variável *bid-ask*) de efeitos oriundos de redução de custos de agência, conforme previsão teórica (MYERS e MAJLUF, 1984; LEUZ e VERRECHIA, 2000; DASKE, 2006).

Estudos que mensuram os efeitos do aumento da qualidade das informações financeiras das empresas utilizam o *bid-ask* como *proxy* da assimetria informacional e consideram que melhorias da assimetria informacional implicam redução do custo de capital. Portanto, não verificam o efeito da redução das assimetrias informacionais diretamente sobre o custo de capital (COPELAND e GALAI, 1983; LEUZ e VERRECHIA, 2000; RAD e EMBONG, 2014; REZENDE, ALMEIDA e LEMES, 2015; CAMPOS-ESPINOZA et al., 2015). Como o objeto principal deste estudo é o efeito das *IFRS* sobre o custo de capital das empresas brasileiras, decidiu-se tomar este passo adicional para buscar evidências se a alteração da assimetria informacional, medida pelo *bid-ask*, implicou mudanças no custo de capital das empresas brasileiras.

A tabela 17 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis dependente, independentes e de controle da equação, considerando a amostra de 29 empresas com 530 observações completas, as quais possuem dados sobre o *bid-ask spread*. Em relação às informações com 120 empresas, este subconjunto de dados apresenta média e dispersão dos retornos menor (13,8% e 59,4%, respectivamente), embora, quando se consideram apenas as observações pós-*IFRS*, a média é maior para estas 29 empresas (5,82%). O prêmio pelo risco sistemático destas empresas é maior que da amostra completa ao se utilizar os modelos *CAPM* e *CAPM* ampliado, mas menor com os modelos de três fatores e de três fatores ampliado. Ressalta-se que estas 29 empresas, em sua maioria, integram o grupo de grandes empresas, de forma que o prêmio pelo tamanho, incorporado no modelo de Fama e French (1993), coloca estas empresas com o risco sistemático inferior à média das empresas brasileiras de capital aberto.

As 29 empresas deste subconjunto apresentam rentabilidade um pouco superior que a amostra completa (9,4%), sendo que no período pré-*IFRS*, sua rentabilidade foi inferior à amostra completa; já no período pós-*IFRS*, sua rentabilidade foi superior, revelando maior

estabilidade ao longo de todos os anos de estudo. São empresas marcadas por endividamento mais elevado, crescimento mais suave, menor presença no Novo Mercado e maior presença na *NYSE* do que a amostra completa.

Tabela 17 – Estatísticas descritivas da amostra com valores *bid-ask spread*

Variável	Amostra bid-ask (N=530)				Pré-IFRS (N=283)				Pós-IFRS (N=247)			
	Média	Desv. Padr.	Min	Max	Média	Desv. Padr.	Min	Max	Média	Desv. Padr.	Min	Max
Prêmio <i>CAPM</i>	0,0274	0,3516	-1,0358	1,4148	0,1180	0,4222	-1,0358	1,4148	-0,0642	0,2281	-0,5891	0,8047
Prêmio FF	0,0991	0,4127	-0,6371	2,5922	0,2159	0,4894	-0,6371	2,5922	-0,0190	0,2704	-0,4047	0,8119
Prêmio <i>CAPM</i> + IFRS	-0,0141	0,3955	-1,1259	1,4148	0,1180	0,4222	-1,0358	1,4148	-0,1478	0,3150	-1,1259	0,7930
Prêmio FF + IFRS	0,1103	0,4258	-0,6371	2,5922	0,2159	0,4894	-0,6371	2,5922	0,0034	0,3168	-0,5364	0,9239
R-R _f	0,1386	0,5944	-0,9813	3,9415	0,2178	0,6582	-0,9681	3,9415	0,0582	0,5105	-0,9813	2,8193
IFRS	0,4660	0,4993	0,0000	1,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	1,0000	0,0000	1,0000	1,0000
Bid-ask	0,0164	0,1069	-0,8320	0,7122	0,0156	0,1240	-0,8320	0,4619	0,0172	0,0835	-0,0019	0,7122
Endividamento	5,14	28,58	0,16	644,83	7,54	38,89	0,38	644,83	2,39	3,03	0,16	28,98
ROA	0,0941	0,0773	-0,2555	0,4907	0,1007	0,0756	-0,0946	0,3100	0,0866	0,0788	-0,2555	0,4907
Crescimento	0,07	0,30	-1,00	4,69	0,09	0,23	-0,62	2,36	0,04	0,36	-1,00	4,69
Novo Mercado	0,2547	0,4361	0,0000	1,0000	0,1908	0,3936	0,0000	1,0000	0,3279	0,4704	0,0000	1,0000
NYSE	0,4604	0,4989	0,0000	1,0000	0,4523	0,4986	0,0000	1,0000	0,4696	0,5001	0,0000	1,0000
Crise	0,1941	0,3959	0,0000	1,0000	0,1357	0,3431	0,0000	1,0000	0,2551	0,4368	0,0000	1,0000

FONTE - Elaboração própria.

Para a análise deste subconjunto de empresas, são apresentados na tabela 18 os resultados das regressões dos retornos das empresas utilizando os quatro modelos de cálculo do prêmio pelo risco sistemático. Constam na tabela apenas informações das regressões com uso dos mínimos quadrados ordinários *pooled* com uso de estimadores robustos dos desvios-padrões, uma vez que, em todos os casos, ele se mostrou o modelo mais adequado e verificou-se presença de heterocedasticidade.

Verifica-se que o prêmio pelo risco sistemático é estatisticamente significativo e positivo para todos os modelos, possui maior efeito sobre o retorno das empresas quando calculado pelo modelo *CAPM* e menor efeito quando calculado pelo modelo *CAPM* ampliado. Como verificado na seção 3.7 que analisou o risco sistemático, no modelo *CAPM* com adição da variável *IFRS*, o coeficiente da *dummy* para *IFRS* apresentou sinal negativo para a maioria das carteiras, embora não significantes, de forma que a adoção das normas contábeis internacionais apontou para uma redução do custo de capital em relação ao mensurado pelo

modelo *CAPM* convencional.

Tabela 18 – Resultados das regressões dos retornos das empresas incluindo variável *bid-ask spread*

Variável	CAPM	CAPM + IFRS	FF	FF+IFRS
<i>IFRS</i>	0,0999*	0,1102*	0,1218682**	0,0945
Prêmio risco sistemático	0,9407***	0,7298***	0,8883***	0,8383***
<i>Bid-ask</i>	0,0452	0,0460	0,0413	0,0497*
Endividamento	-0,0008***	-0,0010***	-0,0041***	-0,0039***
ROA	1,0136***	1,0378***	1,1041***	1,1216***
Crescimento	0,1898	0,2258	0,1296	0,1158
Novo Mercado	-0,0338	-0,0334	-0,0219	-0,0024
NYSE	-0,0963*	-0,1160**	-0,0740	-0,0471
Crise	0,0344	0,0986	0,0604	0,0651
Constante	0,2210	0,2497	0,1160	0,1441
R ²	0,3309	0,2778	0,3785	0,3722

Nota: *, **, *** denota significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

FONTE - Elaboração própria.

A variável *IFRS* apresentou resultado estatisticamente significativo quando utilizados os riscos sistemáticos calculados pelos modelos *CAPM*, *CAPM* ampliado e três fatores de Fama e French (1993). No entanto, os coeficientes foram positivos em contradição com a previsão da literatura que aponta para redução do custo de capital com a adoção das normas contábeis internacionais (LEUZ e VERRECHIA, 2000; DASKE, 2006). Como dito anteriormente, o efeito da adoção obrigatória das normas contábeis internacionais na redução do custo de capital pode ter sido absorvido no prêmio pelo risco sistemático neste modelo. Coeficientes positivos podem indicar que, embora as *IFRS* tenham reduzido o risco sistemático das empresas, a adoção de novas normas pode ter gerado custos para as empresas transitarem de um sistema contábil para outro (DASKE, 2006; SODERSTROM e SUN, 2008; RAFFOUNIER, 2009).

A variável *bid-ask* teve coeficiente significativo apenas para a regressão que utilizou o prêmio pelo risco sistemático do modelo de três fatores ampliado. Seu coeficiente foi positivo, indicando que a redução da assimetria informacional teve um efeito direto na redução do custo de capital próprio das empresas, por meio da redução do risco não sistemático. No entanto, não foi possível verificar que a adoção das normas contábeis internacionais teve um impacto negativo no custo de capital por meio da redução dos custos de agência (MYERS e MAJLUF, 1984; DASKE, 2006; LAMBERT, LEUZ e VERRECHIA, 2007), uma vez que o coeficiente da variável *IFRS* se mostrou não significativa nesta regressão.

Os resultados desta última etapa dão indícios que a assimetria informacional tem efeito positivo sobre o risco não sistemático, de forma que a diminuição do *bid-ask spread* a partir da adoção das *IFRS*, como observado na seção 4.1, pode ter impactado uma diminuição do custo de capital das empresas brasileiras analisadas. Os resultados também reforçam as conclusões anteriores de que a adoção das *IFRS* reduziu o custo de capital por meio de redução do risco sistemático e de que há evidências de que a adoção de novas normas contábeis pode trazer custos de transação que aumentam o custo de capital das empresas.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo buscou evidências de que a obrigatoriedade da adoção das normas contábeis internacionais no Brasil a partir de 2010 reduziu a assimetria informacional do mercado e o custo de capital das empresas brasileiras listadas na B3. Para tanto, foi proposta uma metodologia em três etapas, as quais permitiram avaliar: i) o efeito da adoção das *IFRS* sobre a qualidade de informações do mercado financeiro e a redução da assimetria informacional; ii) o efeito da adoção das *IFRS* sobre o custo de capital das empresas, utilizando diferentes modelos de precificação de ativos; iii) o efeito da adoção das *IFRS* sobre o risco não sistemático das empresas; e iv) o efeito da redução da assimetria informacional sobre o risco não sistemático.

Em síntese, os resultados mostraram evidências de que a adoção mandatória das *IFRS* no Brasil, a partir de 2010: i) reduziu a assimetria informacional do mercado brasileiro de capital aberto; ii) reduziu o custo de capital das empresas; iii) reduziu o risco sistemático das empresas; iv) não reduziu o risco não sistemático das empresas; v) gerou custo para as empresas que implicou elevação do custo de capital próprio. Mostram ainda que diminuições da assimetria informacional de mercado podem reduzir o risco não sistemático das empresas, portanto, diminuindo seu custo de capital próprio.

Na primeira etapa, foi realizada análise com uma amostra reduzida de 33 empresas para as quais se obteve o valor do *bid-ask spread* no período de 2002 a 2017, num total de 530 observações. O objetivo foi testar a primeira hipótese do trabalho de que a adoção obrigatória das *IFRS* levou à redução da assimetria informacional no mercado financeiro do Brasil. Constatou-se que, *ceteris paribus*, a adoção das normas contábeis internacionais teve o efeito de reduzir o *bid-ask spread* destas empresas, na média, em 38,7%. Tal resultado foi coerente com a teoria da assimetria informacional e com os trabalhos empíricos nacionais e internacionais (AKERLOF, 1970; COPELAND e GALAI, 1983; LEUZ e VERRECHIA, 2000; RAD e EMBONG, 2014; CAMPOS-ESPINOZA et al., 2015; REZENDE, ALMEIDA e LEMES, 2015). Como argumentado no trabalho, uma variável que influi no *bid-ask spread* é a assimetria de informações entre *dealers* e os investidores. Pelos resultados, pode-se inferir que as *IFRS* trouxeram melhoria das informações financeiras apresentadas pelas empresas brasileiras, o que resultou na redução do *bid-ask spread*. Em análise posterior, foram observados indícios de que a redução da assimetria informacional pode ter efeitos diretos na diminuição do risco não sistemático das empresas, o que implica redução do custo de capital próprio.

Na segunda etapa, utilizou-se a metodologia de Fama e French (1993) para construir seis carteiras de ações a partir de 1.676 observações de 120 empresas, para as quais foram calculados os fatores de mercado que explicam o preço das ações, ou seja, o risco sistemático das empresas. Seguindo os trabalhos de Ernstberger e Vogler (2010) e Core et al. (2014), foram aplicados os cálculos do custo de capital pelos modelos *CAPM* e três fatores de Fama e French (1993). A estes modelos foi incorporada a variável *IFRS* para avaliar se houve uma alteração estrutural do custo de capital próprio das empresas oriunda da melhoria da apresentação das informações financeiras esperadas a partir da adoção dessas regras contábeis.

Conforme Leuz e Wysocki (2016) a melhoria da qualidade das informações financeiras das empresas permitiria aos investidores aprimorar a avaliação dos riscos na montagem da carteira eficiente de ativos, levando a uma redução do risco sistemático das empresas. A partir dos resultados, conclui-se que há evidências de que a obrigatoriedade da adoção das *IFRS* resultou em diminuição do risco sistemático das empresas. Um achado importante é que, embora se tenha verificado esse efeito positivo para o mercado a partir do uso das normas contábeis internacionais, não há necessidade de se utilizar um modelo de custo de capital que incorpore um fator de risco específico para a qualidade informacional, uma vez que o modelo de três fatores de Fama e French (1993) é capaz de refletir a mudança da qualidade de informação contábil no risco sistemático. Esta etapa corroborou as hipóteses 2 e 4 do trabalho e mostrou resultados para o Brasil em concordância com o observado em outros países de acordo com os trabalhos de Leuz e Verrechia (2000), Hail e Leuz (2006), Ernstberger e Vogler (2010) e Core et al. (2014).

A última etapa, que objetivava avaliar o efeito da adoção das *IFRS* sobre o risco não sistemático das empresas, analisou 120 empresas com total de 1.556 observações. A proposta foi regredir os retornos livres de risco das empresas sobre o prêmio pelo risco sistemático calculado a partir dos coeficientes obtidos pelos modelos *CAPM*, *CAPM* ampliado com a variável *IFRS*, três fatores e três fatores ampliado com a variável *IFRS*. A adoção das *IFRS* foi adicionada como variável *dummy* independente junto com outras variáveis de controle.

De acordo com Daske (2006), a aplicação do valor justo nas informações contábeis preconizada pelas *IFRS* facilita a previsão dos fluxos de caixa futuros e melhora as estimativas dos retornos futuros das empresas, reduzindo o risco sistemático das empresas. No entanto, como afirmam Lambert, Leuz e Verrechia (2007), revelar os efeitos da qualidade da informação financeira sobre o custo de capital das empresas não sujeito à diversificação é um

desafio. Os resultados da última etapa não apresentaram qualquer evidência que indique que a obrigatoriedade das adoções das *IFRS* no Brasil reduziu o risco não sistemático e, conseqüentemente, o custo de capital próprio das empresas. Ao contrário, observou-se que, ademais da redução observada do risco sistemático, há também um efeito inverso da adoção das *IFRS*, que elevou o custo de capital próprio das empresas, provavelmente em vista dos custos da transição incorridos pelas empresas para se adaptar a um novo sistema contábil.

Os resultados trazem contribuições importantes para a literatura a respeito da influência da qualidade das informações contábeis sobre a assimetria informacional e o custo de capital. Além disso, ajudam no entendimento do efeito do uso das normas contábeis internacionais, o que pode contribuir não só com o conhecimento acadêmico, mas também com as práticas de reguladores, empresas e analistas financeiros. Em primeiro lugar, reforça as evidências de que a adoção obrigatória das normas contábeis internacionais no Brasil melhorou o ambiente informacional do mercado financeiro e reduziu o custo de capital próprio das empresas de capital aberto.

Em segundo lugar, inova ao buscar evidenciar efeitos específicos das mudanças das normas contábeis sobre o risco sistemático e o não sistemático, e é capaz de mostrar redução do primeiro e não do segundo. Em terceiro lugar, ao separar os efeitos sobre o risco sistemático e o não sistemático, depura um efeito não esperado da adoção de novas normas contábeis no Brasil: um aumento do custo de capital, provavelmente devido a custos incorridos pelas empresas para a transição de sistema contábil. Finalmente, mostra evidências de que a melhoria do ambiente informacional, como pela adoção de padrões contábeis de melhor qualidade, pode reduzir o risco não sistemático das empresas, logo, seu custo de capital próprio.

O trabalho apresentou limitações quanto aos dados utilizados. Eles podem ter sofrido com viés de sobrevivência uma vez que foram incluídas na amostra apenas empresas listadas na B3 ao final de 2017. Deve-se ressaltar que o número de empresas com dados do *bid-ask spread* foi limitado. Ademais, o uso da variável *dummy* para a adoção das *IFRS* como única variável que mensura a qualidade da informação financeira não permite avaliar diferença entre empresas com distintos níveis de comprometimento com os princípios e qualidade das demonstrações financeiras.

A metodologia também possui limitações. Foram utilizados somente dois modelos de mensuração do custo de capital: o *CAPM* e o de três fatores. Há diversos outros modelos para esta tarefa, como modelos que utilizam lucros residuais, fluxo de caixa descontado ou outros

modelos fatoriais. No entanto, os dois modelos utilizados são, provavelmente, os mais amplamente aplicados e utilizados pela academia e pelo mercado. Não obstante, é possível que análises com diferentes modelos de custo de capital próprio descrevam melhor o comportamento das ações brasileiras e apontem resultados diferentes.

Finalmente, como destacado por Hail e Leuz (2006), embora diversas teorias possam apontar a relação entre qualidade das demonstrações financeiras e o custo de capital, a conexão entre os dois está longe de ser óbvia e ainda é objeto de debate. Portanto, este trabalho contribui para corroborar ou questionar resultados prévios, mas também busca abrir novos caminhos que devem ser mais explorados. A distinção dos efeitos da qualidade da informação contábil sobre o risco sistemático e o risco não sistemático pode ir além, seja pela aplicação de outros modelos para mensurar o custo de capital, seja incluindo outras variáveis sobre governança corporativa e qualidade das informações contábeis. A análise dos impactos da assimetria informacional sobre o custo de capital também deve ser melhor investigada com o uso de outras *proxies* que não o *bid-ask spread*. Enfim, ainda há diversas questões quanto à relação entre a qualidade da informação financeira e o custo de capital das empresas a serem investigadas.

REFERÊNCIAS

- AKERLOF, G. A. The market for "lemons": quality uncertainty and the market mechanism. **The Quarterly Journal of Economics**, v.84, n.3, p.488-500, ago. 1970.
- BLACK, F. Capital market equilibrium with restricted borrowing. **The Journal of Business**, v.45, n.3, p.444-455, jul. 1972.
- BORNHOLT, G. Extending the capital asset pricing model: the reward beta approach. **Accounting and Finance**, v.47, n.1, p.69-83, mar. 2007.
- BRAGA, J. P. Impacto do processo de convergência às normas internacionais de Contabilidade na relevância das informações contábeis. São Paulo, 2016. Tese (Doutorado em Controladoria e Contabilidade) – Programa de Pós-Graduação em Controladoria e Contabilidade, Departamento de Contabilidade e Atuária, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo.
- CAMPOS-ESPINOZA, R.; FUENTE-MELLA, H.; SILVA-PALAVECINOS, B.; CADEMARTORI-ROSSO, D. Adopting the IFRS and its impact on reducing information asymmetry in the Chilean capital market. **Netnomics**, v.16, n.3, p.193–204, dez. 2015.
- CAPRON, M. Les enjeux de la mondialisation des normes comptables. **L'Économie Politique**, v.36, n.4, p.81-91, out. 2007.
- CAPRON, M. Les normes comptables internationales, instruments du capitalisme financier. **Sciences de la Société**, n. 68, p.115-130, 2006.
- CARHART, M. M. On Persistence in Mutual Fund Performance. **The Journal of Finance**, v. 52, n. 1, p. 57-82, mar. 1997
- CHIAPELLO, E. Les normes comptables comme institution du capitalisme: une analyse du passage aux normes IFRS en Europe à partir de 2005. **Sociologie du Travail**, v.47, n. 3, p. 362-382, 2005.
- COPELAND, T. E., GALAI, D. Information effects on the bid-ask spread. **The Journal of Finance**, v. 38, n. 5, p. 1457-1469, 1983.
- CORE, J. E.; HAIL, L.; VERDI, R. S. Mandatory disclosure quality, inside ownership, and cost of capital. **European Accounting Review**, v.24, n.1, p.1-29, dez. 2014.
- COSTA, M. C.; LOPES, A. B. Ajustes aos US-GAAP: estudo empírico sobre sua relevância para empresas brasileiras com ADRs negociados na bolsa de Nova Iorque. **Revista Contabilidade & Finanças**, p. 45-57, jun. 2007.
- CRESWELL, J. W. **Projeto de pesquisa: métodos qualitativo, quantitativo e misto**. 2.ed. Porto Alegre: Artmed, 2007.
- DALMÁCIO, Z. D.; LOPES, A. B; REZENDE, A. J.; NETO, A. S. Uma análise da relação entre governança corporativa e acurácia das previsões dos analistas do mercado brasileiro. **Revista de Administração Mackenzie**, v. 14, n.5, p. 104-139, set./out. 2013.

DASKE, H. Economic benefits of adopting IFRS or US-GAAP – have the expected cost of equity capital really decreased? **Journal of Business Finance & Accounting**, v.33, n.3-4, p.329–373, abr/mai. 2006.

EISENHARDT, K. Agency theory: an assessment and review. **The Academy of Management Review**, v.14, n.1, p.57-74, jan. 1989.

ERNST&YOUNG; FIPECAFI. **Manual de Normas Internacionais de Contabilidade**. 2.ed. São Paulo: Atlas, 2010.

ERNSTBERGER, J.; VOGLER, O. Analyzing the German accounting triad - “accounting premium” for IAS/IFRS and U.S. GAAP vis-à-vis German GAAP? **The International Journal of Accounting**, v.43, n.4, p.339-386, dez. 2010.

FAMA, E. F. Agency problems and the theory of the firm. **Journal of Political Economy**, v.88, n.2, p.288-307, abr. 1980.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The cross-section of expected stock returns. **The Journal of Finance**, v.47, n.2, p.427-465, jun. 1992.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, v.33, n.1, p.3-56, fev. 1993.

FAMA, E. F.; JENSEN, M. C. Separation of ownership and control. **Journal of Law and Economics**, v.26, n.2, p.301-325, jun. 1983.

FINANCIAL ACCOUNTING STANDARDS BOARD, FASB. **Statement of Financial Accounting Concepts n. 2**. 2008

FRANK, M. Z.; GOYAL, v. K. Trade-off and pecking order theories of debt. In: *Handbook of empirical corporate finance: empirical corporate finance*. Elsevier. 2011, p. 135–202.

GIL, A. C. **Métodos e técnicas de pesquisa social**. São Paulo: Atlas, 1999.

GITMAN, L. J.; MERCURIO, V. A. Cost of capital techniques used by major U.S. firms: survey and analysis of Fortune's 1000. **Financial Management**, v.11, n.4, p.21-29, 1982.

GRAHAM, J. R.; HARVEY, C. R. The theory and practice of corporate finance: evidence from the field. **Journal of Financial Economics**, v. 60, n.2-3, p.187-243, mai. 2001.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**, England: Pearson Education, 2012.

HAIL, L.; LEUZ, C. International differences in the cost of equity capital: do legal institutions and securities regulation matter? **Journal of Accounting Research**, v. 44, n.3, p.485-531, jun. 2006.

HEIJ, C.; BOER, P.; FRANSES, P. H.; KLOEK, T.; DIJK, H. K. **Econometric methods with applications in business and economics**. Nova Iorque: Oxford, 2004.

JENSEN, M. C.; MECKLING, W. H. Theory of the firm: managerial behavior, agency costs, and ownership structure. **Journal of Financial Economics**, v.3, n.4, p.305-360,

out. 1976.

KERLINGER, F. N. **Metodologia da pesquisa em ciências sociais: um tratamento conceitual**. São Paulo: EPU, 1979.

KYLE, A. S. Continuous auctions and insider trading. **Econometrica**, v.53, n.6, p.1315-1335, nov. 1985.

LAMBERT, R.; LEUZ, C.; VERRECCHIA, R. E. Accounting Information, Disclosure, and the Cost of Capital. **Journal of Accounting Research**, v. 45, i.2, p. 385-420, mai. 2007.

LEUZ, C.; VERRECCHIA, R. E. The economic consequences of increased disclosure. **Journal of Accounting Research**, v.38, supplement, p.91-124, 2000.

LEUZ, C.; WYSOCKI, P. D. Economic Consequences of Financial Reporting and Disclosure Regulation: A Review and Suggestions for Future Research. March, 2008. Disponível em: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1105398

LEUZ, C.; WYSOCKI, P. D. The economics of disclosure and financial reporting regulation: evidence and suggestions for future research. **Journal of Accounting Research**, v.54, n.2, p.525-622, mai. 2016.

LINTNER J. Security prices, risk, and maximal gains from diversification. **The Journal of Finance**, v.20, n.4, p.587-615, dez. 1965.

LOPES, A. B.; ALENCAR, R. C.. Disclosure and cost of equity capital in emerging markets: the Brazilian case. **The International Journal of Accounting**, v.45, n.4, p.443-464, dez. 2010.

MACEDO, M. A. S.; ARAÚJO, M. B. V; BRAGA, J. P. Impacto do processo de convergência às normas internacionais de Contabilidade na relevância das informações contábeis. **Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade**, v. 6, n. 4, p. 367-382, 2012.

MACHADO, D. J. Comparando modelos alternativos de precificação de ativos: Uma análise para o mercado brasileiro. São Paulo, 2017. Tese (Doutorado em Administração de Empresas) – Programa de Pós-Graduação em Administração de Empresas, Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Presbiteriana Mackenzie.

MARKOWITZ, H. Portfolio selection. **The Journal of Finance**, v.7, n.1, p.77-91, mar. 1952.

MODIGLIANI, F.; MILLER, M. H. The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. **The American Economic Review**, v.48, n.3 p.261-297, jun. 1958.

MOSSIN, J. Equilibrium in a capital asset market. **Econometrica**, v.34, n.4 p.768-783, out. 1966.

MUSSA, A.; ROGERS, P.; SECURATO, J. R. Modelos de retornos esperados no mercado brasileiro: testes empíricos utilizando metodologia preditiva. **Revista de Ciências da Administração**, v. 11, n. 23, p. 192-216, jan./abr. 2009.

- MYERS, S. C.; MAJLUF, N. S.. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. **Journal of Financial Economics**, v.13, n.2, p.187-221, jun. 1984.
- NODA, R. F.; MARTELANC, R.; KAYO, E. K. O Fator de Risco Lucro/Preço em Modelos de Precificação de Ativos Financeiros. **Revista Contabilidade & Finanças**, 2015.
- RAD, S. E.; EMBONG, Z.; IFRS adoption and information quality: evidence from emerging market. **Asian Journal of Accounting and Governance**, v.5, n.1, p.37-45, 2014.
- RAFFOUNIER, B. IFRS et gouvernance d'entreprise: un cercle vertueux? **L'Expert-Comptable Suisse**, n. 11, p. 802-809, 2009.
- REZENDE, C. V., ALMEIDA, N. S., LEMES, S. Impacto das IFRS na assimetria de informação evidenciada no mercado de capitais brasileiro. **Revista de Contabilidade e Organizações**, v. 9. n. 24, p.18-30, mar. 2015.
- ROLL, R.; ROSS, S. A. An empirical investigation of the arbitrage pricing theory. **The Journal of Finance**, v.35, n.5, p.1073-1103, dez. 1980.
- ROSS, S. A. The economic theory of agency: the principal's problem. **The American Economic Review**, v.63, n.2, p.134-139, mai. 1973.
- ROSS, S. The arbitrage theory of capital asset pricing. **Journal of Economic Theory**, v.13, n.3, p.341-360, dez. 1976.
- SHANKEN, J. The arbitrage pricing theory: is it testable? **The Journal of Finance**, v.37, n.5, p.1129-1140, dez. 1982.
- SHARPE W. F. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. **The Journal of Finance**, v.19, n.3, p.425-442, set. 1964.
- SILVA, R. L. M. Adoção completa das IFRS no Brasil: qualidade das demonstrações contábeis e o custo de capital próprio. São Paulo, 2013. Tese (Doutorado em Controladoria e Contabilidade) – Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis, Departamento de Contabilidade e Atuária, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo.
- SILVA, R. L. M.; NARDI, P. C.C. Full adoption of IFRSs in Brazil: Earnings quality and the cost of equity capital. **Research in International Business and Finance**, v. 42, p. 1057-1073, 2017.
- SODERSTROM, N. S.; SUN, K. J. IFRS Adoption and Accounting Quality: A Review. **European Accounting Review**, v.16, n. 4, p. 675-702, 2008.
- TREYNOR, J. L.; BLACK, F. How to use security analysis to improve portfolio selection. **The Journal of Business**, v.46, n.1, p.66-86, jan. 1976.
- VÉRON, N. Histoire e déboires possibles des normes comptables internationales. **L'Economie Politique**, n.36, v.4, p. 92-112, 2007.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à Econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Cengage Learning, 2010.