

IMPACTO DA ADOÇÃO DAS IFRS NO CUSTO DE CAPITAL PRÓPRIO DE COMPANHIAS BRASILEIRAS

IMPACT OF IFRS ADOPTION ON THE COST OF EQUITY OF BRAZILIAN TRADED COMPANIES

DANIEL RENNÓ TENENWURCEL

Universidade Federal de Minas Gerais - Brasil
danieltenenw@gmail.com
ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5659-5486>

MARCOS ANTÔNIO DE CAMARGOS

Universidade Federal de Minas Gerais e Faculdade IBMEC de Minas Gerais - Brasil
marcosac@face.ufmg.br
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3456-8249>

R E S U M O

Este artigo tem como objetivo analisar o impacto da adoção das *IFRS* no custo de capital próprio, discriminando o risco sistemático e não sistemático em empresas brasileiras de capital aberto. A amostra da pesquisa é composta de 148 empresas listadas na B3, no período de 2002 a 2017. Foram realizadas regressões para a análise em nível de portfólio via modelos *CAPM* e Fama e French (1993). Em seguida, regrediu-se os retornos anualizados das empresas, utilizados como *proxy* do custo de capital próprio. Constatou-se que a adoção das *IFRS* reduziu o custo de capital próprio, por meio da redução do risco sistemático das empresas brasileiras. Porém, não reduziu o risco não sistemático e gerou custos adicionais para as empresas.

P A L A V R A S - C H A V E

IFRS, custo de capital próprio, risco sistemático, risco não sistemático, *CAPM*.

A B S T R A C T

In this article we analyze the impact of IFRS adoption on the cost of equity, distinguishing systematic and non-systematic risk in publicly traded Brazilian companies. The research sample is made up of 148 companies listed on B3, from 2002 to 2017. Regressions were performed for the portfolio-level analysis using the CAPM and Fama and French models (1993). Then, the annualized returns of companies regressed, used as a proxy for the cost of equity. We concluded that the adoption of IFRS reduced the cost of equity, by reducing the systematic risk of Brazilian companies. However, it did not reduce non-systematic risk and generated additional costs for companies.

K E Y W O R D S

IFRS, cost of equity, systematic risk, non-systematic risk, CAPM.

INTRODUÇÃO

A literatura de Finanças e Contabilidade destaca que padrões contábeis de alta qualidade diminuem a seleção adversa, a assimetria informacional e o custo de capital, além de proporcionar uma elevação da eficiência de mercado, melhorando os resultados financeiros. As *International Financial Reporting Standards (IFRS)* provêm transparência ao aumentar a comparabilidade e a qualidade das informações financeiras, ajudando investidores a identificar oportunidades e riscos ao redor do mundo, logo aprimorando a alocação de capital (LEUZ; VERRECHIA, 2000; DASKE, 2006; CAMPOS-ESPINOZA, FUENTE-MELLA, SILVA-PALAVECINOS; CADEMARTORI-ROSSO, 2015; LEUZ; WYSOCKI, 2016). 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 informacionais e, por consequência, o custo de capital das empresas.

As *IFRS* foram desenvolvidas tendo em vista a realidade dos países com mercados de capitais desenvolvidos e a maioria dos trabalhos sobre as melhorias geradas pela adoção das *IFRS* analisam tais mercados (DASKE, 2006; ERNSTBERGER; VOGLER, 2008; REZENDE, ALMEIDA; LEMES, 2015). Esses países apresentam diferenças consideráveis em comparação com os países em desenvolvimento como a organização da economia e sociedade, o desenvolvimento do mercado de capitais, as autoridades regulatórias e a estrutura de propriedade. Dessa forma, torna-se relevante analisar se a adoção dos *IFRS* teve

impacto sobre o custo de capital próprio das empresas brasileiras, uma economia em desenvolvimento.

No entanto, 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 (HAIL; LEUZ, 2006). Partindo da premissa de que a padronização pelas normas contábeis internacionais no Brasil levaria à melhoria do funcionamento do mercado de capitais, o objetivo deste trabalho é analisar se a adoção obrigatória das *IFRS* pelas empresas de capital aberto brasileiras listadas na B3 - Brasil, Bolsa, Balcão - resultou na diminuição do custo de capital próprio.

Ainda são poucos os estudos que buscam avaliar os efeitos diretos da adoção mandatória das *IFRS* sobre o custo de capital das empresas brasileiras, o que ocorreu a partir de 2010, em vista da Lei nº 11.638, de 28 de dezembro de 2007. Analisando dados do Brasil (SILVIA; NARDI, 2017) e de países da América Latina (MOURA, ALTUWAIJRI; GUPTA, 2020), outros trabalhos apontaram para uma redução do custo do capital próprio após a adoção das *IFRS*, embora haja evidências que vão ao sentido contrário desses artigos (GATSIOS, SILVA, AMBROZINI, ASSAF NETO; LIMA, 2016). Entretanto, este trabalho avança em relação a essas pesquisas, se diferenciando quanto à metodologia, ao empregar regressão em duas etapas, sendo a primeira, regressão de portfólios e a segunda, utilizando os retornos anualizados para cálculo do custo de capital pró-

prio os modelos de CAPM e três fatores de Fama e French (1993), o que permitiu discriminar impactos da mudança sobre o risco sistemático e o risco não sistemático das empresas brasileiras analisadas.

REFERENCIAL TEÓRICO

As discussões sobre a adoção de novos padrões contábeis com uniformidade internacional se intensificaram a partir da década de 2000. Pode-se citar como motivadores desse movimento as crises econômicas mundiais, os escândalos corporativos, a intensificação da internacionalização e o aumento da competitividade dos mercados de capitais (CHIAPELLO, 2005; CAPRON, 2006; VÉRON, 2007; LEUZ; WYSOCKI, 2016). Desde que a Europa adotou as IFRS como padrão contábil oficial e mandatório para todas as empresas listadas em bolsas de valores, este rapidamente se tornou a norma contábil mais influente e difundida globalmente (DASKE, 2006).

As IFRS exigem maior quantidade de informação e maior transparência que outros padrões contábeis, como os da maioria dos países da Europa Continental, ao menos no que se refere ao ponto de vista dos investidores (LEUZ; VERRECHIA, 2000; DASKE, 2006; LEUZ; WYSOCKI, 2016). Considerando que as IFRS melhoraram a qualidade dos relatórios financeiros das empresas, espera-se que haja maior controle dos acionistas sobre o comportamento dos gestores e redução da assimetria informacional, com conseqüente queda do custo de capital das empresas (HAIL; LEUZ, 2007; ERNSTBERGER; VOGLER,

2008; KIM, SHI; ZHOU, 2013; CASTILLO-MERINO, MENÉNDEZ-PLANS; ORGAZ-GUERRERO, 2014; FENG, WANG; HUANG, 2017; GÓIS, LIMA, SOUSA; MALACRIDA, 2018; HABIB, BHUIYAN; HASAN, 2019). Entretanto, existem evidências que não comprovaram a redução do custo de capital associada à adoção das IFRS (DASKE, 2006; AUGUSTINI, 2016; GATSIOS *et al.*, 2016).

A redução do custo de capital das empresas com a adoção das IFRS pode ser explicada pelas teorias da agência, segundo a qual a diferença de objetivos entre agente e principal geram custos para a empresa que resultam na redução do custo de capital (JENSEN; MECKLING, 1976; FAMA, 1980; EISENHARDT, 1989), e da assimetria informacional, que demonstra haver custos de transação entre agentes mal e bem informados (AKERLOF, 1970; COPELAND; GALAI, 1983). No entanto, as teorias da agência e da assimetria informacional, além de outras teorias como a *Pecking Order Theory* (MYERS, 1984) e a *Trade-Off Theory* (FRANK; GOYAL, 1984), apresentam diversos outros fatores que afetam o custo de capital, como o nível de endividamento, o tamanho, a rentabilidade e o crescimento das empresas. Portanto, não é trivial a verificação dos efeitos da mudança do padrão contábil sobre o custo de capital das empresas que deve ser controlado por diversas variáveis.

De acordo com DASKE (2006), existem três correntes de explicação para a queda do custo de capital decorrente da adoção das IFRS. A primeira corrente defende que a melhor qualidade das informações reduz

o custo de capital ao diminuir o risco de estimação não diversificável, atrelado à mensuração do beta da empresa (LEUZ; WYSOCKI, 2016). A segunda argumenta que o aumento da qualidade de informações reduz o risco de liquidez do título. Dessa forma, empresas comprometidas com relatórios financeiros que apresentem informações mais transparentes reduzem a assimetria informacional, elevando a liquidez e diminuindo o custo de capital (LEUZ; VERRECHIA, 2000; DASKE, 2006; LEUZ; WYSOCKI, 2016). A terceira corrente 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 (LEUZ e WYSOCKI, 2016).

No entanto, existem autores que contrários a essas correntes argumentando que fatores como permanência de manipulações contábeis, dificuldades na adequação às mudanças das normas contábeis e fragilidade do ambiente institucional dos países pesam contra a redução do custo de capital a partir da adoção de novas normas contábeis (SODERSTROM; SUN, 2008; RAFFOURNIER, 2009; CAMPOS-ESPINOZA *et al.*, 2015). Ademais, as evidências existentes ainda não são conclusivas sobre os efeitos da melhoria da qualidade das informações sobre o custo de capital (DASKE, 2006).

Diversos estudos internacionais, utilizando estimativas implícitas do custo de

capital próprio das empresas, encontraram resultados indicativos de sua redução a partir da adoção de padrões contábeis mais transparentes (HAIL; LEUZ, 2006; LAMBERT, LEUZ; VERRECHIA, 2007; KIM *et al.* 2013; CASTILLO-MERINO *et al.*, 2014; FENG *et al.*, 2017). Moura *et al.* (2020) identificaram redução do custo de capital próprio a partir da adoção mandatória das IFRS em cinco países latino-americanos. No entanto, há trabalhos que encontraram evidências de que a adoção das IFRS não resultou em redução de custos de capital próprio das empresas (DASKE, 2006; AUGUSTINI, 2016)

Ernstberger e Vogler (2008) analisaram 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: o CAPM e modelos de múltiplos fatores, inclusive o de Fama e French (1993). Dessa forma, os autores observaram, em uma análise em nível de portfólio, os efeitos da mudança de padrão contábil sobre o risco sistemático das empresas. Adicionalmente, os autores realizaram uma análise em nível de empresas para avaliar se a adoção das IFRS ou US-GAAP teve efeito adicional sobre as empresas, concluindo que a adoção voluntária das IFRS ou US-GAAP teve impacto positivo, reduzindo o risco sistemático das empresas.

Core, Hail e Verdi (2014) analisaram o efeito da adoção da melhoria das informações financeiras sobre empresas de 35 países empregando modelos de custo de capital por estimativas implícitas, bem como com os modelos CAPM e Fama e French (1993). A partir de uma análise em

duas etapas, em nível de portfólio e de empresa, concluíram que a melhoria da informação reduz o custo de capital das empresas diretamente via redução do risco de estimação e indiretamente via redução de custos de agência.

No contexto específico do Brasil, 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; NARDI, 2017).

Lopes e Alencar (2010) verificaram a redução do custo de capital de empresas listadas na então Bovespa que apresentaram voluntariamente informações financeiras com maior qualidade e que este efeito era mais forte em empresas com menos acompanhamento dos analistas de mercado. Silva e Nardi (2017) observaram 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. No entanto, não foram encontrados coeficientes significativos para verificar se a adoção das *IFRS* reduziu o custo de capital, apesar de indicações positivas. Gatsios *et al.* (2016) não identificaram redução do custo de capital próprio das empresas brasileiras de capital aberto com a adoção das

IFRS a partir de uma análise realizada para o período de 2004 a 2013, utilizando o modelo de *CAPM* adaptado ao mercado de capitais brasileiro como *proxy* do custo de capital próprio.

No entanto, não foram identificados estudos para empresas brasileiras que avaliam os efeitos das *IFRS* aplicando modelos de custo de capital próprio de múltiplos fatores e que busquem separar os efeitos da mudança sobre o risco sistemático e o risco não sistemático, conforme realizado por Ernstberger e Vogler (2008) e Core *et al.* (2014). Portanto, as seguintes hipóteses foram testadas neste trabalho:

- H₁: a adoção obrigatória das *IFRS* pelas empresas brasileiras de capital aberto levou à redução do seu custo de capital próprio (DASKE, 2006; LOPES; ALENCAR, 2010; ERNSTBERGER; VOGLER, 2008; CORE *et al.*, 2014);
- H₂: a redução do custo de capital próprio pela adoção das *IFRS* se deu pela redução do risco sistemático das empresas (ERNSTBERGER; VOGLER, 2008; CORE *et al.*, 2014);
- H₃: a redução do custo de capital próprio pela adoção das *IFRS* se deu pela redução do risco não sistemático das empresas (DASKE, 2006; LAMBERT *et al.*, 2007; CORE *et al.*, 2014).

METODOLOGIA

Os dados utilizados nesta pesquisa são anuais, extraídos das demonstrações financeiras de uma amostra de 148 companhias brasileiras de capital aberto não financeiras listadas na B3, abrangendo o período de 2002 a 2017. As fontes de dados foram: Economática (demonstrações financeiras); Yahoo Finanças (cotações anuais das ações e do Ibovespa); Investing.com (ADRs - *American Depositary Receipts*); Banco Central (taxa Selic – taxa livre de risco).

A base de dados foi estruturada em formato de um painel desbalanceado e a análise empírica consistiu em duas etapas. A primeira teve como objetivo testar as hipóteses 1 (H_1) e 2 (H_2), ou seja, se a adoção das IFRS reduz o custo de capital das empresas, e se tal ocorreu em vista da redução do risco sistemático das empresas.

Para tanto, foi calculado o custo de capital usando regressões em nível de portfólio, com os modelos CAPM e três fatores Fama e French (1993) seguindo o trabalho de Ernstberger e Vogler (2008) 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 de múltiplos fatores ainda não pode ser afirmada frente às diferentes conclusões encontradas na literatura sobre custo de capital no Brasil (MUSSA et al., 2009; ERNSTBERGER; VOGLER, 2008; CORE et al., 2014; MACHADO, 2017). 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 Tabela 1:

Tabela 1 - Variáveis do modelo para análise do risco sistemático do custo de capital

| Variável / Sigla | Definição Operacional | Sinal | Descrição/Função | Trabalhos de Referência |
|------------------|--|-------|---|---|
| $R_i - R_f$ | Retorno individual de uma ação ou portfólio i no período t subtraído do retorno do ativo livre de risco (SELIC). | NA | Proxy 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 t (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. |

| Variável / Sigla | Definição Operacional | Sinal | Descrição/Função | Trabalhos de Referência |
|------------------|---|-------|---|---|
| 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 <i>book-to-market</i> das empresas. | Fama e French, 1993; Core et al., 2014; Ernstberger e Vogler, 2010. |
| DIFRS | 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 IFRS sobre a assimetria informacional e o custo de capital. | Rad e Embong, 2014; Rezende, Almeida e Lemes, 2015; Braga (2016) Silva e Nardi (2017) |

NOTA: NA – NÃO SE APLICA; RI – RF - EXCESSO DE RETORNO DA AÇÃO EM RELAÇÃO AO RETORNO LIVRE DE RISCO; É O PREÇO DE FECHAMENTO AJUSTADO DA AÇÃO I AO FINAL DO ANO T; É O VALOR DA TAXA SELIC APURADA PARA OS 12 MESES DO ANO T; É O VALOR DO ÍNDICE BOVESPA AO FINAL DO ANO T; RM – RF - EXCESSO DO RETORNO DO PORTFÓLIO EFICIENTE DE MERCADO EM RELAÇÃO AO RETORNO LIVRE DE RISCO; SMB - FATOR SMALL MINUS BIG; HML - FATOR HIGH MINUS LOW; DIFRS - DUMMY D A ADOÇÃO DAS NORMAS CONTÁBEIS INTERNACIONAIS.

FONTE - ELABORAÇÃO PRÓPRIA.

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

$$R_{i,t} - R_{rt} = \alpha_i + \beta_1(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_2 D_{IFRS_t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Lambert et al. (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.

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:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_1(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \beta_4 D_{IFRS_t} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Agora são quatro parâmetros de inclinação representados por . Assim como Fama e French (1993) e Ernstberger e Vogler (2008), a amostra de empresas é dividida em seis portfólios, de acordo com o tamanho da empresa e com a razão *book-to-market*.

Foi aplicada a regressão de série-temporal para cada um dos seis portfólios utilizando tanto o modelo de *CAPM* quanto o de três fatores 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 de cálculo do custo de capital. A análise de regressão utilizou a técnica dos mínimos quadrados ordinário (MQO) *pooled*, sendo aplicados os testes de autocorrelação e heterocedasticidade (HEIJ, BOER, FRANCES, KLOEK; DIJK, 2004).

A segunda 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 em um modelo no qual o retorno anualizado das ações foi utilizado como *proxy* do custo de capital e regredido 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. A Tabela 2 apresenta as variáveis utilizadas neste modelo.

Tabela 2 - Variáveis do modelo para análise do risco não sistemático do custo de capital

| 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 <i>et al.</i> , 2014. |
| D_{IFRS} | Variável <i>dummy</i> : 1 se os relatórios financeiros são preparados conforme as IFRS; 0 caso contrário. | - | 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. |
| BETA | <i>CAPM</i> e três fatores (ampliados) | + | 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 | $\frac{L AJIR}{AT}$ | - | 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> : 1 se a empresa está listada no Novo Mercado da B3; 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> : 1 se a empresa está listada na NYSE; 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> : 1 se a observação ocorrer em um ano de crise econômica brasileira; 0 caso contrário. | + | Controla o cenário macroeconômico do país. | - |

NOTA: NA – NÃO SE APLICA; RET - RETORNO ANUAL DA AÇÃO; DIFRS - DUMMY DE ADOÇÃO DAS NORMAS CONTÁBEIS INTERNACIONAIS; BETA - PRÊMIO PELO RISCO SISTEMÁTICO CALCULADO PELOS MODELOS CAPM, CAPM AMPLIADO, TRÊS FATORES OU TRÊS FATORES AMPLIADO; END - VARIÁVEL DE CONTROLE PELO NÍVEL DE ENDIVIDAMENTO; ROA - VARIÁVEL DE CONTROLE DA RENTABILIDADE CALCULADA PELO RETORNO SOBRE OS ATIVOS; CRESC - VARIÁVEL DE CONTROLE PELO CRESCIMENTO; DNM - DUMMY DA LISTAGEM DA AÇÃO NO NOVO MERCADO; DNYSE - DUMMY DA EXISTÊNCIA DE ADR NEGOCIADA NA NYSE; DCRISE - DUMMY DE ANOS DE CRISE.

O risco sistemático foi mensurado de acordo com os modelos *CAPM*, *CAPM* aumentado, três fatores e três fatores aumentado (ambos aumentados com a inclusão da *dummy* *DIFRS*). O modelo também inclui variáveis de controle. Assim, foi possível testar as hipóteses H_1 e H_3 , ou seja, se a adoção das *IFRS* reduz o custo de capital das empresas e se existe um componente oriundo da redução do risco não sistemático. Foi empregada a seguinte equação de regressão:

$$Ret_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 D_{IFRSi,t} + \beta_2 BETA_{i,t} + \beta_3 END_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 CRESC_{i,t} + \beta_6 D_{NMi,t} + \beta_7 D_{NYSEi,t} + \beta_8 D_{CRISi,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

O coeficiente β_1 mensura o efeito direto da adoção obrigatória das *IFRS* sobre o custo de capital das empresas, enquanto β_2 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 3, foram incluídas as variáveis rentabilidade e crescimento, de forma a separar influências destas variáveis sobre o retorno das ações, sejam elas diversificáveis ou não. Ademais, 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, que 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 da crise econômica do Brasil. Foram considerados anos de crise aqueles que apresentaram variação negativa do PIB (2009, 2015 e 2016).

Ressalta-se que a regressão (3) foi rodada quatro vezes, aplicando os resultados dos modelos *CAPM*, *CAPM* ampliado, três fatores e três fatores ampliado, calculados na segunda etapa da análise. Assim, foi possível verificar qual dos modelos apresenta melhor poder explicativo para o custo de capital próprio das empresas.

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

APRESENTAÇÃO DOS RESULTADOS

Efeitos da adoção das IFRS sobre o risco sistemático das empresas

A Tabela 3 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis da equação (2) e as estatísticas descritivas dos retornos das seis carteiras.

Tabela 3 - Estatísticas descritivas das variáveis da equação (2)

| PARTE I – Estatísticas agregadas para o conjunto das carteiras | | | | | | | | | | | | |
|--|---------------------------|-------------|---------|---------|-------------------|-------------|---------|---------|-------------------|-------------|---------|---------|
| | Amostra Completa (N = 96) | | | | Pré-IFRS (N = 48) | | | | Pós-IFRS (N = 48) | | | |
| | Média | Desv. Padr. | Min. | Max. | Média | Desv. Padr. | Min. | Max. | Média | Desv. Padr. | Min. | Max. |
| R-Rf | 0,3011 | 0,6342 | -0,6998 | 2,8661 | 0,5177 | 0,7795 | -0,6998 | 2,8661 | 0,0845 | 0,3311 | -0,4397 | 1,1327 |
| Rm-Rf | 0,0290 | 0,3526 | -0,5435 | 0,7423 | 0,1361 | 0,4395 | -0,5435 | 0,7423 | -0,0780 | 0,1863 | -0,2968 | 0,2287 |
| SMB | 0,3368 | 0,5248 | -0,1541 | 1,8364 | 0,6088 | 0,6205 | -0,1541 | 1,8364 | 0,0649 | 0,1437 | -0,1112 | 0,3418 |
| HML | 0,2318 | 0,4193 | -0,2817 | 1,2873 | 0,3526 | 0,4245 | -0,2817 | 1,2873 | 0,1111 | 0,3814 | -0,2274 | 0,9488 |
| IFRS | 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-IFRS | | | | pós-IFRS | | | |
| | Média | Desv. Padr. | Min | Max | Média | Desv. Padr. | Min | Max | Média | Desv. Padr. | Min | Max |
| SH (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 |
| SM (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 |
| SL (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 |
| BH (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 |
| BM (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 |
| BL (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.

O retorno no período anterior à adoção das *IFRS* foi em média mais de seis vezes superior ao observado a partir da adoção das *IFRS* (0,5177 e 0,0845 antes e após, respectivamente). O desvio-padrão do retorno também reduziu substancialmente após a adoção das *IFRS*. Esses valores são, a princípio, coerentes com H_1 de que a adoção obrigatória das *IFRS* reduziu o custo de capital próprio.

Todos os fatores de precificação do ativo do modelo *CAPM* e do modelo de três fatores apresentaram reduções no período pós-adoção das *IFRS*, com as carteiras de empresas pequenas tendo 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 em que o valor deste índice é baixo.

O retorno médio para cinco das seis carteiras foi mais elevado no período pré-*IFRS*, sendo a carteira *BL* 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 *BH*. 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.

Ressalta-se que a teoria do *CAPM*, em suas premissas, não suporta a existência de prêmios de risco negativos como os observados na amostra, o que pode causar vies nos resultados, caso as oscilações do mercado não se anulem ou a variável de risco de mercado não esteja bem calculada (ELTON, 1999). Como destacam Ernsterberger e Vogler (2008), existem diversos modelos de cálculo do custo de capital próprio e todos têm vantagens e fraquezas. Este trabalho utiliza dois modelos de estimação direta para buscar resultados mais consistentes, o *CAPM* e o de três fatores.

A Tabela 4 apresenta os resultados dos coeficientes de correlação das variáveis da equação (2), bem como seus testes de significância estatística. Verifica-se correlação média entre algumas variáveis independentes do modelo, com destaque para a existente entre o fator *HML* e o retorno de mercado e o fator *SMB* e a *dummy IFRS*.

Tabela 4 - Correlação das variáveis da equação (2)

| | R-R _f | R _m -R _f | SMB | HML | IFRS |
|--------------------------------|-----------------------|--------------------------------|-----|-----|------|
| R-R _f | 1 | | | | |
| R _m -R _f | 0,6161*** (0,0000) | 1 | | | |
| SMB | 0,5365*** (0,0000) | 0,3118*** (0,0020) | 1 | | |

| | | | | | |
|-------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|---|
| <i>HML</i> | 0,2463** (0,0156) | 0,5915*** (0,0000) | -0,2276** (0,0276) | I | |
| <i>IFRS</i> | -0,3433*** (0,0006) | -0,3052*** (0,0025) | -0,5209*** (0,0000) | -0,2894*** (0,0042) | I |

NOTA: *, **, *** DENOTA SIGNIFICÂNCIA ESTATÍSTICA A 10%, 5% E 1%, RESPECTIVAMENTE.
FONTE - ELABORAÇÃO PRÓPRIA.

A Tabela 5 apresenta os resultados da regressão da equação de custo de capital para as seis carteiras utilizando os quatro modelos propostos. Os resultados dos testes de Durbin-Watson e de Breusch-Pagan indicaram autocorrelação para a regressão do *CAPM* na carteira *BM* e heterocedasticidade na carteira *BH*, que tiveram então, suas estimações realizadas com desvios-padrões robustos.

Observam-se coeficientes significantes para os interceptos das carteiras *BM*, *SH*

e *SM* 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.

Tabela 5 - 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 (<i>CAPM</i>) | 0,9926*** | 0,5519*** | 1,0840*** | 1,9059*** | 0,9395 | 1,1757*** |
| Constante | 0,1191 | 0,0384 | 0,1643*** | 0,6472*** | 0,3051 | 0,3395*** |
| F (1, 14) | 24,09 | 21,56 | 89,25 | 25,07 | 2,44 | 22,08 |
| R ² | 0,6324 | 0,6062 | 0,8644 | 0,6416447 | 0,1486 | 0,6119 |
| Beta (<i>CAPM</i> com <i>IFRS</i>) | 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*** |
| F (2, 13) | 11,36 | 18,80 | 58,49 | 18,87 | 1,89 | 15,07 |
| R ² | 0,6362 | 0,7431 | 0,9000 | 0,7438391 | 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 | 1,1340*** | 1,3672*** | 0,5216*** |

| | BH | BL | BM | SH | SL | SM |
|-------------------------------|----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| HML | 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 |
| F (3, 12) | 11,94 | 14,15 | 34,95 | 118,74 | 53,70 | 23,12 |
| 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*** |
| SMB | 0,2437 | -0,0715 | 0,0311 | 1,2296*** | 1,5448*** | 0,4289** |
| HML | 0,6797** | -0,2544* | 0,1504 | 0,8697*** | -0,1962 | -0,0978 |
| IFRS | 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 |
| F (4, 11) | 10,24 | 12,17 | 27,96 | 90,37 | 43,63 | 16,85 |
| 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.

O poder explicativo das regressões aumentou significativamente em relação ao modelo *CAPM* e se mostra alto para todas as carteiras. Observa-se também uma redução do valor do intercepto em relação ao modelo *CAPM* para cinco de seis carteiras, sendo a exceção o modelo *BL*. 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.

Efeitos da adoção das *IFRS* sobre o risco não sistemático das empresas

A Tabela 6 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis da equação (3) para os quatro modelos utilizados de mensuração

de custo de capital, tanto para a amostra completa quanto para os subconjuntos de observações antes e após a adoção obrigatória das *IFRS*.

O prêmio médio pelo risco sistemático foi mais elevado no período antes da adoção das *IFRS*, sendo que o desvio-padrão também reduziu no segundo período para os quatro modelos calculados. A adoção das *IFRS* representou redução da média e da dispersão dos retornos das ações, indício de que a hipótese de que a adoção obrigatória das *IFRS* levou à redução do capital próprio das empresas brasileiras (H_1) não pode ser rejeitada.

Tabela 6 – Estatísticas descritivas das variáveis da equação (3)

| 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 CAPM | 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 CAPM + IFRS | -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 + IFRS | 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-R _f | 0,1545 | 0,8123 | -1,1043 | 9,3912 | 0,3284 | 1,0494 | -1,1043 | 9,3912 | 0,0418 | 0,5850 | -1,0311 | 7,2988 |
| IFRS | 0,6067 | 0,4886 | 0,0000 | 1,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 1,0000 | 0,0000 | 1,0000 | 1,0000 |
| 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.

A variável *IFRS* indica quais são as observações antes e após o período de adoção obrigatória das novas normas contábeis internacionais e a média de 0,6067 da amostra completa aponta que há um número maior de observações da amostra no período pós-*IFRS*. Da mesma forma, as médias das demais variáveis *dummies* indicam a proporção de observações de empresas que atendem aquele critério.

A Tabela 7 apresenta os resultados dos coeficientes de correlação das variáveis da equação (3), bem como seus testes de significância estatística. Todas as variáveis apresentaram correlação fraca com as demais.

Tabela 7 - Correlação das variáveis da equação (3)

| | Prêmio CAPM | Prêmio FF | Prêmio CAPM + IFRS | Prêmio FF + IFRS | R-Rf | IFRS | Endividamento | ROA | Crescimento | Novo Mercado | NYSE | Crise |
|---------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|---------------------|-------|
| R-Rf | 0,4528*** (0,0000) | 0,5087*** (0,0000) | 0,3948*** (0,0000) | 0,4984*** (0,0000) | 1 | | | | | | | |
| IFRS | -0,2966*** (0,0000) | -0,3958*** (0,0000) | -0,4662*** (0,0000) | -0,3481*** (0,0000) | -0,1706*** (0,0000) | 1 | | | | | | |
| Endividamento | 0,004 (-0,8754) | 0,0648*** (-0,0105) | 0,0165* (-0,5160) | 0,0725*** (-0,0042) | 0,0015 (-0,9526) | -0,0297 (-0,2243) | 1 | | | | | |
| ROA | -0,0026 (0,9169) | 0,0255 (0,3156) | 0,0848*** (0,0008) | 0,0087 (0,7314) | 0,1349*** (0,0000) | -0,163*** (0,0000) | -0,0206 (0,3997) | 1 | | | | |
| Crescimento | -0,0584** (0,0213) | -0,018 (0,4789) | -0,0238 (0,3483) | -0,0184 (0,4686) | -0,0061 (0,8095) | -0,0523** (0,0364) | -0,0026 (0,9158) | 0,0059 (0,8145) | 1 | | | |
| Novo Mercado | -0,0667*** (0,0085) | -0,113*** (0,0000) | -0,1137*** (0,0000) | -0,0949*** (0,0002) | -0,0388 (0,1259) | 0,229*** (0,0000) | -0,0518** (0,0340) | -0,0325 (0,1839) | 0,0357 (0,1527) | 1 | | |
| NYSE | -0,0071 (0,7791) | -0,0954*** (0,0000) | 0,0862*** (0,0000) | -0,1154*** (0,0000) | -0,0576** (0,0230) | -0,0128 (0,6005) | -0,0186 (0,4467) | 0,0226 (0,3548) | -0,0156 (0,5318) | -0,1159*** (0,0000) | 1 | |
| Crise | 0,3374*** (0,0000) | 0,2146*** (0,0000) | 0,2592*** (0,0000) | 0,2151*** (0,0000) | 0,1297*** (0,0000) | 0,1043*** (0,0000) | -0,0474* (0,0563) | -0,1166*** (0,0000) | -0,0494** (0,0480) | 0,0892*** (0,0003) | -0,0107 (0,6654) | 1 |

NOTA: *, **, *** DENOTA SIGNIFICÂNCIA ESTATÍSTICA A 10%, 5% E 1%, RESPECTIVAMENTE.

FONTE - ELABORAÇÃO PRÓPRIA

A Tabela 8 apresenta os resultados da regressão da equação (3) utilizando os betas obtidos nos quatro modelos utilizados. Verificou-se a presença de heterocedasticidade, mas ausência de autocorrelação a partir dos testes estatísticos. Portanto foram estimados desvios-padrões robustos para heterocedasticidade nos modelos. Os testes de Chow e de Hausman apontaram que o uso de MQO *pooled* é o mais

eficiente para todos os modelos, pelo que selecionou os resultados a partir da aplicação desta técnica para serem apresentados.

Verifica-se que, no modelo do CAPM, os coeficientes do prêmio pelo risco sistemático, pela rentabilidade e pela listagem da ação na NYSE são significativos. 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. 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 8 - Resultados das regressões dos modelos CAPM, CAPM ampliado, Fama e French e Fama e French ampliado de risco sistemático do custo de capital

| Variável | CAPM | CAPM+IFRS | FF | FF+IFRS |
|------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| IFRS | -0,0167 | 0,0532 | 0,0940* | 0,0406 |
| Prêmio beta CAPM | 0,8785*** | 0,6249*** | 0,7504*** | 0,7096*** |
| Endividamento | 0,0001 | 0,0000 | -0,0007 | -0,0008 |
| ROA | 1,2869*** | 1,0781*** | 1,2842*** | 1,3240*** |
| Crescimento | 0,0070 | 0,0017 | 0,0020 | 0,0016 |
| Novo Mercado | -0,0184 | -0,0239 | 0,0045 | -0,0021 |
| NYSE | -0,1264*** | -0,2045*** | -0,0180 | -0,0035 |
| Crise | -0,0080 | 0,0746* | 0,0550 | 0,0711 |
| Constante | 0,0669 | 0,1347*** | -0,1551*** | -0,1440** |
| F (8, 1544) | 35,99 | 29,36 | 23,98 | 24,23 |
| R ² | 0,2283 | 0,1772 | 0,2787 | 0,2687 |
| B-P | p>chi2 = 0,000 | p>chi2 = 0,000 | p>chi2 = 0,000 | p>chi2 = 0,0000 |
| Wald | p>chi2 = 0,0000 | p>chi2 = 0,0000 | p>chi2 = 0,0000 | p>chi2 = 0,0000 |
| Wooldridge | p>F = 0,4363 | p>F = 0,2771 | p>F = 0,4004 | p>F = 0,3154 |
| Teste F | p>F = 0,9720 | p>F = 0,4348 | p>F = 0,8875 | p>F = 0,7522 |
| Hausman | p>chi2 = 0,6794 | p>chi2 = 0,0000 | p>chi2 = 0,0617 | p>chi2 = 0,0066 |
| Teste B-P | p>chi2 = 1,000 | p>chi2 = 1,000 | p>chi2 = 1,000 | 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 INDICA QUE EFEITOS ALEATÓRIOS NÃO DIFERE DO POOLED)

NOTA: *, **, *** DENOTA SIGNIFICÂNCIA ESTATÍSTICA A 10%, 5% E 1%, RESPECTIVAMENTE.

FONTE - ELABORAÇÃO PRÓPRIA.

Os resultados para o modelo *CAPM* ampliado com a variável *IFRS* são similares. Os coeficientes do prêmio pelo risco sistemático são significativos e positivos, 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, com efeitos negativos maiores do que no modelo *CAPM* convencional. A variável *IFRS* não apresenta significância estatística.

DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Conforme pode ser observado na Tabela 4, 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 *et al.*, 2009; NODA *et al.*, 2016), o resultado deste estudo indica que o beta é mais elevado para empresas pequenas do que para empresas grandes. 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. Houve aumento do poder explicativo da regressão para as seis carteiras, com as maiores elevações ocorrendo nas carteiras *BL* e *SH*, sinalizando que a adoção das *IFRS* afetou o risco sistemático das empresas brasileiras de capital aberto, conforme exposto na H_2 , uma vez que a inclusão da variável apresentou sig-

nificância estatística e melhorou o poder explicativo do modelo. No entanto, o coeficiente da *dummy IFRS* para a carteira *BL* mostra que a redução do custo de capital não ocorreu para todas as empresas que adotaram as *IFRS*, sendo mais expressiva para as empresas pequenas. 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.

Utilizando o modelo de Fama e French (1993), observa-se um aumento do poder explicativo das regressões (R^2) e os coeficientes do prêmio pelo risco de mercado são significativos em todas as carteiras. Para as carteiras *BH* e *BM*, além do retorno de mercado, o fator *HML* também foi significativo. Em relação às carteiras *BL* e *SH*, observa-se que os três fatores apresentam significância estatística. As carteiras *SL* e *SM* tiveram coeficientes do retorno de mercado e do fator *SMB* estatisticamente significativos.

Os resultados para o modelo de três fatores, apresentados na Tabela 5, são coerentes com outros trabalhos internacionais e nacionais que constataram a superioridade do modelo de três fatores frente ao modelo *CAPM* para explicar o custo de capital das empresas (FAMA; FRENCH, 1993; ERNSTBERGER; VOLGER, 2008; MUSSA *et al.*, 2009; NODA *et al.*, 2016), com destaque para o fato de que 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*.

A *dummy* para a adoção obrigatória das IFRS não apresentou significância estatística para nenhuma das carteiras e não aumentou substancialmente o poder explicativo das regressões, sinalizando 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. Esses resultados ainda indicam a presença de correlação entre a *dummy* IFRS e os fatores SMB e HML do modelo de Fama e French (1993).

Para avaliar se o período de transição das normas contábeis (2008 e 2009) afeta os resultados observados, a equação (2) foi regredida sem os dados destes anos. As principais constatações não foram alteradas, embora tenha se observado redução do poder explicativo das regressões, aumento da significância estatística da *dummy* IFRS nos modelos CAPM ampliado e três fatores ampliado e a diminuição da significância estatística do prêmio de risco de mercado nos modelos de três fatores e três fatores ampliado.

Os resultados trazem evidências de que a melhoria das informações financeiras com a adoção das IFRS resultou na redução do risco sistemático das empresas brasileiras conforme apontado pela teoria (LEUZ; VERRECHIA, 2000; HAIL; LEUZ, 2006; DASKE, 2006; LEUZ; WYSOCKI, 2016). No entanto, também foi verificado que a mudança do risco sistemático ocasionado pela adoção das IFRS não traz melhorias 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; VERRECHIA, 2000; DASKE 2006; ERNSTBERGER; VOGLER, 2008). Com a adoção mandatória das IFRS no Brasil, é possível que empresas menores e com menor índice *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 (2008) e Core et al. (2014) 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 internacionais 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; LEUZ, 2006; LAMBERT et al., 2007; KIM et al. 2013; CASTILLO-MERINO et al., 2014; FENG et al., 2017), inclusive na América Latina (MOURA et al., 2020). 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 partir da análise dos modelos *CAPM* e *CAPM* ampliado (Tabela 8), rejeita-se a hipótese de que há redução do risco idiosincrático das empresas. 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 *et al.*, 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.

Os coeficientes do prêmio pelo risco sistemático do modelo de três fatores são estatisticamente significativos e apresentam efeito positivo sobre o retorno. A rentabilidade foi a única variável de controle que apresentou resultado estatisticamente significativo, sendo seu efeito positivo sobre os retornos das empresas. A variável *IFRS* apresentou significância estatística

e o sinal do coeficiente nas regressões se mostrou positivo, ao contrário do previsto pela teoria. Portanto, os resultados rejeitam 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.

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. O que restou para ser captado na regressão dos retornos individuais é o efeito indesejado das *IFRS*, que, segundo a literatura, pode se referir a custos de transação para um novo padrão contábil (DASKE, 2006; SODERSTROM; Sun, 2008; RAFFOURNIER, 2009).

Quando se utiliza o modelo de Fama e French ampliado, 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, enquanto 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.

Para avaliar se o período de transição das normas contábeis (2008 e 2009) afeta os resultados observados, a equação (3) foi regredida sem os dados destes anos. As principais constatações não foram alteradas, destacando-se que a *dummy IFRS* não obteve significância estatística em nenhum dos modelos testados.

A análise conjunta dos resultados desta etapa permite concluir que não há evidências que apontem que a adoção mandatória das *IFRS* no Brasil reduziu o risco não sistemático das empresas de capital aberto. Ao contrário, há indícios de aumento do custo de capital das empresas ligado ao risco não sistemático.

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; LEUZ, 2006; ERNSTBERGER; VOGLER, 2008; LOPES; 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.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo buscou evidências de que a obrigatoriedade da adoção das normas contábeis internacionais no Brasil a partir de 2010 reduziu o custo de capital das empresas brasileiras listadas na B3. Os resultados mostraram evidências de que a adoção mandatória das *IFRS* no Brasil, a partir de 2010, i) reduziu o custo de capital das empresas (corroborando a hipótese 1); ii) reduziu o risco sistemático das empresas (corroborando a hipótese 2); iii) não reduziu o risco não sistemático das empresas (não corroborando a hipótese 3); iv) gerou custo para as empresas que implicou elevação do custo de capital próprio (não corroborando a hipótese 3).

Assim, as constatações deste trabalho estão em concordância com o observado em trabalhos com dados de outros países e internacionais em que a adoção das normas contábeis internacionais reduziu o custo de capital das empresas (LEUZ; VERRECHIA, 2006; HAIL; LEUZ, 2006; CASTILLO-MERINO *et al.*, 2014; KIM *et al.*, 2013; FENG *et al.*, 2017), inclusive trabalhos direcionados para a América Latina (MOURA *et al.*, 2020). Também vão na direção dos resultados encontrados por Ernstberger e Vogler (2008) e Core *et al.* (2014), que investigaram empresas alemãs e de diversos países, respectivamente, e verificaram que a redução do custo de capital ocorreu em vista da queda do risco sistemático, a partir da melhoria da apresentação das demonstrações financeiras empresariais. Em relação às evidências para empresas brasileiras, apesar das substanciais diferenças metodológicas e inovações deste trabalho para a

análise, os resultados deste trabalho reforçam os de Silva e Nardi (2017), que sugeriram redução do custo de capital próprio das empresas após adoção das *IFRS*.

Outra observação importante é que, embora se tenha verificado o efeito positivo esperado 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.

Os resultados apresentados ajudam no entendimento do efeito do uso das normas contábeis internacionais, o que pode contribuir com o conhecimento acadêmico, com as práticas de reguladores, empresas e analistas financeiros. Eles reforçam as evidências de que a adoção obrigatória das *IFRS* no Brasil melhorou o ambiente informacional do mercado financeiro e reduziu o custo de capital próprio das empresas de capital aberto.

Este trabalho traz inovações para a análise do efeito adoção das *IFRS* sobre o custo de capital das empresas brasileiras de capital aberto ao utilizar uma metodologia em duas etapas, sendo a primeira em nível de portfólio e a segunda em nível de empresa, empregando diferentes modelos de cálculo do custo de capital próprio. Esta aborda-

gem busca diferenciar quais os impactos da mudança sobre o risco sistemático e o risco não sistemático das empresas.

A pesquisa tem como limitações, o viés de sobrevivência uma vez que foram incluídas na amostra apenas empresas listadas na B3 ao final de 2017 e 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. Em termos metodológicos, a utilização de apenas dois modelos de mensuração do custo de capital (*CAPM* e três fatores), cujas limitações teóricas e práticas são objeto de longo debate.

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 a serem 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.

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, 1970. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-214850-7.50022-X>
- AUGUSTINI, A.T. The effect of firm size and rate of inflation on cost of capital: the role of IFRS adoption on the world. **Procedia – Social and Behavioral Sciences**, v. 219, p. 47-54, 2016. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2016.04.031>
- CAMPOS-ESPINOZA, R.; FUENTE-MELLA, H.; SILVA-PALAVECINOS, B.; CADEMARTOROSSO, 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. <https://doi.org/10.1007/s11066-015-9101-z>
- CAPRON, M. Les normes comptables internationales, instruments du capitalisme financier. **Sciences de la Société**, n. 68, p.115-130, 2006.
- CASTILLO-MERINO, D.; MENÉNDEZ-PLANS, C.; ORGAZ-GUERRERO, N. Mandatory IFRS adoption and the cost of equity capital: evidence from Spanish firms. **Intangible Capital**, v. 10, n. 3, p. 562-583, 2014. <https://dx.doi.org/10.3926/ic.491>
- 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. <https://doi.org/10.1016/j.socotra.2005.06.002>
- COPELAND, T. E.; GALAI, D. Information effects on the bid-ask spread. **The Journal of Finance**, v. 38, n. 5, p. 1457-1469, 1983. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1983.tb03834.x>
- 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. <https://doi.org/10.1080/09638180.2014.985691>
- 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, 2006. <https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.2006.00611.x>
- EISENHARDT, K. Agency theory: an assessment and review. **The Academy of Management Review**, v. 14, n. 1, p. 57-74, 1989. <https://doi.org/10.2307/258191>
- ELTON, E.J. Expected return, realized return, and asset pricing tests. **The Journal of Finance**, v. 54, n. 4, p. 1199-1220, 1999. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00144>
- 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. <https://doi.org/10.1016/j.intacc.2008.09.008>
- FAMA, E. F. Agency problems and the theory of the firm. **Journal of Political Economy**, v.88, n. 2, p.288-307, abr. 1980. <https://doi.org/10.1086/260866>
- 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. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(93\)90023-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5)
- FENG, Z-Y.; WANG, Y-C.; HUANG, H-W. Does IFRS adoption decrease the cost of equity of the global tourism firms? **Tourism Economics**, v. 23, n. 8, p.1615-1631, 2017. <https://doi.org/10.1177/1354816617715158>
- FINANCIAL ACCOUNTING STANDARDS BOARD, FASB. **Qualitative characteristics of accounting information** (Statement of Financial Accounting Concepts n.2). 2008. Obtido em 2 de dezembro de 2019, em https://www.fasb.org/pdf/aop_CON2.pdf
- 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. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53265-7.50004-4>
- GATSIOS, R.C.; SILVA, J.M.; AMBROZINI, M.A.; ASSAF NETO, A.; LIMA, F.G. Impact of adopting IFRS standard on the equity cost of Brazilian open capital companies. **Revista de Administração Mackenzie**, v. 17, n. 4, p. 85-108, 2016. <https://doi.org/10.1590/1678-69712016/administracao.v17n4p84-107>
- GÓIS, A.D.; LIMA, G.A.S.G.; SOUSA, N.A.; MALACRIDA, M.J.C. The effect of national culture on the relationship between IFRS adoption and the cost of equity capital. **Journal of International Accounting Research**, v. 17, n. 3, p. 69-85, 2018. <https://doi.org/10.2308/jiar-52192>
- 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, 2006. <https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2006.00209.x>
- HALL, L.; LEUZ, C. Capital market effects of mandatory IFRS reporting in the EU: empirical evidence. **SSRN Eletronical Journal**, 2007. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1511671>
- HABIB, A.; BHUIYAN, M.; HASAN, M. IFRS adoption, financial reporting quality and cost of capital: a life cycle perspective. **Pacific Accounting Review**, v. 31, n. 3, p. 497-52, 2019. <http://doi.org/10.1108/PAR-08-2016-0073>
- 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, 1976. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(76\)90026-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(76)90026-X)
- KIM, J.-B.; SHI, H.; ZHOU, J. International Financial Reporting Standards, institutional infrastructures, and implied cost of equity capital around the world. **Review of Quantitative Finance; Accounting**, v. 42, n. 3, p. 469-507, 2013. <https://doi.org/10.1007/s11156-013-0350-3>
- LAMBERT, R.; LEUZ, C.; VERRECCHIA, R. E. Accounting Information, Disclosure, and the Cost of Capital. **Journal of Accounting Research**, v. 45, n. 2, p. 385-420, 2007. <https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2007.00238.x>
- LEUZ, C.; VERRECCHIA, R. E. The economic consequences of increased disclosure. **Journal of Accounting Research**, v. 38, supplement, p. 91-124, 2000. <https://doi.org/10.2307/2672910>
- LEUZ, C.; WYSOCKI, P. D. **Economic Consequences of Financial Reporting and Disclosure Regulation: A Review and Suggestions for Future Research**. March, 2008. <https://doi.org/10.1111/1475-679X.12115>
- 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, 2010. <http://doi.org/10.1016/j.intacc.2010.09.003>
- 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.
- MOURA, A.A.F.; ALTUWAIJRI, A.; GUPTA, J. Did mandatory IFRS adoption affect the cost of capital in Latin American countries? **Journal of International Accounting, Auditing and Taxation**, 38, 100301, 2020. <https://doi.org/10.1016/j.intaccudtax.2020.100301>
- 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, 2009. <https://doi.org/10.5007/2175-8077.2009v11n23p192>
- MYERS, S.C. The capital structure puzzle. **The Journal of Finance**, v. 34, n. 3, p. 575-592, 1984. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1984.tb03646.x>
- MYERS, S.C.; MAJLUF, N.S. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. **Journal of Financial Economics**, v. 13, n. 2, p. 187-221, 1984. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(84\)90023-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(84)90023-0)
- NODA, R. F.; MARTELANC, R.; KAYO, E. K. O Fator de Risco Lucro/Preço em Modelos de Precificação de Ativos Financeiros. **Revista Contabilidade; Finanças**, v. 27, n. 70, p. 67-79, 2016. <https://doi.org/10.1590/1808-057x201412060>
- RAFFOUIER, B. **IFRS et gouvernance d'entreprise: un cercle vertueux? L'Expert-Comptable Suisse**, n. 11, p. 802-809, 2009. Obtido em 11 de novembro de 2019, em <http://archive-ouverte.unige.ch/unige:41540>
- 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, 2015. <http://dx.doi.org/10.11606/rco.v9i24.55524>
- 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. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2017.07.041>
- SODERSTROM, N. S.; SUN, K. J. IFRS Adoption and Accounting Quality: A Review. **European Accounting Review**, v. 16, n. 4, p. 675-702, 2008. <https://doi.org/10.1080/09638180701706732>
- VÉRON, N. Histoire e déboires possibles des normes comptables internationales. **L'Economie Politique**, n. 36, v. 4, p. 92-112, 2007. <https://doi.org/10.3917/leco.036.0092>
- WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Cengage Learning, 2010.