

**O Impacto da Convergência às Normas Internacionais de Contabilidade (IFRS) no
Custo de Capital de Terceiros nas Empresas Brasileiras: Uma Investigação Empírica**

AFONSO ARINOS DE FARIAS GONÇALVES

Universidade de Brasília

BIANCA GABRIEL FELLET

Universidade de Brasília

KEYLLA DENNYSE

Universidade de Brasília

RICARDO AUGUSTO CAPOVILLA

Universidade de Brasília

Resumo

A adoção de normas de contabilidade convergentes com os padrões IFRS pelo Brasil a partir de 2007 tornou as informações financeiras das empresas brasileiras mais úteis e transparentes. A relação entre divulgação e custo de capital é bem documentada na literatura contábil-financeira, normalmente associando a elevação do padrão de divulgação das informações financeiras das empresas à redução de seu custo de capital. Considerando que o capital é provido parcialmente por credores, por meio de empréstimos e financiamentos, e que o maior acesso à informação financeira das empresas reduz a assimetria da informação e, conseqüentemente, a taxa de juros cobrada pelos credores, este trabalho verificou se a convergência às IFRS no Brasil teve impacto no custo de capital de terceiros das empresas brasileiras. Para tanto, foi constituída uma amostra de 67 empresas, com dados de 43 semestres, obtidas no banco de dados Economatica, aplicando os dados obtidos num modelo que relaciona o custo de capital de terceiros com a adoção das IFRS, bem como variáveis de controle da empresa e da dívida. Constatou-se que a convergência às IFRS impactou e reduziu o custo de capital de terceiros das empresas da amostra. Por outro lado, foi contraditório encontrar sinais opostos ao esperado de variáveis como taxa de endividamento (alavancagem), valor de mercado e valor dos ativos. O resultado da pesquisa corrobora com a teoria de que a redução da assimetria da informação ajuda a reduzir o custo de capital das empresas, especificamente o custo de capital de terceiros para as companhias brasileiras.

Palavras chave: IFRS, Custo de Capital, Assimetria da Informação.

1 INTRODUÇÃO

A contabilidade brasileira iniciou a convergência aos Padrões Internacionais de Relatório Financeiro (IFRS), editados pelo órgão internacional de normatização contábil (IASB), com a edição da Lei nº 11.638/2007. De acordo com Antunes *et alli* (2012), os padrões IFRS são mais baseados em princípios que em regras. A aplicação prática dos princípios é orientada por diretrizes estabelecidas numa estrutura conceitual.

Tendo em vista a sua forma mais ampla, a adoção do novo padrão contábil foi preconizada como um mecanismo de convergência dos padrões contábeis no mundo, facilitando o acesso e o entendimento da informação contábil a qualquer usuário dos países que tivessem adotado os mesmos normativos.

Antunes *et alli* (2012) afirmam que as demonstrações contábeis são a principal fonte de informações econômico-financeiras das empresas, para uma ampla gama de usuários em seus processos decisórios, e que a normatização contábil tem por objetivo garantir que as informações divulgadas sejam compreensíveis, relevantes, confiáveis e comparáveis.

A adoção de padrões contábeis mais transparentes também pode trazer para as empresas reduções nos custos de capital. O Conselho Federal de Contabilidade (CFC), na Resolução 1.055/2005, considerou, dentre outros, como consequência do processo de convergência, a redução do custo de capital que deriva dessa harmonização, que seria de interesse particularmente vital para o Brasil.

O Comitê de Pronunciamentos Contábeis (CPC), no sumário do CPC 00 (R1) – a Estrutura Conceitual para a Elaboração e Divulgação de Relatório Contábil-Financeiro – afirma que a informação é vital para um mercado mais eficiente e para a redução do custo do capital para a economia como um todo.

Espera-se, portanto, que a introdução do IFRS torne mais úteis e transparentes as informações disponíveis para os usuários externos de maneira que tenham mais elementos para aprimorar o seu processo de tomada de decisão e assim melhor alocar os seus recursos financeiros dentre as diversas opções disponíveis na economia do país.

O FASB (2012), no seu *Discussion Paper – Disclosure Framework*, chama a atenção para algumas consequências da divulgação, dentre as quais o aumento de custo com treinamento, folha de pagamento e desenvolvimento e manutenção de sistemas e controles para aquelas entidades que aumentariam os esforços para coletar, processar, verificar e disseminar a informação financeira.

A mesma entidade afirma que as consequências são positivas para o mercado de capital como um todo mesmo que os resultados são negativos para algumas entidades. Segundo o órgão, mais alocações apropriadas ou precificação capital são um benefício para o mercado como um todo ainda que seja uma consequência negativa para entidades que perderão capital ou as que o custo do capital aumentará.

Dentre outros benefícios, a adoção de normas de contabilidade convergentes aos padrões IFRS aumentou a comparabilidade dos demonstrativos financeiros de diversas organizações nos diversos países que adotaram o IFRS. Com esta facilidade, os usuários externos que estejam familiarizados com o padrão contábil IFRS no seu país de origem, não terão dificuldade de analisar um demonstrativo financeiro de uma empresa localizada em outro país que tenha publicado as suas demonstrações neste padrão.

Do ponto de vista de uma empresa que necessita de recursos para financiar suas operações, a familiaridade dos investidores internacionais com os padrões IFRS pode ampliar as opções de fontes de recursos para suprir suas necessidades financeiras. Assim, a empresa pode obter recursos financeiros via emissão de novas ações ou dívidas de investidores

localizados na maioria dos países do mundo, aproveitando-se a globalização financeira para baratear o custo do seu capital.

Considerando a relevância deste tema, o presente trabalho busca evidências para responder a seguinte pergunta: a adoção de normas de contabilidade convergentes aos padrões IFRS teve impacto no custo de capital de terceiros nas empresas brasileiras?

O objetivo principal deste artigo, portanto, é verificar se a adoção de normas de contabilidade convergentes aos padrões IFRS no Brasil teve impacto no custo de capital dos terceiros nas companhias abertas brasileiras. Como objetivos secundários, procuramos saber se o impacto é traduzido por uma diminuição do custo de capital dos terceiros nas companhias abertas brasileiras e qual o nível deste impacto.

Para responder a pergunta acima e atender os objetivos do artigo, formulamos a seguinte hipótese metodológica: a adoção de normas de contabilidade convergentes aos padrões IFRS reduz o custo de capital dos terceiros para as empresas.

Este artigo organiza-se, após esta introdução, nas seguintes seções: a seção 2 traz o referencial teórico sobre o tema, a seção 3 traz a metodologia utilizada na pesquisa, a seção 4 faz a análise dos resultados obtidos e a seção 5 encerra com as conclusões. Ao final são trazidas as referências.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Informação, Divulgação e Custo de Capital

A relação entre divulgação e custo de capital está bem documentada na literatura contábil-financeira. Scott (2012) coloca o incentivo baseado em mercado para produção de informação nos seguintes termos:

gestores são motivados pela reputação e considerações de contrato para aumentar o valor da empresa, o que cria incentivos para liberar informações para o mercado, pois reduz preocupações com seleção adversa e risco de estimação, aumentando a confiança do investidor na empresa. Se assumirmos que os investidores não podem diversificar os seus riscos, o valor da empresa aumentará, o que equivale à redução do seu custo de capital.

Armstrong *et alli* (2011) examinaram quando a assimetria da informação afeta o custo de capital além dos fatores de risco padrão. Quando os mercados de ações são perfeitamente competitivos, a assimetria da informação não possui efeitos separados sobre o custo de capital. Quando os mercados são imperfeitos, a assimetria da informação pode ter efeitos separados sobre o custo de capital.

Myers e Majluf (1984) desenvolveram um modelo, a partir da teoria *pecking order*, que mostra que ações são mais sensíveis à informação enquanto o capital de terceiros (dívida) é menos sensível ao problema da seleção adversa. Assim, investidores externos requerem um prêmio de risco de seleção adversa maior sobre as ações que sobre as dívidas.

Botosan (1997) afirma que nas empresas que atraem cobertura de poucos analistas, uma maior evidenciação está associada com um menor custo de capital próprio. A magnitude do efeito é tal que uma diferença em uma unidade no indicador de evidenciação construído pela autora está associada a uma diferença de vinte e oito pontos-base no custo do capital próprio.

Petrova *et alli* (2012), investigando uma amostra de 121 empresas suíças, concluíram que empresas no mercado suíço podem reduzir seus custos de capital próprio aumentando o nível de suas evidenciações corporativas voluntariamente. Este resultado persistiu mesmo quando houve o controle de vários riscos específicos das empresas, tais como tamanho ou alavancagem financeira.

Francis *et alli* (2005) *apud* Petrova *et alli* (2012), usando uma amostra de companhias de 34 países emergentes e desenvolvidos, também confirmaram a associação negativa esperada (quanto maior a evidenciação, menor o custo de capital) e forneceram evidência empírica de que empresas com necessidades de financiamento externos maiores geralmente evidenciam mais informações, e isto leva a redução de seus custos de capital.

Andrade *et alli* (2014) investigaram o impacto da Lei Sarbanes-Oxley (SOX) sobre o custo da dívida através de seus efeitos sobre a confiabilidade dos demonstrativos financeiros. Sua análise mostrou que a opacidade corporativa e o custo da dívida diminuíram significativamente depois que as empresas estudadas cumpriram os requisitos de divulgação da Lei SOX.

Diamond e Verrecchia (1991), estudando as causas e consequências da liquidez dos valores mobiliários no custo de capital, mostraram que a revelação de informações públicas para reduzir a assimetria da informação pode reduzir o custo de capital ao atrair uma maior demanda de grandes investidores, devido ao aumento da liquidez destes valores mobiliários.

2.1 IFRS, Custo de Capital e Custo de Capital de Terceiros

O IFRS é um padrão contábil publicado pelo IASB com o intuito de elevar as práticas de produção de demonstrativos financeiros. Segundo Brown (2013), há várias razões pelas quais os países adotaram o IFRS. Em parte desses países, a demanda pelo IFRS é direcionada primariamente pelas necessidades de obtenção de recursos financeiros por grandes corporações que buscam acesso aos mercados de títulos internacionais, enquanto grandes intermediários financeiros buscam oportunidades de investimentos globais.

O autor ainda aponta outros benefícios observados nos países que adotaram o padrão IFRS: 1) Redução de custo do investimento além das fronteiras do país; 2) melhora na qualidade dos números contábeis; 3) melhora da comparabilidade dos demonstrativos financeiros; 4) predição de preços e retornos; 5) melhora da liquidez e eficiência dos mercados de títulos, e; 6) redução do custo de capital.

Ball (2006) *apud* Horton *et alli* (2013) afirma que a adoção dos padrões IFRS tem o potencial de facilitar a comparação entre fronteiras, aumentar a transparência dos demonstrativos, diminuir os custos da informação, reduzir a assimetria da informação e aumentar a liquidez, competitividade e eficiência do mercado.

Horton *et alli* (2013) concluíram que a melhoria da precisão das estimativas e outras medidas de qualidade da informação é significativamente maior para as empresas e países que foram obrigados a adotar as IFRS. Por conseguinte, eles afirmam que a adoção do IFRS provoca a melhora do ambiente de informação.

Aubert e Grudnitski (2011) encontraram evidências empíricas sobre o impacto econômico da regulação que obrigou as empresas nos países de União Europeia a mudarem dos regimes contábeis específicos de seus países para o padrão comum do IFRS. Eles identificaram diferenças estatísticas significativas nos retornos sobre os ativos computados entre o padrão IFRS e os padrões locais.

Florou e Kosi (2013) examinaram se a introdução da obrigatoriedade do IFRS aumentou a propensão a utilizar os mercados públicos de dívida em detrimento do mercado privado (instituições financeiras) e afetou o custo da dívida. Elas concluíram que as empresas obrigadas a adotar o IFRS são mais propensas a emitir títulos de dívida que tomar empréstimos privados no período pós-IFRS. Também concluíram que estas empresas pagam menos *spreads* de juros dos títulos da dívida, mas não pagam menos sobre os juros dos empréstimos.

Por outro lado, Bath *et alli* (2014), comparando a precificação da informação do risco de crédito trazida pelos valores contábeis sob a IFRS e sob GAAP locais nos spreads dos *Credit Default Swap* (CDS) e focando em três métricas contábeis – lucro, alavancagem e patrimônio líquido, descobriram que apesar destas três métricas serem significativas para precificação do CDS antes e depois do IFRS, a adoção do IFRS não altera o poder de informação do risco de crédito que se reflete nos *spreads* do CDS.

Henderson *et alli* (2006) *apud* Florou e Kosi (2013) destacam que entender o impacto da obrigatoriedade da introdução do IFRS sobre o financiamento da dívida é importante porque o acesso das empresas aos mercados de dívida é muito mais frequente que o acesso ao mercado de ações. Segundo Florou e Kosi (2013), o montante total de dívidas na União Europeia em 2009 era de 32,1 trilhões de euros, cinco vezes mais que o total de ações emitidas.

Beneish *et alli* (2012) investigaram se um choque nas divulgações financeiras tinha impactos diferentes sobre os mercados de dívida e ações. Usando dados macroeconômicos e centrando o estudo em 2005, eles encontraram que a adoção do IFRS teve significativamente maior efeito sobre os fluxos de investimento na dívida estrangeira que nas ações estrangeiras. Segundo os autores, o resultado é consistente com a noção de que investidores em dívidas são os maiores consumidores de informação dos demonstrativos financeiros.

O estudo de Beneish *et alli* (2012) também encontrou que aumentos nos fluxos de investimento em dívidas por estrangeiros não são dependentes da qualidade da governança, ao contrário dos investimentos em ações. Encontraram ainda que a origem dos maiores investidores estrangeiros em ações era os EUA, enquanto que os maiores investidores em dívidas eram dos EUA e países que não adotaram o IFRS. Esta evidência os levou a concluir que os benefícios da adoção do IFRS provavelmente refletem a melhora na qualidade da divulgação financeira que o aumento da comparabilidade.

Seguindo a linha entre o custo do capital de terceiros e a adoção do IFRS, outros estudos trouxeram algumas conclusões. Kim, Tsui e Yi (2011) investigaram o efeito da adoção voluntária do IFRS sobre o preço, as cláusulas contratuais e a estrutura de posse dos contratos de empréstimos numa amostra de empresas que tomaram empréstimos em 40 países, com exceção principal os EUA.

Eles chegaram aos seguintes resultados: 1) os bancos cobraram taxas de juros menores das empresas que adotaram o IFRS em contraste com aquelas que não adotaram; 2) os bancos impuseram termos contratuais mais favoráveis às empresas que adotaram IFRS, particularmente cláusulas menos restritivas. Há também evidências sugerindo que os bancos ficam mais propensos a ampliar o crédito para empresas que adotaram o IFRS, por meio de maiores montantes disponíveis e vencimentos prazos mais longos; e 3) quem adotou o IFRS atraiu significativamente mais credores estrangeiros participando de sindicatos de empréstimo que as empresas não adotantes.

3 METODOLOGIA

3.1 Amostra

A amostra utilizada foi composta por empresas que iniciaram suas operações na BM&FBovespa antes de 2002 e que ainda possuem liquidez nas negociações de ações nesta bolsa. Do conjunto inicial foram excluídas empresas com patrimônio líquido negativo e aquelas sem dívidas; também foram excluídas da amostra as empresas que não possuíam pelo

menos uma das variáveis utilizadas no modelo durante todo o período levantado. Assim, obteve-se o total de 67 empresas.

Os dados utilizados para a regressão foram obtidos no banco de dados Economática das empresas constantes da amostra, com base trimestral, no período entre o primeiro semestre do ano de 2002 e o terceiro trimestre do ano de 2014. Foram excluídos os dados dos anos de 2008 e 2009 porque este foi o período de transição quando da adoção das normas contábeis no padrão IFRS.

Os dados obtidos estão agrupados segundo o método de dados em painel. Segundo Wooldridge (2011), um conjunto de dados em painel difere em alguns aspectos de um agrupamento independente de cortes transversais. As mesmas empresas são acompanhadas ao longo do tempo. Isto significa que os dados obtidos das empresas serão capturados ao longo do tempo para cada membro da amostra.

Foram obtidas 1893 observações, para 43 semestres pesquisados. O Anexo 1 lista as empresas e a classificação setorial da amostra.

3.2 Variáveis

Para testar a hipótese formulada para o presente estudo, foi realizada regressão múltipla, pelo método dos mínimos quadrados ordinários, tendo como variável dependente o custo de capital de terceiros das companhias (KD), obtido do banco de dados da Economática. Foi excluído da amostra o quintil que continha os valores mais altos, e a variável IFRS mais um conjunto de variáveis de controle de empresa e controle de dívida como variáveis explanatórias.

A variável IFRS é do tipo *dummy*, tendo valor igual a 1 se a empresa adotou o IFRS no período anterior, e 0 caso contrário. Esta variável tem como função introduzir situações qualitativas na regressão linear. Neste caso, foi utilizada para separar os trimestres que utilizaram as normas de elaboração dos demonstrativos financeiros antes e depois da adoção do IFRS, isto é, 0 para o segundo trimestre de 2002 ao terceiro trimestre de 2010 e 1 para os trimestres seguintes.

As variáveis de controle da empresa, suas descrições e base teórica estão dispostas no quadro abaixo:

Quadro 1 - Variáveis de controle da empresa e dívida

Variável	Descrição	Fonte
TXENDIV	Taxa de endividamento da empresa; alavancagem. Espera-se que possua relação direta com $KD_{i,t}$.	Lima <i>et alli</i> (2007); Bath <i>et alli</i> (2014); Florou e Kosi (2013); Petrova <i>et alli</i> (2012); Andrade <i>et alli</i> (2014); Kim, Tsui e Yi (2011)
VALORMERCADO	Logaritmo da diferença do valor de mercado da empresa entre dois períodos. Espera-se que possua relação inversa com $KD_{i,t}$.	Lima <i>et alli</i> (2007); Botosan (1997); Florou e Kosi (2013); Horton <i>et alli</i> (2013); Andrade <i>et alli</i> (2014); Aubert e Grudnitski (2011); Botosan e Plumlee (2000); Kim, Tsui e Yi (2011)
PLTOTAL	Logaritmo da diferença do patrimônio líquido total entre dois períodos. Espera-se que possua relação inversa com $KD_{i,t}$.	Lima <i>et alli</i> (2007); Bath <i>et alli</i> (2014)
RELIQUIDA	Logaritmo da diferença entre a receita líquida total entre dois períodos. Espera-se que possua relação inversa com $KD_{i,t}$.	Lima <i>et alli</i> (2007); Botosan (1997); Aubert e Grudnitski (2011)
ATIVO	Logaritmo da diferença do valor contábil dos ativos; tamanho. Espera-se que possua	Botosan (1997); Florou e Kosi (2013); Petrova <i>et alli</i> (2012); Aubert e

	relação inversa com $KD_{i,t}$.	Grudnitski (2011)
PREJUÍZO	Reportou prejuízo no período anterior (<i>dummy</i>)	Horton <i>et alli</i> (2013)
CURTOPRAZO	Obrigações de curto prazo (razão em relação ao total de obrigações) . Espera-se que possua relação direta com $KD_{i,t}$.	Andrade <i>et alli</i> (2014)

Fonte: Elaboração própria

3.3 Teste de Hipótese

Para testar a hipótese formulada para o presente estudo, foi realizada regressão múltipla, pelo método dos mínimos quadrados ordinários, conforme o modelo a seguir:

$$KD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1.IFRS_{i,t-1} + \beta_2.TXENDIV_{i,t} + \beta_3.VALORMERCADO_{i,t} + \beta_4.PLTOTAL_{i,t} + \beta_5.RECLIQUIDA_{i,t} + \beta_6.ATIVO_{i,t} + \beta_7.PREJUÍZO_{i,t} + \beta_8.CURTOPRAZO_{i,t} + e_t$$

Para validar a hipótese metodológica formulada – a adoção de normas de contabilidade convergentes com os padrões IFRS reduz o custo de capital dos terceiros para as empresas – espera-se que a variável IFRS seja significativa e possua relação inversa com $KD_{i,t}$, isto é, o valor do seu coeficiente seja negativo.

Os resultados do modelo econométrico, bem como a análise descritiva, foram obtidos por meio do *software GNU Regression, Econometric and Time-series Library gretl* 1.9.90.

Utilizamos o Teste de Hausman para decisão entre o uso do modelo de efeitos fixos ou de efeitos aleatórios. Para esse fim testa-se a hipótese nula de que o modelo de efeitos aleatórios é mais adequado para análise do que o de efeitos fixos.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

4.1 Estatísticas Descritivas e Correlação

A tabela abaixo traz a média, mediana, mínimo, máximo e desvio-padrão das variáveis utilizadas na regressão. Os valores são das diferenças logarítmicas, exceto TXENDIV e CURTOPRAZO.

Tabela 1 - Média, mediana e desvio-padrão das variáveis utilizadas na regressão

Variável	Média	Mediana	Desvio-padrão
TXENDIV	0,83367	0,42522	1,5879
VALORMERCADO	0,23687	0,040652	2,2770
PLTOTAL	0,45579	0,026863	0,19073
RECLIQUIDA	0,11219	0,41213	0,77776
ATIVO	3,6044	0,88104	17,708
CURTOPRAZO	0,33454	0,27600	0,22765

Fonte: Elaboração própria.

O Anexo 2 traz a matriz de correlação das variáveis. Através da matriz de correlação foi observada a existência de multicolinearidade entre as variáveis independentes, sendo suprimidas do modelo a variável que apresentou correlação superior a 0,3 - TXENDIV.

Outro problema se dá em relação à autocorrelação. Segundo Salvatore e Reagle (2011), a autocorrelação se refere ao caso nos quais o termo de erro em um período é correlacionado com o termo de erro em qualquer outro período. Isto seria uma autocorrelação de primeira

ordem, o que significa que $E_{et,et-1} > 0$, violando a quarta premissa do método dos quadrados ordinários, o que resulta em estimadores enviesados.

O modelo de regressão demanda que tanto a variável dependente quanto as variáveis independentes sejam estacionárias. Dessa forma o modelo de cálculo das variáveis do presente estudo exclui a raiz unitária (de primeira ordem) já que as variáveis encontram-se em primeira diferença. Assim, as variáveis VALORMERCADO, PLTOTAL, RECLIQUIDA e ATIVO são considerados pela diferença entre os períodos t e $t-1$. Com isto, obtivemos os seguintes valores de *Durbin-Watson*: 1,652956 para a regressão com a variável PREJUIZO e 1,649934 para a regressão com a variável TXENDIV.

Para a primeira regressão obtivemos os resultados descritos na tabela 2. Como podemos observar, a estatística da regressão foi significativa, pois o *p-value* foi de $1,6e-126$ (menor de 0,05). O R^2 ajustado da regressão foi de 0,271356, indicando que a mesma explica 27,13% do valor de $KD_{i,t}$.

Pelo teste de Hausman aceita-se a hipótese nula (prob. = $0,672449 > 0,05$) e assim a abordagem considerada para análise dos dados desta pesquisa foi a de efeitos aleatórios.

Os coeficientes IFRS, VALORMERCADO, CURTOPRAZO e ATIVO foram significativos a 1%. PREJUIZO foi significativo a 5% e PLTOTAL e RECLIQUIDA foram não significativos. O teste de *White* aceitou a hipótese nula de que não havia heteroscedasticidade no modelo, com LM igual a 73,9263 e *p-value* de $5,69963e-005$.

Tabela 2 - Resultado da regressão sem a variável TXENDIV

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
const	0,0163988	0,00760538	2,156	0,0312 **
IFRS	-0,0267199	0,00765243	-3,492	0,0005 ***
VALORMERCADO	0,00857439	0,00159768	5,367	9,00e-08 ***
PLTOTAL	-0,0123513	0,0192746	-0,6408	0,5217
RECLIQUIDA	-0,00621984	0,00460015	-1,352	0,1765
CURTOPRAZO	0,0418447	0,0160845	2,602	0,0094 ***
ATIVO	0,0162985	0,000646307	25,22	3,51e-121 ***
PREJUIZO	0,0288248	0,0127566	2,260	0,0240 **
R Quadrado Ajustado	0,271356	Estat. Durbin-Watson		1,652956
Estatística F	101,8174	Prob. (Estatística F)		1,6e-126

*** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%

Fonte: Elaboração própria.

Observamos que o parâmetro estimado da variável IFRS foi significativo a 95%, indicando que há relação entre a adoção do padrão IFRS e o custo do capital dos terceiros para a amostra obtida e esta relação é inversa. Com isto, podemos concluir que a adoção do IFRS reduziu o custo de capital dos terceiros para as empresas da amostra.

Também verificamos que a variável de controle da dívida CURTOPRAZO indica que o custo do capital de terceiros aumentou quando a dívida era de curto prazo. Observamos também, através da variável PREJUIZO, que o custo de capital de terceiros aumentou quando as empresas da amostra tiveram prejuízo no período anterior. Isto está em linha com a literatura, pois segundo Damodaran (2011), os credores têm mais a perder com um prejuízo que o acionista, aumentando o risco para os primeiros e consequentemente a taxa de juros para captação da empresa que tenha tido prejuízo.

A priori, o fato da variável ATIVO possuir sinal contrário ao esperado, pode parecer incoerente. A explicação desta contradição pode estar nos itens que compõem o Ativo do Balanço Patrimonial. O Ativo é composto de vários itens, tangíveis e intangíveis. Para um credor é mais razoável ter como garantia para um empréstimo um bem físico, reduzindo o

risco de não receber o valor emprestado. Vários empréstimos possuem bens dados em garantia no contrato estabelecido entre credores e devedores. Isto faz como que a taxa de juros, pois o risco de crédito é menor, seja menor quando existam bens físicos vinculados ao empréstimo. O mesmo não se pode dizer dos demais itens do ativo, principalmente ativos intangíveis, muitas vezes como ágio pago por uma companhia.

Ao mesmo tempo, da mesma maneira contraditória, a variável VALORMERCADO possui coeficiente com sinal contrário ao esperado. Este fato desta variável ter relação inversa ao esperado, mereceria um estudo mais aprofundado.

Uma segunda regressão foi executada, retirando-se a variável PREJUÍZO e colocando em seu lugar TXENDIV. O resultado obtido se encontra na tabela 3.

Como podemos observar, a estatística da regressão foi significativa, pois o *p-value* foi de $9,9e-127$ (menor de 0,05). O R^2 ajustado da regressão foi de 0,271746, indicando que a mesma explica 27,17% do valor de $KD_{i,t}$.

Pelo teste de Hausman aceita-se a hipótese nula ($\text{prob.} = 0,625869 > 0,05$) e assim a abordagem considerada para análise dos dados desta pesquisa foi a de efeitos aleatórios.

Em relação à primeira regressão, a troca das variáveis não alterou significativamente a análise realizada anteriormente. A variável TXENDIV teve a mesma significância que a variável PREJUÍZO da regressão anterior.

Tabela 3 - Resultado da regressão sem a variável PREJUÍZO

Variável	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
const	0,0194444	0,00768239	2,531	0,0115 **
IFRS	-0,0264690	0,00765169	-3,459	0,0006 ***
TXENDIV	-0,00586918	0,00237279	-2,474	0,0135 **
VALORMERCADO	0,00897857	0,00159200	5,640	1,96e-08 ***
PLTOTAL	-0,0212073	0,0190670	-1,112	0,2662
RELIQUIDA	-0,00558234	0,00459744	-1,214	0,2248
CURTOPRAZO	0,0534529	0,0160219	3,336	0,0009 ***
ATIVO	0,164952	0,000642233	25,68	5,04e-125 ***
R Quadrado Ajustado	0,271746	Estat. Durbin-Watson		1,649934
Estatística F	102,0162	Prob. (Estatística F)		9,9e-127

*** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%

Fonte: Elaboração própria.

Os coeficientes IFRS, VALORMERCADO, CURTOPRAZO e ATIVO foram significativos a 1%. TXENDIV foi significativo a 5% e PLTOTAL e RELIQUIDA continuaram não significativos. O teste de *White* aceitou a hipótese nula de que não havia heteroscedasticidade no modelo, com LM igual a 93,7044 e *p-value* de $1,73069e-007$.

Uma terceira regressão foi proposta, retirando-se a variável IFRS da primeira regressão, para se observar como se comportam as variáveis de controle em relação à $KD_{i,t}$. O resultado obtido se repetiu, com PLTOTAL e RELIQUIDA não significantes (*p-value* de 0,6352 e 0,1933, respectivamente) e as demais variáveis com significância de 99% (VALORMERCADO, CURTOPRAZO e ATIVO) e 95% (PREJUÍZO).

O custo do capital dos terceiros continua sendo explicado, neste terceiro modelo, pelo valor de mercado, pelo tamanho do ativo, por prejuízos anteriores e pela quantidade de dívida em curto prazo, na mesma relação de sinais que a primeira regressão.

5 CONCLUSÕES

Após a análise dos dados, podemos afirmar que a adoção de normas de contabilidade convergentes aos padrões IFRS pelo Brasil causou impacto no custo de capital dos terceiros

nas empresas brasileiras que constam da amostra. Isto se deveu a significância dos parâmetros estimados para esta variável. Verificou-se também que o impacto é traduzido por uma diminuição do custo do capital dos terceiros nas companhias abertas brasileiras que constam na amostra.

Confirmou-se a hipótese metodológica formulada, segundo a qual a adoção de normas de contabilidade convergentes aos padrões IFRS reduz o custo de capital dos terceiros para as empresas. Esta conclusão é oposta a proposta de Florou e Kosi (2013) e Bath et alli (2014), que observaram que não há relação entre a adoção do IFRS e pagamento menor de juros. Mas está em linha com os demais autores que detectaram que a adoção do IFRS pelas empresas tende a diminuir o seu custo de capital de terceiros (Beneish *et alli* (2012); Kim, Tsui e Yi (2011)).

O presente estudo pode ser aprimorado pela extensão da amostra utilizada, bem como pela utilização de outras variáveis de controle, como beta, indicadores de governança corporativa, grau de investimento, etc. Algumas empresas incluídas na amostra disponibilizaram seus demonstrativos no padrão antigo, com dados incompletos, o que diminui a precisão dos resultados dos testes realizados.

Também seria recomendável aprofundar as pesquisas para verificar o motivo de algumas variáveis se comportarem de maneira contrária ao esperado, investigando se esse comportamento ocorre em razão de peculiaridades do Brasil, em especial a forte atuação do BNDES no país.

O resultado da pesquisa corrobora com a teoria de que a redução da assimetria da informação ajuda a reduzir o custo de capital das empresas, especificamente o custo de capital de terceiros para as companhias brasileiras.

6 REFERENCIAL TEÓRICO

ANDRADE, C. H. C. Manual de introdução ao pacote econométrico gretl. Disponível em: <http://www.ufrgs.br/ppge/pcientifica/2013_12.pdf>. Acesso em: 15 abr 2014.

ANDRADE, S. C., BERNILLE G., HOOD III, F. M. SOX, corporate transparency, and the custo of debt. *Journal of Banking & Finance*, v. 38, p. 145-165, 2014.

ANTUNES, M. T. P., GRECCO, M. C. P., FORMIGONI, H. MENDONÇA NETO, O. R. A adoção no Brasil das normas internacionais de contabilidade IFRS: o processo e seus impactos na qualidade da informação contábil. *Revista de Economia & Relações Internacionais*, v. 10, n. 20, p. 5-19, Janeiro, 2012.

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

AUBERT, F., GRUDNITSKI, G. The impact and importance of mandatory adoption of international financial reporting standarts in europeu. *Journal of International Financial Management and Accounting*, v. 22 (1). 2011.

BATH, G., CALLEN, J. L., SEGAL, D. Credit Risk and IFRS: the case of credit default swaps. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, v. 29(2), p. 129-162. 2014.

BENEISH, M. D., B. P. MILLER, AND T. L. YOHN. 2012. The impact of financial reporting on equity versus debt markets: macroeconomic evidence from mandatory IFRS adoption. Working Paper. Disponível em SSRN: <<http://ssrn.com/abstract=1403451>>. Acesso em: 31 nov 2014.

BOTOSAN, C. A. Disclosure level and the cost of equity capital. *The Accounting Review*, v. 72, n. 3, p. 323-349, Julho 1997.

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

BROWN, P. Some observations on research on the benefits to nations of adopting ifrs. *The Japanese Accounting Review*, v. 3, p. 1-19, Maio, 2013.

COMITÊ DE PRONUNCIAMENTOS CONTÁBEIS (CPC). PRONUNCIAMENTO TÉCNICO CPC 00 (R1) – Estrutura Conceitual para Elaboração e Divulgação de Relatório Contábil-Financeiro. 15/12/2012. Disponível em: <www.cpc.org.br>. Acesso em: 22 mar 2014.

CONSELHO FEDERAL DE CONTABILIDADE. Resolução CFC Nº 1.055/2005, de 7 de outubro de 2005. Disponível em: <www.portaldecontabilidade.com.br/legisla%C3%A7%C3%A3o/cfc1055.htm>. Acesso em: 25 mai 2014.

DAMODARAN, Aswath. *Applied corporate finance*. 3rd Edition. John Wiley & Sons, Inc. 2011

DIAMOND, Douglas W., VERRECCHIA, Robert E., Disclosure, Liquidity, and the Cost of Capital. *The Journal of Finance*, v. 46, n. 4, p. 1325-1359, Setembro, 1991.

FINANCIAL ACCOUNTING STANDARDS BOARD (FASB). DISCUSSION PAPER DISCLOSURE FRAMEWORK. 12/07/2012. Disponível em: <www.fasb.org>. Acesso em: 02 abr 2014.

FLOURO, A., KOSI, U. Does mandatory IFRS adoption facilitate debt financing? (INTACCT Working Paper No. MRTN-CT-2006-035850 INTACCT). Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=1508324>>. Acesso em: 27set 2014.

HORTON, J., SERAFEIM, G., SERAFEIM, I. Does mandatory ifrs adoption improve the information environment? *Contemporary Accounting Research*, v. 30, n. 1, p-388-423, 2013.

KIM, J.; TSUI, J. S. L.; YI, C. H. The voluntary adoption of international financial reporting standards and load contracting around the world. *Review of Accounting Studies*, v. 16, n. 4, p. 779-811, Dezembro, 2011.

LIMA, G. A. S. F. de; LIMA, I. S.; FÁVERO, L. P. L.; GALDI, F. C. Influência do disclosure voluntário no custo de capital de terceiros. In: 7º Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, 2007, São Paulo. 7º Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, 2007.

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, p. 187-221, 1984.

PETROVA, E., GEORGAKOPOULOS, G., SOTIROPOULOS, I., VASILEIOU, K. Z. Relationship between cost of equity capital and voluntary corporate disclosures. *International Journal of Economics and Finance*, v. 4, n. 3, p. 83-96. Março, 2012.

SCOTT, William R., *Financial accounting theory*, 6th ed. Toronto: Pearson Canada Inc., 2012.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

ANEXO 1 – Nome e classificação setorial das empresas integrantes da amostra

Nome da empresa	Classificação Setorial (Nível 2 NAICS)
AES Tietê	Empresa de eletricidade, gás e água
ALL América Latina	Transporte ferroviário
Alpargatas	Indústria de artigos de couro e afins
Braskem	Indústria química
BRF S.A.	Indústria de alimentos
CCR S.A.	Atividades auxiliares ao transporte
Celulose Irani	Indústria de papel
Celesc	Empresa de eletricidade, gás e água
Cesp	Empresa de eletricidade, gás e água
Cemig	Empresa de eletricidade, gás e água
Cedro	Indústria de fios e tecidos
Comgás	Empresa de eletricidade, gás e água
Cia Hering	Indústria de roupas
Copel	Empresa de eletricidade, gás e água
Sabesp	Empresa de eletricidade, gás e água
Eletrobrás	Empresa de eletricidade, gás e água
Ferbasa	Siderurgia e indústria básica de outros metais
Siderúrgica Nacional	Siderurgia e indústria básica de outros metais
Coteminas	Indústria de roupas
Santanense	Indústria de fios e tecidos
Cyrela Realty	Construção e empreendimentos imobiliários
Dimed	Loja de artigos para saúde e cuidados pessoais
Eletropaulo	Empresa de eletricidade, gás e água
Eternit	Indústria de produtos minerais não metálicos
Eucatex	Indústria de artigos de madeira

Contabilidade e Controladoria no Século XXI

Fíbria	Indústria de papel
Forjas Taurus	Indústria de produtos de metal
Fras-le	Indústria de equipamentos de transporte
Gafisa	Construção e empreendimentos imobiliários
Gerdau	Siderurgia e indústria básica de outros metais
Gerdau Metalúrgica	Siderurgia e indústria básica de outros metais
Graziotin	Loja de roupas e acessórios de vestir
Guararapes	Indústria de roupas
Indústrias Romi	Indústria de máquinas
Inepar	Outras indústrias
Iochp-Maxion	Indústria de equipamentos de transporte
Kepler Weber	Indústria de produtos de metal
Klabin S/A	Indústria de papel
Light S/A	Empresa de eletricidade, gás e água
Lojas Americanas	Loja de mercadorias variadas
Lojas Renner	Lojas de roupas e acessórios de vestir
Metal Leve	Indústria de equipamentos de transporte
Mangels Industrial	Indústria de produtos de metal
Marcopolo	Indústria de equipamentos de transporte
Oi	Telecomunicações e emissoras de TV e rádio
Petrobrás	Extração de petróleo e gás
Portobello	Indústria de produtos de minerais não metálicos
RaiaDrogasil	Loja de artigos para saúde e cuidados pessoais
Randon Participações	Indústria de equipamentos de transporte
Rossi Residencial	Construção e empreendimentos imobiliários
Sanepar	Empresa de eletricidade, gás e água
Saraiva Livraria	Editoras de software, jornais, livros e base de dados
São Carlos	Imobiliária
Schulz	Indústria de equipamentos de transporte
Souza Cruz	Indústria de bebidas e fumo
Suzano Papel	Indústria de papel
Telefônica Brasil	Telecomunicações e emissoras de TV e rádio
Tim Participações S/A	Telecomunicações e emissoras de TV e rádio
Tractebel	Empresa de eletricidade, gás e água
Transmissão Paulista	Empresa de eletricidade, gás e água
Tupy	Indústria de equipamentos de transporte
Ultrapar	Indústria Química
Usiminas	Siderurgia e indústria básica de outros metais
Vale	Mineração (exceto petróleo e gás)
Viavarejo	Lojas de mercadorias variadas

Weg	Indústria de máquinas
Whirlpool	Ind. de eletrodomésticos, equip. e compon. Elétricos

ANEXO 2 – Matriz de Correlação

Coeficientes de correlação, usando todas as observações (valores ausentes ignorados)
5% valor crítico (bilateral) = 0.0333 para n = 3468

IFRS	VALORMERCADO	TXENDIV	PLTOTAL	RELIQUIDA	
1,0000	0,0995	-0,0047	-0,0509	-0,0160	IFRS
	1,0000	-0,1989	0,0065	-0,0212	VALORMERCADO
		1,0000	-0,0482	0,0135	TXENDIV
			1,0000	-0,0124	PLTOTAL
				1,0000	RELIQUIDA
		CURTOPRAZO	ATIVO	PREJUIZO	
		-0,1374	0,0381	-0,0280	IFRS
		-0,2624	-0,0227	-0,1128	VALORMERCADO
		0,1441	0,0262	0,3090	TXENDIV
		-0,0319	0,0559	-0,1365	PLTOTAL
		0,0320	0,0230	0,0458	RELIQUIDA
		1,0000	-0,0251	0,1667	CURTOPRAZO
			1,0000	0,1030	ATIVO
				1,0000	PREJUIZO