



Revista Base (Administração e  
Contabilidade) da UNISINOS

E-ISSN: 1984-8196

cd@unisinos.br

Universidade do Vale do Rio dos Sinos  
Brasil

COELHO DE LIMA DUARTE, FILIPE; VENTURA JÚNIOR, RAUL; SILVA MARTINS,  
ORLEANS  
CUSTO DE CAPITAL PRÓPRIO E TRANSPARÊNCIA DOS LUCROS NO MERCADO  
BRASILEIRO DE CAPITAIS  
Revista Base (Administração e Contabilidade) da UNISINOS, vol. 13, núm. 4, outubro-  
diciembre, 2016, pp. 331-344  
Universidade do Vale do Rio dos Sinos  
São Leopoldo, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=337249990006>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal

Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

# CUSTO DE CAPITAL PRÓPRIO E TRANSPARÊNCIA DOS LUCROS NO MERCADO BRASILEIRO DE CAPITAIS

*COST OF EQUITY AND EARNINGS TRANSPARENCY IN THE BRAZILIAN CAPITAL MARKET*

**FILIPPE COELHO DE LIMA DUARTE<sup>1</sup>**

Universidade Federal da Paraíba  
filipe\_pb\_duarte@hotmail.com

**RAUL VENTURA JÚNIOR<sup>1</sup>**

Universidade Federal da Paraíba  
rjventura@yahoo.com.br

**ORLEANS SILVA MARTINS<sup>1</sup>**

Universidade Federal da Paraíba  
orleansmartins@yahoo.com.br

## RESUMO

Este trabalho investigou a relação entre o Custo de Capital Próprio e a Transparência dos Lucros no mercado brasileiro de capitais. Para isso, apoiado em uma revisão de literatura, especialmente com base no estudo de Barth *et al.* (2013), foram analisados os dados de 246 empresas entre os anos de 2005 e 2014. As análises foram realizadas a partir de estatísticas descritivas, correlações e regressões. Inicialmente, foram estimadas regressões em dados em painel com Efeitos Fixos e, ao se observar altos desvios-padrão das variáveis e possibilidade de heterocedasticidade, foram realizadas estimativas de regressões quantílicas e por GLS para controlar esses fenômenos. Em seus resultados, pode-se verificar que as variáveis de lucro das companhias apresentaram altos desvios-padrão no período analisado, influenciando as análises por Efeitos Fixos. A partir dos modelos por regressões quantílicas na mediana e por GLS, foi possível verificar que, apesar de a segregação das empresas por portfólios baseados em seu tamanho não ter apresentado influência nas análises, a relação do Custo de Capital Esperado com a Transparência dos Lucros foi negativa e significativa. Com isso, conclui-se que, no período analisado, quanto maior foi a Transparência dos Lucros, menor foi o Custo de Capital Próprio das empresas. Assim, destacam-se como principais contribuições deste estudo a identificação dos modelos mais adequados à análise de lucros heterocedásticos no mercado brasileiro, assim como suas evidências de redução do Custo de Capital Próprio com o aumento da Transparência dos Lucros.

**Palavras-chave:** Custo de Capital Próprio, Transparência dos Lucros, regressão quantílica.

## ABSTRACT

This research paper investigates the relationship between the Cost of Equity and the Earnings Transparency in the Brazilian capital market. For this purpose, supported by a literature review, especially based on Barth *et al.* (2013), data were analyzed from 246 companies between 2005 and 2014. The data analysis was performed using descriptive statistics, correlations and regressions. Initially regressions were estimated with fixed effects panel data and by the observation of high standard deviations of the variables and the possibility presence of heteroscedasticity, estimates were made by quantile regressions and GLS to control these phenomena. In the results, it can

<sup>1</sup>Universidade Federal da Paraíba. Cidade Universitária, Campus I, 58051-900, João Pessoa, PB, Brasil.

be seen that Earnings variables of the companies had high standard deviations in the analyzed period, influencing the analysis for fixed effects. From the models by quantile regressions in median and GLS it was possible to see that, despite the segregation of companies for portfolios based on their size, it did not present influence in the analysis, and the ratio of Expected Cost of Equity with Earnings Transparency was negative and significant. It is concluded that in the period analyzed the higher the Earnings Transparency, the lower the Cost of Equity of companies. Therefore, the identification of the most suitable models to heteroskedastic earnings analysis in the Brazilian market, as well as their evidence of reduced Cost of Equity by increasing the Earnings Transparency, stand out as major contributions of this study.

**Keywords:** Cost of Equity, Earnings Transparency, quantile regression.

## INTRODUÇÃO

O mercado de capitais possui a função de proporcionar oportunidades de alocação de capital, materializada pela realização de investimentos que gerem rendimentos esperados, dado os riscos envolvidos, os quais podem ser minimizados por meio de uma maior divulgação de informação sobre as firmas e sobre seus desempenhos financeiros e econômicos. Com isso, o mercado de capitais se torna mais líquido e oportuno para os detentores de recursos financeiros realizarem seus investimentos (Botosan, 1997).

Nesse mercado, as empresas e suas oportunidades de investimento apresentam diferenças em relação a alguns componentes, como tamanho, risco, liquidez e estrutura de capital, assim como a componentes de natureza operacional relacionados com os seus negócios. Com isso, essas empresas apresentam diferentes Custos de Capital Próprio, como apontado por Collins e Kothari (1989) e Botosan e Plumlee (2002), haja vista a existência de diferenças próprias de seus negócios, assim como a própria atuação em diferentes setores econômicos.

Para a estimativa dos Custos de Capital Próprio dessas empresas, Lima *et al.* (2015) destaca que ciclos operacionais diferentes exigem cálculos diferentes, assim como produzem estimativas diferentes mesmo se forem utilizados modelos semelhantes. Estimar fluxos de caixa futuros pode ser uma tarefa bem peculiar para empresas com grandes oportunidades de crescimento, assim como para aquelas firmas que já atingiram um estágio de maturidade em que os fluxos de caixa são mais previsíveis, pois empresas maduras são caracterizadas por possuírem maior persistência tanto em fluxos de caixa operacional quanto em seus lucros.

Esse Custo de Capital Próprio pode ser diretamente afetado pelo grau de transparência da firma. Informações em maior quantidade e qualidade são capazes de reduzir a assimetria de informação existente no mercado e auxiliar os detentores de recursos financeiros a tomarem decisões de investimento mais eficientes (Martins e Paulo, 2014). Como a assimetria de informação é vista como um risco de informação, a melhoria

na qualidade das informações contábeis pode reduzir esse risco e, conseqüentemente, o Custo de Capital das firmas.

Nesse contexto, o que defende alguns órgãos normativos da Contabilidade, como o *Financial Accounting Standards Board* (FASB) e o *International Accounting Standards Board* (IASB), é que os relatórios financeiros proporcionem informações que sejam capazes de melhorar as tomadas de decisões dos investidores no mercado. A melhoria do conteúdo informacional proposto por esses órgãos busca conduzir medidas de desempenho econômico-financeiro capazes de transparecer melhor as transações e negócios realizados pelas empresas. Portanto, a possibilidade de redução de contingências sobre os lucros (*i.e.*, melhorando a capacidade do lucro de representar o desempenho econômico das firmas) pode, por consequência, reduzir os Custos de Capital Próprio das firmas, pois os riscos relacionados às incertezas podem ser mitigados (Kothari, 2001).

Uma forma de ampliar essa transparência é a adoção de práticas voluntárias de divulgação. As políticas de transparências das informações podem ser representadas pelo nível de *disclosure*. E essas políticas de transparências podem ter *proxies* diferenciadas. O trabalho de Welker (1995) faz isso, demonstrando a mitigação da seleção adversa, onde se é observado o *bid-ask spread* das empresas, o qual decresce em um mercado líquido, havendo relação negativa com a política de *disclosure* das firmas estudadas.

Todavia, é preciso considerar os custos e benefícios da divulgação de informações financeiras voluntariamente, pois muitas vezes elas podem produzir custos para a empresa, sem o necessário benefício quantificável no lucro. Como observam Botosan e Plumlee (2002), acredita-se que, no longo prazo, empresas com maiores índices de transparência e melhores práticas contábeis de divulgações sejam mais bem avaliadas por analistas e investidores. Isso pode acarretar uma valorização da empresa, reduzindo a sua volatilidade no mercado de ações.

No mercado de capitais, os investidores buscam maior transparência e qualidade das informações reportadas pelas empresas, para que seja possível ponderar as empresas com boa capacidade de geração de lucros futuros daquelas que não

possuem boas expectativas nesse sentido. Assim, a Transparência dos Lucros indicaria essa capacidade de explicação das variações dos retornos de suas ações nos períodos subsequentes, isto é, a possibilidade de o lucro refletir as variações no valor econômico da firma, dado que é pertinente considerar as informações contábeis como detentoras de utilidade para a tomada de decisões por parte dos agentes de mercado (Barth *et al.*, 2013). Dessa forma, essa transparência reduziria o efeito surpresa, e os riscos relacionados com as incertezas, diminuindo também possíveis retornos anormais causados por assimetrias de informação.

Portanto, o canal de transmissão do efeito da Transparência dos Lucros no Custo de Capital Próprio se dá pela redução da assimetria de informação (Diamond e Verrecchia, 1991), porque as firmas com maiores Transparências dos Lucros, ou seja, as detentoras de lucros com mais relevância informacional, são aquelas que conseguem evidenciar melhor as mudanças no valor econômico da firma.

Para exemplificar como isso poderia se manifestar na prática, destaca-se que, quando a Transparência dos Lucros é baixa (*i.e.*, as informações dos lucros não refletem a *performance* econômica da firma e, consequentemente, impacta seu processo de avaliação), alguns investidores se sentirão motivados a buscar informações privadas. Por consequência, há a incidência de custos nesses processos de obtenção de informações. Portanto, quando esses custos de aquisição de informação privada variarem entre os investidores, haverá assimetria de informação entre os agentes.

Nesse sentido, Diamond e Verrecchia (1991) e Barth *et al.* (2013) destacam que os retornos anormais têm relação positiva com a assimetria de informação e com o Custo de Capital Próprio, sendo essa relação ratificada no mercado brasileiro por Martins e Paulo (2014). Todavia, no que se refere à Transparência dos Lucros, Diamond e Verrecchia (1991) e Barth *et al.* (2013) observam que se deve esperar uma relação negativa com essas variáveis. Sendo assim, este estudo surge com o objetivo de investigar a relação entre o Custo de Capital Próprio e a Transparência dos Lucros das empresas listadas na BM&FBOVESPA no período de 2005 a 2014.

## REVISÃO DE LITERATURA

### CUSTO DE CAPITAL PRÓPRIO

O Custo de Capital Próprio pode ser entendido como a taxa de retorno esperada que espelha o risco de um negócio, de forma a garantir adequadamente a atratividade de recursos de novos investidores à empresa. Conforme Martins (2012), na ocorrência de diferença informacional entre os acionistas de uma empresa, os novos investidores tendem a diminuir o preço de oferta de compra que considerariam justo para suas ações, tendo em vista a incerteza na precificação desses ativos devido à presença de assimetria de informação entre

seus negociadores. Como consequência, esse fenômeno, que é um mecanismo de proteção dos investidores, eleva o Custo de Capital Próprio da empresa.

Botosan (1997) aponta que, na literatura, as pesquisas são fundamentadas na premissa de que o Custo de Capital Próprio é relacionado negativamente com o nível de *disclosure* das firmas, primeiro, porque, quanto mais *disclosure* a firma possui, maior é a liquidez de suas ações e, portanto, há uma redução do Custo de Capital Próprio por meio da diminuição dos custos de transação, ou pelo aumento da procura pelas ações da empresa. Para esse autor, outro fator que garante essa relação negativa é que altos níveis de *disclosure* reduzem o risco estimado pelos investidores, uma vez que eles possuem mais informações para computar nos parâmetros dos retornos das ações e na distribuição de dividendos, de acordo com os informes divulgados.

Níveis mais elevados de *disclosure* tendem a reduzir o Custo de Capital Próprio pelo fato de reduzirem a assimetria de informação no mercado. Contudo, se os níveis de *disclosure* forem oportunistas, eles podem acabar elevando o Custo de Capital Próprio, fato observado por Botosan e Plumlee (2002) quando se referem a uma elevação na volatilidade dos preços das ações decorridas dessas medidas de *disclosures* em momentos oportunos. Uma vez que a informação financeira é relevante, como apontam Lambert *et al.* (2007), sua divulgação tem o poder de afetar a precificação de ativos no mercado de capitais.

Nesse sentido, Alencar (2005) destaca que a contabilidade proporciona um ambiente mais simétrico de informação aos agentes de um mercado, uma vez que evidencia as informações a esses agentes para que eles tomem suas decisões de investimentos com maior efetividade. Assim, quando não são fornecidas todas as informações relevantes sobre uma firma, a assimetria existente pode reduzir as ofertas por suas ações, elevando seu Custo de Capital. Isso é ratificado por Alencar (2005), quando analisou a relação entre o Custo de Capital Próprio e o nível de *disclosure* de empresas brasileiras, utilizando uma amostra contendo 222 firmas. Os resultados encontrados evidenciaram que o nível de *disclosure* não afetou o Custo de Capital porque o mercado brasileiro possui algumas características específicas que afetaram essa relação. No entanto, foi observado que empresas maiores ofertaram taxas de retornos mais elevadas do que as menores.

De forma semelhante, Lambert *et al.* (2007) investigaram a relação entre o Custo de Capital e a informação contábil, construindo um modelo consistente com o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), que permitiu uma relação múltipla com as ações cujos fluxos de caixa foram correlacionados, em que o diferencial do seu modelo, em relação aos outros, residiu no fato de não se tratar de uma única empresa, pois o Custo de Capital Próprio foi definido como o retorno esperado da ação de uma firma. Verificaram que a informação contábil influenciou o Custo de Capital de duas formas: diretamente, quando a informação de alta qualidade não impactou o fluxo

de caixa, mas impactando nos participantes do mercado cujos fluxos de caixa foram avaliados; e indiretamente, quando a alta qualidade da informação contábil afetou as decisões reais das firmas, influenciando seu valor esperado e as covariâncias dos fluxos de caixa das empresas.

Lambert *et al.* (2007) também observaram a redução da variância dos fluxos de caixa das firmas analisadas quando as informações contábeis apresentaram alta qualidade. De forma semelhante, foi observado que a alta qualidade das informações, assim como o *disclosure*, afetou as covariâncias das empresas analisadas com as demais firmas, resultando em uma aproximação do Custo de Capital Próprio da firma à taxa livre de risco. Por isso, é razoável esperar uma relação entre o Custo de Capital e a qualidade das informações de divulgação dos lucros das empresas.

### TRANSPARÊNCIAS DE LUCROS

A Hipótese de Mercado Eficiente (HME), postulada por Fama (1970), pressupõe que, dadas as informações disponíveis em um determinado momento, as ações de uma empresa devem ser precificadas refletindo esse conjunto de informações. Portanto, não seria possível que um agente do mercado obtivesse resultado esperado acima do normal de mercado, pois, em um mercado eficiente, as informações são simétricas, e, por essa razão, não se pode esperar resultados anormais provenientes do uso de informações assimétricas.

A assimetria de informações foi exposta inicialmente por Akerlof (1970) por meio do mercado de carros usados norte-americano, explicando a assimetria informacional com base em uma negociação de compra e venda de um carro usado, pois os agentes (comprador e vendedor) podem deter conteúdo informacional diferenciado, em que o vendedor pode estipular um preço acima da média, caso o seu carro esteja em boas condições, enquanto o comprador, por desconhecer a qualidade e o estado material do veículo, pode precificá-lo a um preço abaixo do que ele valeria realmente (caso o carro fosse de boa qualidade). No fim, o mercado de carros usados pode ser prejudicado, visto que o vendedor pode não aceitar o preço proposto e os carros de péssimo estado podem ser vendidos a um preço médio acima do que valeriam realmente.

Ao reduzir a assimetria informacional, a companhia busca a diminuição do Custo de Capital ao emitir ações ou títulos no mercado. As empresas possuem diferentes incentivos para disponibilizar informações voluntariamente, dessa forma, elas captam recursos no mercado de capitais e, além disso, buscam a maximização do seu valor. Para tanto, estratégias competitivas de divulgação de informações devem ser levadas em conta (Verrecchia, 2001). Nesse sentido, Kothari (2001) mostrou a necessidade de testar a eficiência do mercado em conjunto com outras variáveis contábeis, haja vista que o mercado não se mostra eficiente em sua forma forte. Portanto, informações públicas são importantes para a precificação e avaliação de

uma empresa, pois, nesse mercado, um *insider* poderia obter uma vantagem em suas negociações com uma informação privada ainda não divulgada ao público em geral.

No que se refere à divulgação dos resultados das empresas, há indícios de que os lucros transparentes sejam correlacionados negativamente com o Custo de Capital Próprio, pois a assimetria de informação se relaciona positivamente com o Custo de Capital (Diamond e Verrecchia, 1991; Barth *et al.*, 2013). Isso porque a Transparência dos Lucros é inversamente relacionada com a assimetria de informação. Assim, é natural se esperar que a maior Transparência dos Lucros das empresas reduza a assimetria de informação no mercado e, por conseguinte, reduza o Custo de Capital Próprio dessas empresas.

Isso é ratificado por Diamond e Verrecchia (1991) quando observam que um dos objetivos da divulgação das informações contábeis é reduzir o Custo de Capital Próprio da firma, ajudando o mercado a se manter com maiores níveis de liquidez. Seguindo essa linha de raciocínio, ainda sob os pressupostos da HME, Paulo *et al.* (2012) afirmam que existe assimetria entre o conteúdo de informação dos lucros e as outras maneiras de sinalização dos informes financeiros e contábeis das firmas. Portanto, quanto maior o período entre a divulgação dos lucros e o período final do exercício social, tende-se a inferir que o conteúdo da informação se reduza.

No mercado brasileiro, Martins e Paulo (2014) buscaram relacionar diferentes características econômico-financeiras das empresas e a assimetria de informação na negociação de suas ações, utilizando a probabilidade de negociação com informação privilegiada (PIN) como *proxy* para a assimetria informacional. Os resultados indicaram uma correlação positiva da assimetria de informação com o Custo de Capital Próprio e com o retorno das firmas. Assim, concluíram que a assimetria de informação está presente nas negociações no mercado brasileiro de capitais e que é refletida no Custo de Capital e nos preços das ações.

Na literatura adjacente, é possível observar que os lucros não possuem alto poder explicativo sobre os retornos das ações, ou seja, as informações divulgadas pela contabilidade não possuem alta qualidade informativa e, sendo assim, apresentam baixa serventia para os investidores. Porém, é possível verificar que há uma correlação significativa entre os lucros e os retornos das empresas, possivelmente pelo aumento da qualidade da informação contábil (Kothari, 2001; Paulo *et al.*, 2012). Isso pode ser explicado pela dicotomia entre a avaliação a custo histórico e por *accruals*, uma vez que o conservadorismo e a comparabilidade ganham espaço nessa discussão, assim como a eficiência dos lucros correntes em absorver o impacto dos eventos econômicos manifestados sobre os preços (Morse, 1980; Dechow, 1994; Basu, 1997; Paulo *et al.*, 2012).

Dessa maneira, se os lucros no período  $t$  não sincronizam com os preços do mesmo período, então os fatos contidos no preço do período  $t$  se tornam relevantes para explicar os lucros futuros, evento que é conhecido como *price-lead-earnings*

(Kothari e Zimmerman, 1995; Kothari, 2001; Paulo *et al.*, 2012). Nessa concepção, para este trabalho, tem-se uma representação semelhante para o significado de transparência de lucro, utilizada por Barth *et al.* (2013), no qual se desempenha uma medida que refletirá melhor as mudanças no valor econômico da firma, especificamente o retorno-lucro, esperando-se que, para empresas mais transparentes, a incerteza em relação à variação do valor do seu patrimônio seja menor e, portanto, elas desfrutem de um menor Custo de Capital Próprio.

## EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

A literatura analisada sobre as características das informações contábeis é bastante extensa. Alguns estudos utilizam *proxies* para o Custo de Capital Próprio e o relacionam com fatores da contabilidade, no entanto, pode-se observar que a literatura especificamente relacionada à relação entre o Custo de Capital e a Transparência dos Lucros é bastante escassa.

Para realizar uma investigação sobre a relação entre a política de divulgação e liquidez no mercado de ações, Welker (1995) realizou testes que assumem a política de divulgação endógena, revelando uma relação negativa e significativa entre a política de divulgação e as variações das negociações das ações, mesmo depois de controlar os efeitos da volatilidade de retorno, volume da negociação e preço das ações. Os testes para a variação transversal dos *spreads*, a sensibilidade dos *spreads*, a política de divulgação e a probabilidade de ocorrência de informações são geralmente consistentes com as previsões, embora esses resultados não tenham sido estatisticamente significativos. Seus resultados são consistentes em mostrar que a noção de que uma política bem aceita de divulgação reduz a assimetria de informação e, consequentemente, aumenta a liquidez das ações.

Já Botosan (1997) examinou a associação entre o nível de *disclosure* e o Custo de Capital Próprio, através da realização de regressão de estimativas específicas de Custo de Capital Próprio da firma, do beta de mercado, do tamanho da empresa e de uma medida de nível de *disclosure*. Os resultados da pesquisa mostraram que, em empresas que tinham seguidas análises de baixas, observou-se que uma maior divulgação está associada a um menor Custo de Capital Próprio, mas, em empresas com seguidas análises de altas, por conta da realização de uma medida própria de divulgação baseada em relatórios anuais, não se pôde encontrar uma *proxy* adequada para se concluir sobre o nível de *disclosure* global quando os analistas desempenharam um papel significativo no processo de comunicação.

Na contextualização da relação negativa da assimetria informacional e o aumento dos retornos, Healy *et al.* (1999) investigaram se as empresas se beneficiaram com a expansão da divulgação voluntária, examinando mudanças nos fatores de mercado de capitais associadas aos aumentos das classificações de analistas, em que ficou constatado que melhoras no nível de divulgação são acompanhadas por aumentos nos retornos das ações das empresas analisadas. Esse resultado

persistiu após o controle do desempenho contemporâneo e dos ganhos e outras variáveis, como o risco, o crescimento e o tamanho da empresa.

Com o objetivo de examinar a associação entre o Custo de Capital Próprio e os níveis de divulgação oportuna dos relatórios anuais, além das atividades relacionadas aos investidores, Botosan e Plumlee (2002) realizaram uma estimativa do Custo de Capital Próprio utilizando o modelo clássico de desconto de dividendos. O resultado encontrado foi de que o Custo de Capital Próprio diminuiu com nível de divulgação do relatório anual, mas aumentou com o nível de divulgação oportunista, não havendo relação entre o nível de atividades de relações com investidores e o Custo de Capital Próprio.

A Transparência dos Lucros foi analisada por Francis *et al.* (2005) como uma condição redutora da assimetria informacional que, por consequência, impactava os retornos subsequentes, a qual é uma *proxy* para o Custo de Capital. Foi evidenciada pelos autores uma associação negativa entre a relevância e a Transparência dos Lucros com o Custo de Capital, mas os testes realizados não conseguiram sustentar a inferência do estudo, pois ela acabou sendo enviesada para cima, dada a não contagem de correlação dos resíduos da regressão. Barth *et al.* (2013) trataram de corrigir esse problema, levando em conta os resíduos da regressão, e suportaram que não existia relação entre a Transparência dos Lucros e o Custo de Capital.

No mesmo sentido, Botosan (2006) observou que as pesquisas sugerem que a informação reduz o Custo de Capital pelo fato de diminuir o risco de estimação dos investidores. O risco de estimação é considerado um elemento adicional de risco que surge pelo fato dos investidores não conseguirem parametrizar os retornos e as distribuições de dividendos. Ainda, para esse autor, a informação disponível é o único parâmetro alcançável aos agentes de mercado e, portanto, ela necessita apresentar certas características de qualidade para possibilitar uma estimação de valor mais confiável.

Barth *et al.* (2013) analisaram a Transparência dos Lucros e sua relação com o Custo de Capital das firmas norte-americanas entre os anos 1974 e 2000. Basearam a medida de Transparência dos Lucros no  $R^2$  das regressões entre retorno e lucro. Observaram uma relação negativa entre a Transparência dos Lucros e o retorno, assim como o Custo de Capital Esperado. Portanto, as evidências dos autores foram de que firmas com maiores Transparência dos Lucros desfrutaram de menores Custos de Capital.

No Brasil, correlacionando o Custo de Capital à divulgação voluntária, Garcia *et al.* (2004) estudaram as empresas brasileiras de capital aberto, no qual se compara a política de transparência das informações pelas normas emitidas pelos órgãos reguladores do mercado de capitais. Dessa forma, as empresas que realizam o "*dual listing*", detendo ADR (*American Depositary Receipt*) de nível 2 ou 3 são obrigadas pela SEC (*Securities and Exchange Commission*) a informarem no Formulário 20-F maiores detalhes de riscos para o investidor.



Barros *et al.* (2015) estudaram a relação das decisões direcionadas a aumentar o nível de *disclosure* e o custo da dívida de financiamentos de curto prazo, cujos resultados não indicaram sinais de relação negativa. Adicionalmente, haja vista a escassez de evidências no mercado brasileiro, este estudo tem como sua principal contribuição à literatura nacional a apresentação de evidências que relacionem o Custo de Capital Próprio à Transparência dos Lucros das empresas.

## PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

### AMOSTRA E COLETA DOS DADOS

Para a realização deste estudo foram coletados os dados de todas as empresas negociadas na BM&FBOVESPA durante o período de 2005 a 2014. As empresas do setor financeiro foram excluídas da amostra analisada devido à alta alavancagem apresentada por essas companhias, assim como por possuírem normas contábeis específicas, o que poderia distorcer as análises. Foram também subtraídas da amostra as empresas que não apresentaram as informações necessárias para o estudo em pelo menos um dos anos. Ainda, efetuou-se um controle para *outliers* que ultrapassaram três desvios padrões, retirando-os da amostra analisada para que não houvesse viés nas análises. Por fim, a amostra final analisada contou com 246 empresas, resultando em 1.397 observações em um painel de dados desbalanceado.

Os dados analisados neste estudo foram coletados na base de dados da Economatica®, com exceção das previsões dos analistas para os lucros por ação das empresas, que foram coletadas na base da Thomson Reuters. Para as empresas que possuíam mais de um tipo de ação sendo negociado, optou-se por aquele com maior liquidez.

### ESTIMATIVA DO CUSTO DE CAPITAL PRÓPRIO

O Custo de Capital Próprio utilizado neste trabalho seguiu os fundamentos de Ohlson (1995), Botosan (1997) e Botosan e Plumlee (2005), os quais apresentaram a metodologia do Custo de Capital implícito utilizando o crescimento dos lucros por ação. A justificativa para a escolha dessa metodologia, ao contrário dos três fatores de Fama e French (1995), reside no fato de que, de acordo com Botosan (2006), os problemas na estimação do Custo de Capital pelo CAPM, como pelos três fatores de Fama e French (1995), existem pelo fato de que estimar o risco de mercado possui fragilidades (prêmios de risco históricos como *proxy* para o valor esperado, mas isso impõe uma suposição de estabilidade intertemporal que não pode ser descrita), além do fato de a magnitude do prêmio de risco histórico ser sensível às mudanças nas taxas livre de risco.

Portanto, a estimação do beta de mercado histórico de uma firma é sensível aos fatores de estimação, como índice de mercado, intervalo de retorno e período de estimação. Sabe-se

que outros fatores de risco influenciam o Custo de Capital das firmas, tanto que o modelo de três fatores Fama e French (1995) expande o conceito do CAPM incluindo os riscos capturados pelo tamanho e pelo *market-to-book*. Mesmo assim, esse modelo apresenta os problemas relatados acima, como não consegue explicar teoricamente os riscos não diversificáveis do tamanho da firma e do *market-to-book*, fazendo com que o modelo se torne incompleto.

Nesse sentido, a *proxy* utilizada neste trabalho, conforme Botosan (1997) e Botosan e Plumlee (2005), representa o Custo de Capital Próprio Esperado para cada firma *i* no ano *t* (*CCE*), que é expresso conforme Equação 1.

$$CCE_{i,t} = \sqrt{\frac{LAP_{i,t+1} - LAP_{i,t}}{P_{i,t-1}}} \quad (1)$$

Em que, *CCE<sub>i,t</sub>* é o Custo de Capital Esperado da empresa *i* no período *t*, *LAP<sub>i,t</sub>* representa o lucro por ação da empresa *i* para o ano *t* (ou *t+1*) e *P<sub>i,t-1</sub>* é o preço da ação para o ano *t-1*.

### MEDIDA DE TRANSPARÊNCIA DOS LUCROS

Tanto a Transparência dos Lucros como o Custo de Capital Próprio são diferenciados entre as firmas e variam ao longo do tempo, portanto, é preciso basear a medida de Transparência dos Lucros apenas em informações correntes e projetar a medida para permitir variações tanto em corte transversal como em períodos de tempo diferentes.

A medida de Transparência dos Lucros utilizada no presente trabalho foi baseada em Barth *et al.* (2013), que buscaram relacionar os lucros e suas variações com os retornos das firmas, isto é, quanto melhor essas variáveis explicarem os retornos, maior será a transparência, uma vez que o desempenho econômico e suas mudanças serão precificadas no mercado e refletidas nos retornos. Dessa forma, entende-se que a métrica Transparência dos Lucros empregada nesta pesquisa é similar à *proxy* de qualidade da informação contábil denominada *Value Relevance*, empregada por Francis *et al.* (2004).

A partir da relação retorno-lucro, faz-se uso do *R*<sup>2</sup> ajustado da regressão estimada. É possível interpretar da seguinte maneira: quanto maior o *R*<sup>2</sup>, maior o poder explicativo da relação retorno-lucro e, conseqüentemente, mais transparentes são os lucros.

Algumas variações ao longo do tempo modificam a forma de estrutura de capital, assim como os lucros das empresas. Além disso, essas variáveis são distintas por setores de negócio da empresa. Para corrigir qualquer viés nesse aspecto, foi feita uma segregação por setores industriais e complementar, adicionando uma variável neutra aos setores. Essa variável neutra foi estimada pela relação retorno-lucro através dos quartis do portfólio, baseado nos resíduos das estimações das regressões por setores. Então, a medida de Transparência dos Lucros para cada empresa *i* no ano *t* (*TRANS<sub>i,t</sub>*), explicitada na Equação 2, é a soma dos *R*<sup>2</sup>s

pertencentes às regressões dos  $j$  setores ( $TRANS_{j,t}$ ) e dos  $R^2$ s das regressões dos  $p$  portfólios ( $TRANSIN_{p,t}$ ).

$$TRANS_{i,t} = TRANS_{j,t} + TRANSIN_{p,t} \quad (2)$$

Em que,  $j$  representa o setor da empresa  $i$  e  $p$  é o portfólio de empresas. Para calcular o, estimou-se a Equação 3.

$$RET_{i,j,t} = \alpha_0^j + \frac{\alpha_1^j L_{i,j,t}}{P_{i,j,t-1}} + \frac{\alpha_2^j \Delta L_{i,j,t}}{P_{i,j,t-1}} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (3)$$

Em que,  $RET_{i,j,t}$  é o retorno anual medido após três meses do fim do ano fiscal das firmas,  $\frac{L_{i,j,t}}{P_{i,j,t-1}}$  são os lucros antes dos itens extraordinários e operações descontinuadas, deflacionado pelo preço da ação no início do ano, e  $\Delta L_{i,j,t}$  é a variação dos lucros entre os anos  $t-1$  e  $t$ . Para calcular o  $TRANSIN_{p,t}$ , estimou-se a Equação 4.

$$RET_{i,p,t} = \alpha_0^{IN} + \frac{\alpha_1^{IN} L_{i,p,t}}{P_{i,p,t-1}} + \frac{\alpha_2^{IN} \Delta L_{i,p,t}}{P_{i,p,t-1}} + \varepsilon_{i,p,t} \quad (4)$$

Os parâmetros da Equação 4 são aqueles apresentados para a Equação 3, desta vez estimados para o portfólio. Assim, para estimar a Equação 4, é necessário capturar as observações da Equação 3 em quatro portfólios baseados na magnitude dos resíduos associados a cada regressão anual dos setores. Esse procedimento assume que os resíduos de magnitudes iguais são informativos sobre os aspectos comuns à neutralidade dos setores, de forma independente do desvio-padrão da regressão dos setores das firmas. Para isso, é utilizado o procedimento de estimação da Equação 4, tomando-se as observações em portfólios ( $p = 1, 2, 3, 4$ ), fazendo com que os componentes neutros aos setores da Transparência dos Lucros variem no tempo. Portanto, se o grupo de firmas dos portfólios falharem em refletir os fatores comuns na relação retorno-lucro entre as firmas de cada portfólio, então o  $R^2$  será pequeno.

## RELAÇÃO DO CUSTO DE CAPITAL PRÓPRIO COM A TRANSPARÊNCIA DOS LUCROS

Para testar se  $TRANS$  é relacionada negativamente com o Custo de Capital Próprio Esperado ( $CCE_{i,t}$ ), estimou-se a regressão expressa na Equação 5. Para isso, utilizou-se o teste de Hausman (1978) para identificar a utilização de Efeitos Fixos para a estimativa de regressões com dados em painel. Adicionalmente, ao observar a existência de altos desvios-padrão das variáveis e a possibilidade de heterocedasticidade, foram estimadas regressões quantílicas na mediana, para controlar os efeitos de outliers, e pelo método *Generalized Least Squares* (GLS), que fornece estimativas não viesadas na presença de heterocedasticidade.

$$CCE_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 TRANS_{i,t} + \gamma_2 DVAT_{i,t} + \gamma_3 VM_{i,t} + \gamma_4 BM_{i,t} + \gamma_5 Beta_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

Em que,  $CCE_{i,t}$  é o Custo de Capital Próprio Esperado da firma  $i$  para o ano  $t+1$ , baseado nas informações disponíveis até o fim do ano  $t$  e  $TRANS_{i,t}$  é a Transparência dos Lucros da firma  $i$  no período  $t$ . Logo, é previsto que, como se espera que a Transparência dos Lucros se relacione negativamente com o  $CCE_{i,t}$ , então  $\gamma_1$  é negativo.  $DVAT_{i,t}$  é a dívida de longo prazo dividida pelos ativos totais, que, de acordo com Barth *et al.* (2013), deve ser incluída para não provocar problema de má-especificação (*i.e.*, variável omitida).  $VM_{i,t}$  é o logaritmo natural do valor de mercado do patrimônio líquido utilizada como proxy para tamanho da firma, que, de acordo com Botosan (1997), se relacionando negativamente com o  $CCE_{i,t}$ , razão pela qual firmas maiores produzem maiores níveis de qualidade da informação contábil, que, consequentemente, reduz o seu Custo de Capital Próprio.  $BM_{i,t}$  é a razão do valor contábil pelo valor de mercado do patrimônio líquido, cujo sinal esperado é negativo com o  $CCE_{i,t}$ , conforme Barth *et al.* (2013). E  $Beta_{i,t}$  é o risco estimado pelo CAPM da firma  $i$  no ano  $t$ , que, de acordo com Botosan (1997), se relaciona positivamente com o  $CCE_{i,t}$ , pois representa o risco sistemático do ativo em relação ao mercado no qual a firma negocia as ações.

A relação negativa entre  $CCE$  e  $TRANS$  indica que o Custo de Capital implícito e a Transparência dos Lucros refletem informações comuns. Barth *et al.* (2013) encontram resultados que indicam serem as características dos riscos fundamentais e a Transparência dos Lucros fatores que refletem características de informações comuns com o Custo de Capital. Esses resultados podem compartilhar evidências semelhantes com os estudos que identificaram esses riscos (Lettau e Ludvigson, 2001; Petkova, 2006).

Para evidenciar que a correlação entre  $CCE$  e  $TRANS$  é atribuída às características dos riscos fundamentais, estimaram-se duas versões da Equação 5, uma que exclui as características  $VM$ ,  $BM$  e  $Beta$ , e outra que as inclui. Por fim, se a relação entre  $CCE$  e  $TRANS$  encontrada for negativa, então  $TRANS$  capta as dimensões dos riscos refletidos no Custo de Capital implícito representado pela taxa de crescimento dos lucros no horizonte de previsão e, além disso, se isso se verificar,  $\gamma_1$  será negativo, se não,  $\gamma_1$  será insignificante estatisticamente.

## RESULTADOS

Para a análise de resultados, as empresas foram agrupadas em setores, de acordo com a divisão da Economatica®, excluindo-se apenas o setor financeiro. Os dados utilizados para as análises corresponderam a um lapso temporal de dez anos (2005-2014), porém, como algumas variáveis precisavam ser defasadas, também foram utilizados dados do ano de 2004.

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas para estimar os modelos de regressão deste trabalho. De maneira inicial, as variáveis  $TRANS$  e  $TRANSIN$ , que representam, respectivamente, a Transparência dos Lucros para os setores e neutra aos setores (formada por portfólios



Tabela 1. Estatísticas descritivas das variáveis. 2005-2014.

Table 1. Descriptive statistics of variables. 2005-2014.

Estatísticas	TRANS	TRANSI	TRANSIN	RET	$\frac{L_{i,t}}{P_{i,t-1}}$	$\frac{\Delta L_{i,t}}{P_{i,t-1}}$	DVAT	CCE
Média	0,04	0,04	0,00	0,16	2.890.104	3.903.751	-3,62	0,09
Mediana	0,02	0,02	0,01	0,89	8.504	842	0,15	0,10
Máximo	0,38	0,37	0,01	11,29	3.820.000.000	5.450.000.000	65,16	0,75
Mínimo	0,00	0,00	0,00	-0,95	-1.090.000.000	-912.000.000	-195,77	0,00
Desvio-padrão	0,06	0,06	0,00	0,81	109.000.000	149.000.000	19,82	0,10
Assimetria	3,47	3,48	-0,26	4,32	30,53	35,08	-6,23	1,07
Curtose	16,35	16,34	1,34	38,14	1.102,67	1.291,95	48,06	5,05

Notas: TRANS é a Transparência dos Lucros das empresas, TRANSI é a Transparência dos Lucros dos setores, TRANSIN é a Transparência dos Lucros dos portfólios, RET é o retorno anual,  $L_{i,t}/P_{i,t-1}$  é o lucro antes dos itens extraordinários e operações descontinuadas deflacionado pelo preço da ação no início do ano,  $\Delta L_{i,t}/P_{i,t-1}$  é a variação do lucro antes dos itens extraordinários e operações descontinuadas deflacionado pelo preço da ação no início do ano, DVAT é a dívida de longo prazo dividida pelos ativos totais, e CCE é o Custo de Capital Esperado.

Tabela 2. Correlações de Pearson e de Spearman entre as variáveis. 2005-2014.

Table 2. Pearson and Spearman correlation between variables. 2005-2014.

	TRANS	TRANSI	TRANSIN	DVAT	CCE
TRANS	-1,000	-0,973***	-0,162***	-0,052*	-0,090***
TRANSI	-0,999***	-1,000	-0,023	-0,060**	-0,012
TRANSIN	-0,021	-0,030	-1,000	-0,052*	-0,482***
DVAT	-0,035	-0,035	-0,012	-1,000	-0,033
CCE	-0,029	-0,051*	-0,436***	-0,031	-1,000

Notas: TRANS é a Transparência dos Lucros das empresas, TRANSI é a Transparência dos Lucros dos setores, TRANSIN é a Transparência dos Lucros dos portfólios, DVAT é a dívida de longo prazo dividida pelos ativos totais, e CCE é o Custo de Capital Esperado. A correlação de Pearson está apresentada abaixo da diagonal principal de uns (1,000), enquanto a correlação de Spearman está evidenciada em cima dessa diagonal, em que \* é significativa a 10%, \*\* a 5% e \*\*\* a 1%.

de acordo com o valor de mercado das firmas), apresentaram pequenas magnitudes, possibilitando inferir que, no mercado brasileiro, para o período analisado, as informações dos lucros podem não estar sendo refletidas de forma precisa nos retornos das firmas, uma vez que a média para a TRANSI foi de cerca de 0,04 e para a TRANSIN foi de aproximadamente 0,00.

É notável que essas estatísticas demonstram que a Transparência pode ser mais bem determinada quando avaliada por setores do que por portfólios agrupados com base no valor de mercado das firmas. Esses achados são contrários aos encontrados por Barth *et al.* (2013), uma vez que, em seu trabalho, foi observada uma maior média para a Transparência dos Lucros por portfólios (média de 0,31), enquanto a Transparência dos Lucros para os setores foi de 0,11. Esses resultados inesperados podem ser explicados pelas diferenças existentes entre o mercado brasileiro e o mercado estudado pelos autores (norte-americano), além de os setores terem sido segregados de maneiras distintas, por utilizarem bases de dados distintas.

Ainda, Barth *et al.* (2013) empregaram quinze setores, incluindo o financeiro e o de seguros, que não foi analisado

neste trabalho. Ademais, pode ter havido influência de fatores como a adoção das *International Financial Reporting Standards* (IFRS) pelas empresas no Brasil a partir de 2008.

Na Tabela 2, são apresentadas as correlações de Pearson (diagonal inferior) e de Spearman (diagonal superior) entre as variáveis analisadas. Foram utilizadas ambas abordagens para fins de comparação, pois os dados originais utilizados neste estudo possuíam uma quantidade considerável de valores extremos, como pode ser verificado na Tabela 1. Assim, considerando as correlações de Spearman, nota-se que o Custo de Capital Próprio Esperado (CCE) apresentou correlação positiva e significativa com a TRANS (0,090) e a TRANSIN (0,482). Pela correlação de Pearson, o CCE também apresentou correlação positiva com TRANSIN (0,436), mas a relação com a TRANSI foi negativa e significativa (-0,051). As demais variáveis não apresentaram correlações significantes com o CCE.

A relação entre o Custo de Capital Próprio e a Transparência dos Lucros, de acordo com a teoria econômica, tende a ser negativa. Todavia, para essa expectativa ser observada, é necessário que a assimetria de informação esteja negativa-

Tabela 3. Regressões dos retornos anuais com os lucros operacionais, por setor. 2005-2014.  
Table 3. Regression of annual returns with operating earnings, by sector. 2005-2014.

Modelo estimado por setor e por ano: $RET_{i,j,t} = \alpha_0' + \frac{\alpha_1' L_{i,j,t}}{P_{i,j,t-1}} + \frac{\alpha_2' \Delta L_{i,j,t}}{P_{i,j,t-1}} + \varepsilon_{i,j,t}$				
Sector	Constante	$\frac{L_{i,t}}{P_{i,t-1}}$	$\frac{\Delta L_{i,t}}{P_{i,t-1}}$	$R^2 = TRANSI$
Agro e Pesca	16,006	0,000	0,000	0,010
	(1,34)	(-0,06)	(1,52)	
Alimentos e Bebidas	7,260	0,000	0,000	0,022
	(0,77)	(0,81)	(0,35)	
Comércio	10,408	0,001*	0,000	0,067
	(1,31)	(1,78)	(0,62)	
Construção	8,943*	0,000***	0,000	0,041
	1,87	5,88	(-1,52)	
Eletrônicos	17,753	0,000	0,000*	0,234
	(1,47)	(-0,54)	(1,76)	
Energia Elétrica	18,255	0,000	0,000	0,016
	(4,68)	(-1,06)	(0,74)	
Máquinas Industriais	-13,179	0,001	0,000	0,195
	(-1,36)	(2,14)	(-1,79)	
Mineração	16,004	0,000	0,000	0,010
	(1,34)	(-0,06)	(1,52)	
Minerais não Metálicos	5,299	0,000	0,000	0,321
	(0,39)	(0,04)	(0,92)	
Outros	15,454	0,000	0,000	0,004
	(3,75)	(0,73)	(-0,66)	
Petróleo e Gás	-2,539	0,000	0,000	0,069
	(-0,15)	(1,24)	(-1,21)	
Química	5,202	0,000	0,000	0,086
	(0,54)	(0,86)	(0,66)	
Siderurgia e Metalurgia	1,418	0,000*	0,000	0,025
	(0,18)	(1,68)	(-1,44)	
Software e Dados	25,990***	0,000***	0,000	0,046
	(27,27)	(2,95)	(0,34)	
Telecomunicações	43,325	0,000	0,000	0,006
	(1,51)	(-0,30)	(0,28)	
Têxtil	18,319**	0,000	0,000	0,033
	(2,26)	(1,01)	(0,02)	
Transporte e Serviços	18,319**	0,000	0,000	0,033
	(2,26)	(1,01)	(0,02)	
Veículos e Peças	31,906***	0,000	0,000	0,007
	(3,71)	(10,12)	(-7,33)	
Papel e Celulose	48,902***	-0,001**	0,001***	0,369
	(3,82)	(-2,01)	(9,58)	
Soma				1,583
Média				0,088

Notas: TRANS é a Transparência dos Lucros das empresas, RET é o retorno anual,  $L_{i,t}/P_{i,t-1}$  é o lucro antes dos itens extraordinários e operações descontinuadas deflacionado pelo preço da ação no início do ano,  $\Delta L_{i,t}/P_{i,t-1}$  é a variação do lucro antes dos itens extraordinários e operações descontinuadas deflacionado pelo preço da ação no início do ano. Para cada variável explicativa, são apresentados seu coeficiente e sua estatística t (entre parênteses), em que \* é significativa a 10%, \*\* a 5% e \*\*\* a 1%.

mente relacionada à Transparência dos Lucros. Assim, para se certificarem dessa relação, Barth *et al.* (2013) verificaram a correlação negativa entre *TRANS* e outras medidas de assimetria de informação (e.g. *bid-ask spread*, risco de arbitragem e qualidade dos *accruals*), ratificando Francis *et al.* (2005). No Brasil, todavia, Martins e Paulo (2014) observam que há características próprias desse mercado que podem influenciar a estimativa da assimetria de informação, como o alto volume de emissão de ações preferenciais, sendo as mais líquidas desse mercado.

A Tabela 3 reporta as regressões dos retornos anuais sendo explicados pelos lucros anuais e variações dos lucros anuais (ambas deflacionadas pelo preço da ação no início do ano), em que, seguindo a linha de Barth *et al.* (2013), foram estimadas as regressões com dados em painel e de acordo com os setores. A variável alvo, Transparência dos Lucros por setores (*TRANSI*), é representada pelos  $R^2$ s das regressões, os quais apontam um coeficiente de determinação médio de 8,79%, valor inferior ao observado por Barth *et al.* (2013), que foi de 13,00%, porém, em patamar equivalente dos valores reportados por Easton e Harris (1991 in Barth *et al.*, 2013).

Constatou-se uma consistente variabilidade entre os *TRANSI* ( $R^2$ ) dos setores, além de falta de constância entre os coeficientes dos lucros ( $\alpha_1'$ ) e das diferenças dos lucros ( $\alpha_2'$ ) por volta dos campos de atuação de negócios das firmas. Apenas 6 (seis) setores apresentaram coeficientes significativos estatisticamente até o nível de significância 10%. Mas, quando analisados por um perfil mais cauteloso, isto é, considerando

um nível de significância até 5%, apenas 3 (três) setores se apresentaram com coeficientes significantes de lucros e variações dos lucros (e.g., setores de Construção, Software e Dados, e Papel e Celulose). Apesar disso, os valores desses coeficientes foram pequenos, indicando impactos consideravelmente baixos sobre os retornos anuais (*RET*).

A variável *TRANSIN*, representada pelos  $R^2$ s das regressões dos portfólios por tamanho das firmas, constante na Tabela 4, apresentou valores médios (0,42%) notadamente inferiores à *TRANSI* (8,79%). Em *TRANSIN*, é possível perceber uma variabilidade evidente dos portfólios 1 e 2 para os portfólios 3 e 4, o que pode ter afetado os resultados. Ainda assim, esses resultados divergem do encontrado por Barth, Konchitchki e Landsman (2013), uma vez que evidenciaram valores maiores para *TRANSIN* (30,00%) do que para *TRANSI* (13,00%). Outro fato constatado na Tabela 4 é a ausência de significância estatística nos coeficientes das variáveis. O que foi auferido nessas regressões segue as evidências da literatura, haja vista o lucro não ter se revelado notavelmente com capacidade para explicar os retornos das ações (Kothari, 2001; Paulo *et al.*, 2012).

Tendo em vista que o poder explicativo ( $R^2$ ) das regressões por portfólios da Tabela 4 não apresentaram valores robustos, pode-se observar que a segregação das empresas em portfólios, com base em seus tamanhos, não conseguiu revelar evidências mais robustas sobre a explicação dos retornos anuais do que os modelos estimados com base nas formações por setores econômicos (conforme Tabela 3). Dessa forma, presume-se que a formação de portfólios de acordo com o campo econômico

Tabela 4. Regressões dos retornos anuais com os lucros operacionais, por portfólio. 2005-2014.

Table 4. Regression of annual returns with operating earnings, by portfolio. 2004-2014.

Modelo estimado por portfólio: $RET_{i,p,t} = \alpha_0^{IN} + \frac{\alpha_1^{IN} L_{i,p,t}}{P_{i,p,t-1}} + \frac{\alpha_2^{IN} \Delta L_{i,p,t}}{P_{i,p,t-1}} + \varepsilon_{i,p,t}$				
Portfólio	Constante	$\frac{L_{i,t}}{P_{i,t-1}}$	$\frac{\Delta L_{i,t}}{P_{i,t-1}}$	$R^2 = TRANSI$
1	-0,271	0,000	0,000	0,000
	(-0,05)	(0,21)	(-0,19)	
2	21,312	0,000	0,000	0,003
	(4,03)	(-0,25)	(0,57)	
3	22,860	0,000	0,000	0,007
	(6,86)	(-1,57)	(0,92)	
4	22,174	0,000	0,000	0,007
	(6,78)	(-0,21)	(1,22)	
Soma				0,017
Média				0,004

Notas: *TRANSIN* é a Transparência dos Lucros dos portfólios, *RET* é o retorno anual,  $L_{i,t}/P_{i,t-1}$  é o lucro antes dos itens extraordinários e operações descontinuadas deflacionado pelo preço da ação no início do ano,  $\Delta L_{i,t}/P_{i,t-1}$  é a variação do lucro antes dos itens extraordinários e operações descontinuadas deflacionado pelo preço da ação no início do ano. Para cada variável explicativa, são apresentados seu coeficiente e sua estatística *t* (entre parênteses), em que \* é significante a 10%, \*\* a 5% e \*\*\* a 1%.

de atuação das empresas é mais adequada para a análise das relações dos retornos com os lucros. Ocorre que a formação de portfólios por tamanho, neutralizando o setor, representa uma estratégia de mitigação dos vieses atribuídos aos setores econômicos, no entanto, nesta pesquisa, a baixa significância dos resultados obtidos pelos portfólios neutros aos setores representa uma lacuna que necessita de maior análise.

A Tabela 5 apresenta os resultados principais desta pesquisa, cujo problema reside no fato de avaliar a relação entre o Custo de Capital Próprio Esperado e a Transparência dos Lucros. Foi prevista uma relação negativa entre as variáveis analisadas, com base na literatura (Francis *et al.*, 2004; Barth *et al.*, 2013). Primeiramente, foi realizado o teste de Hausman (1978), com o intuito de especificar a forma mais confiável estatisticamente de estimar a regressão por dados em painel, concluindo-se que, de acordo com os dados, é possível rejeitar a hipótese nula desse teste ( $p$ -valor de 0,042), isto é, os modelos estimados por efeitos fixos retratariam melhor as características individuais das firmas à análise de regressão.

Contrariando a teoria e os estudos anteriores (Francis *et al.*, 2004; Barth *et al.*, 2013), a relação do Custo de Capital Próprio Esperado (CCE) com a Transparência dos Lucros (TRANS),

pelo modelo de efeitos fixos, foi positiva e significativa quando excluídas as variáveis de controle (*i.e.* VM – logaritmo natural do valor de mercado, BM – *book-to-market* e Beta – risco estimado). Quando incluídas essas variáveis, o coeficiente de TRANS não foi significativo, mesmo após realizada a correção da heterocedasticidade por estimação robusta.

Para tratar esses problemas, foram realizadas estimações tanto por regressões quantílicas (na mediana), considerando a existência de *outliers* nas variáveis analisadas, quanto pelo método *Generalized Least Squares* (GLS), que possui certa robustez a dados heterocedásticos e que não controla os efeitos individuais das firmas. A regressão quantílica é capaz de realizar estimações robustas com dados financeiros e contábeis, tendo em vista que, na maioria das vezes, se apresentam heterocedásticos (Ohlson e Kim, 2015). Já o modelo estimado por GLS fornece estimadores lineares não viesados na presença de heterocedasticidade e correlação serial.

Assim, as relações estimadas pelas regressões quantílicas do Custo de Capital Próprio Esperado (CCE) com a Transparência dos Lucros (TRANS) foram negativas e significantes nos três modelos estimados (*i.e.*, sem e com as variáveis de controle). A relação com a dívida de longo prazo (DVAT) foi significativa,

**Tabela 5.** Regressões do Custo de Capital Esperado (CCE) com a Transparência dos Lucros. 2005–2014.  
**Table 5.** Regression of Cost of Equity (CCE) with Earnings Transparency. 2005–2014.

Modelo estimado: $CCE_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 TRANS_{i,t} + \gamma_2 DVAT_{i,t} + \gamma_3 VM_{i,t} + \gamma_4 BM_{i,t} + \gamma_5 Beta_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$							
Modelos	Efeitos Fixos			Quantílica (mediana)			GLS
	1	2	3	4	5	6	7
TRANS	4,036** (2,19)	0,976 (0,52)	0,718 (0,38)	-0,233*** (-3,19)	-0,140*** (-4,32)	-0,119*** (-3,64)	-0,065* (-1,64)
DVAT	0,000 (0,42)	0,000 (0,35)	0,000 (0,33)	0,000 (1,49)	0,000** (-2,16)	0,000 (1,42)	0,000* (1,77)
VM		0,011* (2,58)	0,012** (2,76)		0,023*** (-25,65)	0,024*** (25,48)	0,020*** (17,79)
BM			-0,000* (-1,69)			-0,001*** (-2,68)	0,000 (-0,25)
Beta			0,005** (2,26)			0,011*** (4,83)	0,016*** (5,77)
Constante	-0,075 (-0,97)	-0,098 (-1,24)	-0,112 (-1,39)	0,106*** (20,00)	-0,233 (-18,54)	0,254*** (-19,13)	-0,196*** (-12,15)
R <sup>2</sup> Ajustado	0,001	0,019	0,048				
Pseudo R <sup>2</sup>				0,004	0,227	0,238	
Nº Observações	1.397	1.397	1.397	1.397	1.397	1.397	1.397

Notas: CCE é o Custo de Capital Esperado, TRANS é a Transparência dos Lucros das empresas, DVAT é a dívida de longo prazo dividida pelos ativos totais, VM é o logaritmo natural do valor de mercado do patrimônio líquido, BM é o *book-to-market* indicado pela razão do valor contábil pelo valor de mercado do patrimônio líquido, Beta é o risco estimado pelo CAPM, e GLS é o método *Generalized Least Squares*. Para cada variável explicativa são apresentados seu coeficiente e sua estatística *t* (entre parênteses), em que \* é significante a 10%, \*\* a 5% e \*\*\* a 1%.

apesar de muito próxima a zero (0,0002) apenas no modelo com a variável valor de mercado (*VM*) (excluídas *BM* e *Beta*). O modelo 6, com todas as variáveis incluídas, apresentou um coeficiente de Transparência dos Lucros (*TRANS*) negativo e significativo (-0,119) com o Custo de Capital Próprio Esperado (*CCE*), maior do que os relatados por Barth *et al.* (2013), na faixa de [-0,08, -0,01]. Essa maior magnitude de valor pode ter ocorrido pelo fato de o modelo utilizado neste trabalho ser estimado com base na mediana e, esta, por ser menos sensível aos *outliers*, pode não ter variado tanto como a média, que é o caso da estimação por *Ordinary Least Squares* (OLS).

A partir do modelo 7, com resultados da estimação por GLS, observou-se uma relação da Transparência dos Lucros (*TRANS*) com o Custo de Capital Próprio Esperado (*CCE*) de -0,065 e significativa a 10%, mais condizente com o que Barth *et al.* (2013) relataram. A dívida de longo prazo (*DVAT*), apesar de significativa, foi positiva e muito próxima a zero (0,0002), evidências que se assemelham aos observados nos estudos de Barth *et al.* (2013). Nesse modelo, ainda se revelaram positivas e significativamente relacionadas ao Custo de Capital Próprio Esperado (*CCE*) as variáveis valor de mercado (0,020) e *Beta* (0,016), indicando que o Custo de Capital Próprio tende a aumentar quando há crescimento dessas variáveis (*i.e.*, do tamanho da firma e do risco sistemático).

Ademais, é preciso levar em consideração as diferenças apresentadas por este trabalho em relação ao de Barth *et al.* (2013), pelo fato de eles terem utilizado como *proxy* para o Custo de Capital Próprio uma medida baseada no mercado, três fatores de Fama e French e o fator momento. Assim, uma possível divergência de resultados pode ter ocorrido a partir da captação dos vieses dos analistas nesta pesquisa, problema não observado no trabalho de Barth *et al.* (2013) e que não foi investigado nesta pesquisa. Porém, ao utilizar medidas baseadas em mercado, como foi feito por Barth *et al.* (2013), é necessário ficar atento às possibilidades de vieses decorrentes das flutuações de mercado, não atribuídas aos fundamentos das empresas e, além disso, é preciso uma quantidade muito elevada de anos (observações) para estimar com certo grau de confiança o Custo de Capital Próprio baseado nos preços das ações (Botosan, 2006).

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

A relação entre o Custo de Capital Próprio e a Transparência dos Lucros é um tema ainda com poucas pesquisas no Brasil, apesar de sua grande importância, tendo em vista que os usuários da informação financeira e agentes do mercado esperam e necessitam das empresas boa capacidade de geração de lucro futuro, em que a Transparência dos Lucros pode ser considerada como uma das características dessa qualidade esperada por esses indivíduos.

Frente a essa escassez de estudos, este trabalho teve o objetivo de estudar se as empresas com maiores Transparência

dos Lucros apresentaram Custos de Capitais Próprios menores no mercado de capitais brasileiros, no período de 2005 a 2014. Assim, para se medir a Transparência dos Lucros foi utilizada a técnica aplicada por Barth *et al.* (2013), fazendo-o com base no poder explicativo da relação retorno-lucro, refletindo os lucros mais transparentes das empresas. Para a diminuição dos vieses, a análise foi segmentada por setores econômicos e por tamanho das empresas. Com base no modelo de três fatores de Fama e French (1995), por meio de diferentes modelos estimados, pôde-se verificar resultados divergentes para a relação do Custo de Capital Próprio com a Transparência dos Lucros.

As evidências da Transparência dos Lucros por setor e por portfólio deste estudo revelaram divergências com os resultados de Barth *et al.* (2013), como na Transparência por setor, que se constatou uma consistente variabilidade entre as Transparências de Lucros dos setores, sendo que três setores apresentaram relações significantes. Outro resultado importante nas regressões das Transparências dos Lucros por setor e por portfólio é que ficou evidente que as evidências da literatura, de que o lucro não demonstra grande capacidade explicativa do retorno das ações, foram ratificadas.

Tanto na estatística descritiva quanto nas regressões, foi identificado que a Transparência dos Lucros pode ser mais bem determinada quando avaliada por setores, e não por portfólios, contrariando a pesquisa realizada por Barth *et al.* (2013), sendo evidenciado que a formação de portfólios pelo campo de atuação econômico foi mais representativa nas relações de retorno, sendo explicado pelos lucros, talvez porque, no mercado brasileiro, haja poucas empresas por setores econômicos, o que causa mais semelhanças institucionais entre elas.

Finalmente, para alcançar o objetivo da pesquisa, foram analisadas, tomando-se o cuidado nas resoluções de problemas de *outliers* e heterocedasticidade, estimações por efeitos fixos, regressões quantílicas, como também a utilização pelo método GLS, identificando-se que, na realidade apresentada na amostra do mercado acionário brasileiro, houve a evidência de que existe relação negativa e significativa entre o Custo de Capital Próprio e a Transparência dos Lucros nos métodos de regressão quantílica e GLS, ratificando o pressuposto neste trabalho e coincidindo com os resultados de estudos anteriores em outros mercados (Francis *et al.*, 2004; Barth *et al.*, 2013).

Por fim, destaca-se que esses resultados se limitam à amostra analisada, não tendo a intenção de serem tomados como respostas definitivas ao problema investigado. Também é importante considerar suas limitações, como os instrumentos utilizados para a mensuração dos fenômenos. Todavia, destaca-se que tais limitações não o invalidam, tendo em vista suas contribuições metodológicas e empíricas à literatura nacional. Assim, para pesquisas futuras, recomenda-se o uso de um intervalo maior de tempo para captação da amostra, com o objetivo de aumentar o grau de confiança e, conseqüentemente, amenizar os vieses decorrentes das flutuações de mercados, como também utilizar diferentes *proxies* para o Custo de Capital.



## REFERÊNCIAS

- AKERLOF, G.A. 1970. The market for 'lemons': quality uncertainty and the market mechanism. *Quarterly Journal of Economics*, 84(3):488-500.  
<https://doi.org/10.2307/1879431>
- ALENCAR, R.C. 2005. Custo de Capital Próprio e Nível de Disclosure nas Empresas Brasileiras. *Brazilian Business Review*, 2(1):1-12.  
<https://doi.org/10.15728/bbr.2005.2.1.1>
- BARROS, C.M.E.; KOS, S.R.; CONSONI, S.; COLAUTO, R.D. 2015. A influência do disclosure voluntário sobre custo da dívida de financiamentos: um estudo em empresas listadas na BM&FBOvespa. In: Congresso USP Controladoria e Contabilidade, XV, São Paulo, 2015. *Anais...* São Paulo, USP.
- BARTH, M.; KONCHITCHKI, Y.; LANDSMAN, W. 2013. Cost of capital and earnings transparency. *Journal of Accounting and Economics*, 55(2-3):206-224.  
<https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2013.01.004>
- BASU, S. 1997. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 24(1):3-37.  
[https://doi.org/10.1016/S0165-4101\(97\)00014-1](https://doi.org/10.1016/S0165-4101(97)00014-1)
- BOTOSAN, C.A. 1997. Disclosure level and the cost of equity capital. *The Accounting Review*, 72:323-349.
- BOTOSAN, C.A. 2006. Disclosure and the cost of capital: what do we know? *Accounting and Business Research*, 36(1):31-40.  
<https://doi.org/10.1080/00014788.2006.9730042>
- BOTOSAN, C.A.; PLUMLEE, M. 2002. A re-examination of disclosure level and expected cost of equity capital. *Journal of Accounting Research*, 40(1):21-40.  
<https://doi.org/10.1111/1475-679X.00037>
- BOTOSAN, C.; PLUMLEE, M. 2005. Assessing Alternative Proxies for the Expected Risk Premium. *The Accounting Review*, 80(1):21-53. <https://doi.org/10.2308/accr.2005.80.1.21>
- COLLINS, D.W.; KOTHARI, S.P. 1989. An Analysis of intertemporal and cross-sectional determinants of earnings response coefficients. *Journal of Accounting and Economics*, 11(2-3):143-181.  
[https://doi.org/10.1016/0165-4101\(89\)90004-9](https://doi.org/10.1016/0165-4101(89)90004-9)
- DECHOW, P. 1994. Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: The role of accounting accruals. *Journal of Accounting and Economics*, 18(1):3-42.  
[https://doi.org/10.1016/0165-4101\(94\)90016-7](https://doi.org/10.1016/0165-4101(94)90016-7)
- DIAMOND, D.W.; VERRECCHIA, R.E. 1991. Disclosure, Liquidity, and the Cost of Capital. *The Journal of Finance*, 46(4):1325-1359.  
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb04620.x>
- FAMA, E. 1970. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2):383-417.  
<https://doi.org/10.2307/2325486>
- FAMA, E.F.; FRENCH, K.R. 1995. Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns. *The Journal of Finance*, 50(1):131-155.  
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb05169.x>
- FRANCIS, J.; LAFOND, R.; OLSSON, P.M.; SCHIPPER, K.S. 2004. Costs of equity and earnings attributes. *The Accounting Review*, 79(4):967-1010.  
<https://doi.org/10.2308/accr.2004.79.4.967>
- FRANCIS, J.; LAFOND, R.; OLSSON, P.M.; SCHIPPER, K.S. 2005. The Market Pricing of Accruals Quality. *Journal of Accounting and Economics*, 39(2):295-327.  
<https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2004.06.003>
- GARCIA, F.G.; SATO, L.G.; CASELANI, C.N. 2004. O impacto da política de transparência sobre o valor das empresas brasileiras. In: Encontro Brasileiro de Finanças, 4, Rio de Janeiro, 2004. Disponível em: [https://www.researchgate.net/publication/36407734\\_O\\_Impacto\\_da\\_Politica\\_de\\_Transparencia\\_sobre\\_o\\_Valor\\_das\\_Empresas\\_Brasileiras](https://www.researchgate.net/publication/36407734_O_Impacto_da_Politica_de_Transparencia_sobre_o_Valor_das_Empresas_Brasileiras). Acesso em: 01/02/2017.
- HAUSMAN, J.A. 1978. Specification Test in Econometrics. *Econometrica*, 46(6):1251-1271.  
<https://doi.org/10.2307/1913827>
- HEALY, P.; HUTTON, A.; PALEPU, K. 1999. Stock performance and intermediation changes surrounding sustained increases in disclosure. *Contemporary Accounting Research*, 16(3):485-520. <https://doi.org/10.1111/j.1911-3846.1999.tb00592.x>
- JEGADEESH, N.; TITMAN, S. 1993. Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Markets Efficiency. *The Journal of Finance*, 48(1):65-91.  
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb04702.x>
- KOTHARI, S.P.; ZIMMERMAN, J.L. 1995. Price and returns models. *Journal of Accounting and Economics*, 20(2):155-192.  
[https://doi.org/10.1016/0165-4101\(95\)00399-4](https://doi.org/10.1016/0165-4101(95)00399-4)
- KOTHARI, S.P. 2001. Capital markets research in accounting. *Journal of Accounting and Economics*, 31(1-3):105-231.  
[https://doi.org/10.1016/S0165-4101\(01\)00030-1](https://doi.org/10.1016/S0165-4101(01)00030-1)
- LAMBERT, R.; LEUZ, C.; VERRECCHIA, R.E. 2007. Accounting Information, Disclosure, and the Cost of Capital. *Journal of Accounting Research*, 45(2):385-420.  
<https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2007.00238.x>
- LETTAU, M.; LUDVIGSON, S. 2001. Resurrecting the (C) CAPM: a cross-sectional test when risk premia are time-varying. *Journal of Political Economy*, 109(6):1238-1287.  
<https://doi.org/10.1086/323282>
- LIMA, A.S.; CARVALHO, E.V.A.; PAULO, E.; GIRÃO, L.F.A.P. 2015. Estágios do Ciclo de Vida e Qualidade das Informações Contábeis no Brasil. *Revista de Administração Contemporânea*, 19(3):398-418. <https://doi.org/10.1590/1982-7849rac20151711>
- MARTINS, O.S. 2012. *Relações entre a assimetria de informação e as características das empresas no mercado acionário brasileiro*. João Pessoa, PB. Tese de Doutorado. Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da UnB/UFPB/UFRN, 186 p.
- MARTINS, O.S.; PAULO, E. 2014. Assimetria de Informação na Negociação de Ações, Características Econômico-Financeiras e Governança Corporativa no Mercado Acionário Brasileiro. *Rev. Contabilidade & Finanças*, 24(64):33-45.  
<https://doi.org/10.1590/S1519-70772014000100004>
- MORSE, D. 1980. Asymmetrical Information in Securities Markets and Trading Volume. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 15(5):1129-1148.  
<https://doi.org/10.2307/2330176>
- OHLSON, J.A. 1995. Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation. *Contemporary Accounting Research*, 11(2):661-687. <https://doi.org/10.1111/j.1911-3846.1995.tb00461.x>

- OHLSON, J.A.; KIM, S. 2015. Linear valuation without OLS: The Theil-Sen estimation approach. *Review Accounting Studies*, 20(1):395-435.  
<https://doi.org/10.1007/s11142-014-9300-0>
- PAULO, E.; NETO, S.A.; SANTOS, M.A.C. 2012. Reação do preço das ações e intempetividade informacional do lucro contábil trimestral no Brasil. *Advances in Scientific and Applied Accounting*, 5(1):54-79.  
<https://doi.org/10.14392/ASAA/2012050103>
- PETKOVA, R. 2006. Do the Fama-French proxy for innovation in predictive variables? *The Journal of Finance*, 61(2):581-612.  
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00849.x>
- VERRECCHIA, R.E. 2001. Essays on disclosure. *Journal of Accounting and Economics*, 32(1-3):97-180.  
[https://doi.org/10.1016/S0165-4101\(01\)00025-8](https://doi.org/10.1016/S0165-4101(01)00025-8)
- WELKER, M. 1995. Disclosure policy, information asymmetry and liquidity in equity markets. *Contemporary Accounting Research*, 11(2):801-828.  
<https://doi.org/10.1111/j.1911-3846.1995.tb00467.x>

Submitted on March 18, 2016  
Accepted on November 30, 2016