

A Competição por Informações é Capaz de Reduzir o Custo do Capital Próprio das Empresas Brasileiras?

LUIZ FELIPE DE ARAÚJO PONTES GIRÃO

UnB/UFPB/UFRN

EDILSON PAULO

Universidade Federal da Paraíba (UFPB)

Resumo

O objetivo deste artigo foi analisar o efeito da competição por melhores informações no custo do capital próprio das empresas brasileiras que negociam seus títulos na BM&FBovespa. Como base teórica foram utilizados os modelos de análise do equilíbrio de expectativas quando as informações não são distribuídas de forma perfeita (Grossman & Stiglitz, 1980; Easley & O'Hara, 2004; Hughes, Liu & Liu, 2007). A amostra contou com observações no período de 2008 a 2014. Para atingir o objetivo proposto, foram utilizadas como *proxies* para a competição por melhores informações a cobertura dos analistas de investimentos, o número de investidores institucionais com recursos aplicados na empresa, o total de investidores (acionistas) pessoa física e a probabilidade de negociação com informações privilegiadas, porém apenas a cobertura de analistas apresentou resultados estatisticamente significativos. Os principais resultados apontaram, em geral, utilizando estimações em *ordinary least squares* com efeitos fixos, Fama-MacBeth e regressão quantílica (com e sem *scale*) que a competição por melhores informações é capaz de reduzir o custo do capital próprio, sendo este efeito mais evidente em empresas que estão em um ambiente informacional previamente ruim (últimos quantis da regressão quantílica, q.90 e q.95), além de que o efeito apenas é significativo quando a empresa tem uma baixa cobertura de analistas. A principal contribuição deste artigo à literatura foi evidenciar que a atração de analistas para cobrir as atividades das empresas é importante, até certo ponto, para que elas consigam reduzir seu custo do capital, tendo a cobertura de analistas dominado todas outras variáveis comuns na literatura de competição por informações.

Palavras chave: Ambiente informacional, Competição por melhores informações, Custo do capital.

1 INTRODUÇÃO

A discussão teórica trazida por Fama (1970) sobre a hipótese de que os mercados são informacionalmente eficientes não discute alguns tópicos importantes da literatura financeira, omitindo a literatura sobre o equilíbrio de expectativas racionais em um ambiente de informação assimétrica (LeRoy, 1976), que foca em como os agentes com expectativas racionais interagem quando tomam conhecimento de que a distribuição de informações é imperfeita, com alguns participantes do mercado com melhores informações do que outros (LeRoy, 1989). O problema citado por LeRoy (1976) é o que este artigo explorará, porém com uma abordagem que busca apontar para o lado bom (ou não tão ruim) da distribuição assimétrica de informações, pois muitas vezes uma empresa não está apta a divulgar uma informação de forma direta, mas acaba possibilitando isso por meio do estímulo à competição por informações.

As expectativas não são totalmente homogêneas e os investidores racionais, acreditando que existem problemas de distribuição de informações, buscam conhecer mais sobre os resultados futuros e outras informações sobre a companhia por meio da atuação de investidores melhores informados, conforme a teoria de Grossman e Stiglitz (1980) corroborada por trabalhos como os de Damodaran (2007) e Akins, Ng e Verdi (2012), pois as empresas divulgam as informações de forma tal que os interessados não conseguem utilizá-las plenamente, porém a competição por essas informações não distribuídas (ou distribuídas com baixa qualidade) poderá diminuir a assimetria informacional.

Afora a extensa literatura sobre assimetria informacional e hipótese de mercados eficientes, esta pesquisa considera como base teórica a literatura sobre a disseminação de informações e o seu efeito no custo do capital próprio das empresas, principalmente no que tange à melhoria do *disclosure* (uma *proxy* para o ambiente informacional) como forma de reduzir o risco informacional dos investidores (Diamond & Verrecchia, 1991; Botosan, 1997).

Nesse sentido, Botosan (2005) efetuou uma revisão da literatura sobre custos de transação, assimetria informacional e custo do capital, indicando que o consenso nesta área é de que os “investidores preferem investir em ativos que tenham baixo risco de estimação, baixo custo de transação e/ou menos assimetria informacional” (p.34), pois a demanda por ativos com essas características é maior, o que leva a preços mais altos e custo do capital mais baixo.

Considerando que o risco informacional pode ter implicações no custo do capital próprio das empresas mesmo quando há algum poder diversificação (Lambert, Leuz & Verrecchia, 2007), surge então a importância de se estimular a competição por melhores informações entre os agentes do mercado de capitais, implicando na disseminação de tais informações e, em consequência, a redução dos problemas informacionais existentes. Esse fenômeno deverá ocorrer pois uma vez que os investidores informados melhoram a precificação dos ativos (Beny, 2005), disseminando informações aos investidores sem acesso a tais informações (Rogoff, 1964; Jaffe, 1974; Grossman & Stiglitz, 1980), isso faz com que o risco informacional seja reduzido (Ma, Hsieh & Chen, 2001), assim como o custo do capital próprio (Akins, Ng & Verdi, 2012).

Com base no que foi apresentado anteriormente, este artigo tem como objetivo geral analisar o efeito da competição por melhores informações no custo do capital próprio das empresas brasileiras que negociam seus títulos na BM&FBovespa.

Teoricamente (Fama, 1970) nenhum fator adicional deveria afetar a precificação dos ativos, a não ser sua exposição ao risco sistemático. Todavia, ainda pode haver uma compensação pelo risco informacional (Lambert, Leuz & Verrecchia, 2007). Por este motivo,

existe um quebra-cabeça nesta área de pesquisa ao redor do mundo, por exemplo, com trabalhos apresentando evidências contrárias à precificação da atuação dos investidores informados (Duarte & Young, 2009; Mohanram & Rajgopal, 2009) e outros apresentando evidências favoráveis a esta precificação (Easley, Hvidkjaer & O'Hara, 2002; Martins, Albuquerque & Paulo, 2013).

Entretanto, uma nova peça foi adicionada recentemente a esse quebra-cabeça por Armstrong *et al.* (2011) e Akins, Ng e Verdi (2012), encontrando que a competição por melhores informações é capaz de reduzir o custo do capital das companhias abertas, uma vez que quanto mais pessoas utilizam tais informações, mais elas são disseminadas indiretamente ao público, corroborando a teoria de Grossman e Stiglitz (1980).

Para testar se a competição por melhores informações é capaz de reduzir o custo do capital, utilizou-se nesta pesquisa como *proxy* para competição por informações a cobertura de analistas (Healy & Palepu, 2001; Elgers, Lo & Pfeiffer Jr., 2001; Frankel & Li, 2004; Badertscher, Collins & Lys, 2012), a quantidade de investidores institucionais e pessoas físicas (Sias & Starks, 1997; Armstrong *et al.*, 2011; Akins, Ng & Verdi, 2012), bem como a interação entre cobertura de analistas e a probabilidade de negociação com informações privadas (Akins, Ng & Verdi, 2012).

Dentre todas as *proxies* utilizadas, apenas a cobertura de analistas apresentou-se relevante para a explicação do custo do capital, reduzindo-o. Isso implica dizer que a competição por melhores informações é capaz de reduzir o custo do capital próprio, sendo este efeito mais evidente em empresas que estão em um ambiente informacional previamente ruim (últimos quantis da regressão quantílica, q.90 e q.95), além de que o efeito apenas é significativo quando a empresa tem uma baixa cobertura de analistas, sendo esse resultado justificado pelo próprio Paradoxo de Grossman-Stiglitz, uma vez que no limite não haverá incentivo para se competir por melhores informações, pois haverá tanta informação disseminada indiretamente pelos competidores que não haverá mais oportunidades para se garimpar novas informações privadas.

O resultado mencionado no parágrafo anterior é a principal inovação deste artigo: a competição por melhores informações afeta empresas que têm um ambiente informacional ruim, porém seu efeito é evidente de forma robusta em empresas que têm baixa cobertura de analistas (mais informações a serem descobertas e disseminadas ao público em geral).

Esse resultado é robusto para várias formas de estimação, não se mantendo poucas vezes em alguns casos específicos, a exemplo de quando se insere a variável tamanho das empresas (*size*), devido a um possível problema de multicolinearidade, gerado pela alta correlação entre a cobertura dos analistas e o tamanho das companhias.

2 DESENVOLVIMENTO DA HIPÓTESE E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

2.1. O Paradoxo de Grossman e Stiglitz e o Custo do Capital

Para avaliar o conteúdo informativo das negociações informadas, Grossman e Stiglitz (1980) propõe um “modelo de equilíbrio do desequilíbrio” (Paradoxo Informacional de Grossman e Stiglitz), onde os preços dos ativos de risco refletem as informações dos *insiders* parcialmente de tal maneira que o sistema de preços será mais informativo à medida que mais indivíduos informados existam no mercado, uma vez que estes transmitirão (obviamente de forma imperfeita/incompleta) mais informações ocultas aos indivíduos não informados.

O retorno u de um ativo de risco pode ser dividido da seguinte maneira: $u = \theta + \varepsilon$, em que θ é uma variável observável desde que o investidor consuma um recurso c para obtê-la e ε é uma variável aleatória que não é observável, prevista ou utilizada para obter retorno anormal.

Na visão de Grossman e Stiglitz (1980), todos os investidores são, inicialmente, idênticos “informacionalmente” e, conseqüentemente, têm as mesmas expectativas; até que, em um determinado ponto do tempo, alguns investidores adquirem informações sobre θ . De posse dessas informações, os investidores podem processar outras informações de forma mais eficiente de modo a “dominar” os demais participantes do mercado de capitais (Verrecchia, 2001).

Já os investidores desinformados utilizam apenas o valor de mercado dos ativos, que, teoricamente, deveria estar refletindo também as informações de negociação dos *insiders* a partir de θ . Desse modo, os agentes informados fornecem informações sobre θ aos agentes desinformados, presumindo que o preço dos ativos contenha as informações das negociações dos *insiders* (Grossman & Stiglitz, 1980).

Grossman e Stiglitz (1980) afirmam que para existir um equilíbrio de fato no mercado é necessário que haja a mesma utilidade esperada por todos os participantes. Contudo, à medida que os agentes informados negociam munidos de θ , os agentes desinformados tendem a ter mais informações, conhecendo também parte de θ . Logo, a utilidade dos agentes informados cai em relação à utilidade dos desinformados porque os agentes informados compram os títulos quando eles estão subavaliados e vendem quando eles estão sobreavaliados – em relação às informações θ obtidas por meio do consumo de c .

Argumenta-se, então, que “como o sistema de preços se torna mais informativo, a diferença nas informações – e, portanto, a magnitude que o agente informado pode ganhar em relação ao desinformado – é reduzida” (Grossman & Stiglitz, 1980, p. 394). Ou seja, quanto mais agentes informados negociando munidos de informações privadas, mais eficaz é o sistema de preços a que esse ativo está submetido, o que faz com que o retorno e o risco esperados para os ativos sejam cada vez mais semelhantes entre os que consomem recursos c para a obtenção de θ e aqueles que apenas se beneficiam das informações porque existem muitos agentes informados no mercado.

Se a qualidade da informação tender ao infinito, esta também tenderá a aumentar a disseminação de informações para o mercado (Grossman & Stiglitz, 1980) por meio da atuação dos agentes informados. Assim, o retorno anormal e a variância dos retornos também tenderão a zero, fazendo com que o mercado entre em colapso, uma vez que não haverá competição por informações para a formação do preço dos ativos (Aldrichi, 2006).

Complementando a ideia do Paradoxo de Grossman-Stiglitz, outros artigos analíticos sobre a informatividade dos agentes informados foram publicados (Hughes, Liu & Liu, 2007; Christensen, Rosa & Feltham, 2010). Dentre eles, o modelo teórico de Easley e O’Hara (2004), que foi influenciado por diversos outros artigos sobre o papel da informação privada em modelos de expectativas racionais (Grossman & Stiglitz, 1980; Admati, 1985; Wang, 1993; Dow & Gorton, 1995), o papel da informação quando ela é incompleta, mas não é assimétrica (Merton, 1987) e o papel do *disclosure* pelas empresas (Diamond, 1985; Diamond & Verrecchia, 1991), além de sua extensão apresentada em Hughes, Liu e Liu (2007), que incluiu

o efeito da diversificação, em que a precificação do risco informacional decai à medida em que a economia cresce.

O modelo analítico de Easley e O'Hara (2004) é um dos mais importantes para esta pesquisa, pois apresentou que **(a)** os agentes informados e desinformados consideram um *tradeoff* diferente com relação ao risco *versus* retorno (eles mantêm carteiras diferentes), **(b)** o ambiente informacional da empresa pode afetar o seu custo do capital, **(c)** os investidores informados detêm um grande volume de ações que (pela alta demanda e liquidez) faz com que o preço aumente e o custo do capital diminua, **(d)** com mais agentes informados, mais informação é revelada para os desinformados e de forma precisa (como no Paradoxo de Grossman-Stiglitz), fazendo com que a ação seja menos arriscada para o investidor desinformado. De forma geral, esses trabalhos sugerem que a empresa poderá reduzir seu custo de capital reduzindo o montante de informações privadas ou aumentando a sua dispersão entre os *traders*.

Com base no que foi exposto, tem-se a primeira hipótese desta pesquisa (H_1): a competição por informações privadas reduz o custo do capital próprio das companhias abertas brasileiras.

Espera-se não rejeitar a H_1 , porque uma empresa poderá influenciar o seu custo do capital manipulando a precisão ou a quantidade de informações (Easley & O'hara, 2004), por exemplo atraindo uma alta cobertura de analistas que competirão por melhores informações, e que o agente informado recebe informações sobre o componente idiossincrático e sistemático, pois as informações são geradas por fundamentos que surgem a partir de um contexto geral e não apenas específico da empresa, além das conjecturas de Grossman e Stiglitz (1980), que tratam especificamente da disseminação de informações por meio do uso de informações privadas no mercado de ativos de risco.

2.2. Evidências empíricas

Sobre este tema, as pesquisas têm trabalhado empiricamente com uma *proxy* muito conhecida para o uso de informações privadas: a probabilidade de negociação com informações privilegiadas, conhecida como PIN (Easley, Hvidkjaer & O'hara, 2002; Easley & O'hara, 2004). Essa *proxy* parece ser melhor do que as demais, porém apresenta problemas de mensuração (o uso do *tick test*), porque os dados das outras *proxies* podem ser manipulados (*e.g* índices de disclosure), enquanto que a PIN apenas necessita, para ser calculada, do *input* do número de compras e vendas de uma determinada ação, em um determinado período. Todavia, o custo para se estimar essa *proxy* é muito alto (*e.g.* é preciso que as ações tenham muita liquidez) e nem sempre há disponibilidade de dados para um longo período de tempo.

Easley, Hvidkjaer e O'Hara (2002) (doravante EHO) analisaram se a PIN era ou não precificada, como uma *proxy* para risco informacional, encontrando que há a precificação com um sinal positivo, indicando que os investidores requerem mais retornos quando eles se deparam com risco informacional. Após o artigo de EHO, Duarte e Young (2009) analisaram se a PIN é precificada por causa do seu componente de seleção adversa (AdjPIN) ou por causa dos efeitos da (i)liquidez que não são relacionados com a assimetria informacional (PSOS), encontrando que a PIN é precificada por causa do seu componente de iliquidez, não por causa da assimetria informacional. Para o mercado brasileiro de capitais, tem-se resultados qualitativamente equivalentes aos encontrados em EHO (Martins, Paulo & Albuquerque, 2013; Caetano, Santos & Kloeckner, 2015).

Mohanram e Rajgopal (2009) foi o primeiro artigo a colocar o efeito de precificação da PIN de fato em dúvida. Este trabalho replicou a metodologia de EHO, adicionando alguns testes de robustez: (1) aumento da base de dados, (2) inclusão de um “fator PIN”, além dos já testados SMB, HML e UMD, (3) avaliação se a PIN é realmente um fator de risco que explica o crescimento do PIB, como uma *proxy* para atividades econômicas futuras, e (4) testaram se a PIN é positivamente relacionada com medidas *ex-ante* de custo do capital, porém eles rejeitaram o poder explicativo da PIN em todos os testes, exceto para a replicação da metodologia de EHO.

Semelhante a Mohanram e Rajgopal (2009), Caetano, Santos e Kloeckner (2015) também incluíram um “fator PIN” no modelo, de modo a analisar um possível “prêmio por informação” no Brasil. Os autores encontraram que a PIN é precificada e, especificamente, empresas com alta PIN apresentaram retornos esperados maiores, sendo o inverso encontrado para empresas com baixa PIN. Ou seja, quanto maior a PIN, maior o custo do capital da empresa, considerando o retorno esperado. Ressalta-se ainda que os autores não analisaram a questão da competição por informações, mas apenas a precificação da PIN.

Lai, Ng e Zhang (2014) expandiram a pesquisa realizada por Duarte e Young (2009) para outros países, desenvolvidos e emergentes, contando com uma expressiva amostra de 30.095 ações, de empresas de 47 países, no período de 1996 a 2010. Como a PIN foi desenvolvida em um ambiente onde havia forte presença do *market maker*, Lai, Ng e Zhang (2014) analisaram previamente a relação entre a PIN e diversas *proxies* para assimetria informacional (a nível de país e a nível de empresa), atestando que a PIN poderia ser utilizada em diversos países do mundo. Balanceando as carteiras com base na PIN e com base na PIN e no tamanho das empresas, eles encontraram que não há diferença no retorno em excesso ou no retorno ajustado ao risco entre carteiras formadas por empresas com baixa ou alta PIN, mesmo após controlar pelo tamanho das empresas. Além disso, foi encontrado que a PIN não tem significância estatística na explicação dos retornos realizados no futuro e o mesmo serve para a AdjPIN (Duarte & Young, 2009), evidenciando que de fato o risco informacional tem natureza idiossincrática e pode ser diversificado.

Adicionando um novo ingrediente ao debate sobre o uso de informações privadas no mercado de capitais, em complemento ao que foi discutido na seção anterior, surgiram dois artigos (Armstrong *et al.*, 2011; Akins, Ng & Verdi, 2012) que consideraram a ideia do Paradoxo de Grossman-Stiglitz. De forma geral, Armstrong *et al.* (2011) encontraram que empresas com alta assimetria informacional (HIA) têm retorno em excesso maior do que empresas com baixa assimetria informacional (LIA) e quando existe alta competição por informações privadas, não existe diferença entre os retornos das HIA e das LIA. Ainda de maneira geral, Akins, Ng e Verdi (2012), utilizaram diferentes *proxies* e uma metodologia diferente da utilizada por Armstrong *et al.* (2011), porém encontraram resultados qualitativamente equivalentes.

Botosan e Plumlee (2013) adicionaram a decomposição dos atributos informacionais (composição, precisão e disseminação), custo do capital implícito e retornos realizados (assumindo que eles são *noisy*), assim como em outros artigos. Elas encontraram que (1) os resultados são dependentes da escolha do autor em utilizar retornos realizados ou modelos de custo do capital implícito, (2) o custo do capital tem relação positiva com a composição, e negativa com a disseminação e a precisão (essa última não é conclusiva).

Adicionando o último ingrediente ao *puzzle* informações privadas *versus* Custo do Capital, Hwang *et al.* (2013) estimaram uma PIN “livre de viés” (eles tiveram acesso a dados

melhores do que em outros artigos, não precisando usar o *tick test*) e encontraram que a AdjPIN livre de viés é positivamente relacionada com o custo do capital. Eles alertam que o erro de mensuração da PIN, nos estudos anteriores, pode ter levado a decisão de rejeitar a hipótese de que a PIN é precificada.

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

3.1 Amostra e dados

A amostra é composta por todas as empresas não financeiras que tiveram cotação na Bolsa de Valores de São Paulo (BM&FBovespa) em pelo menos um trimestre, no período compreendido entre o primeiro trimestre de 2008 e o último trimestre de 2014, com dados disponíveis nos bancos de dados da Thomson Reuters Eikon[®].

3.2 Mensuração da competição por melhores informações

Consideram-se investidores informados aqueles que têm acesso a informações que não foram ainda divulgadas ao público em geral, ou aqueles que podem processar as informações já divulgadas ao público de forma mais eficiente que os demais investidores (Easley & O'Hara, 2004). Podem estar neste grupo, por terem mais facilidade ao acesso às informações, acionistas majoritários, controlador da família, investidores institucionais, analistas, entre outros.

Pressupõe-se aqui que o risco da informação diminuirá à medida que aumente a competição por informações, levando a uma relação negativa entre o custo do capital e a disseminação de informações no mercado de capitais. Além disso, quando as informações são perfeitas (ou mais próximas disso), os problemas informacionais não são capazes de aumentar o custo do capital das companhias (Armstrong *et al.*, 2011), fato que poderá ser melhor observado no Brasil devido à baixa qualidade informacional com relação aos EUA (Lopes & Alencar, 2010).

A *proxy* utilizada para competição por informações é a cobertura dada pelos analistas de investimentos (COB). Healy e Palepu (2001) fizeram uma extensa revisão de literatura sobre *corporate disclosure*, assimetria informacional e o mercado de capitais, citando em seu escopo o papel dos analistas de investimentos no mercado de capitais como redutores da assimetria informacional e como indutores da eficiência desse mercado, trazendo evidências de que os analistas geram novas informações por meio de suas previsões e recomendações, agregando valor às empresas que eles acompanham. Mesmo que individualmente os analistas errem, no conjunto, quanto mais analistas cobrindo as atividades de uma empresa, menor será o erro, pois maior será a disseminação e a precisão das informações (Easley & O'Hara, 2004). Para padronizar com as demais variáveis do modelo que foi utilizado, aplicou-se o logaritmo natural à COB.

3.4 Mensuração do custo do capital próprio (COC)

Seguindo a linha de pesquisas anteriores (BOTOSAN & PLUMLEE, 2002, 2013), foi utilizado o *COC* implícito em excesso à taxa livre de risco (R_f) – NTN-B Principal. Outras pesquisas (Armstrong *et al.*, 2011; Akins, Ng & Verdi, 2012; Martins; Albuquerque & Paulo, 2013) utilizaram os retornos realizados como *proxy* para o *COC*, porém como os retornos realizados são muito problemáticos (“noisy”), por serem uma “medida pobre sobre a

expectativa dos retornos” e necessitarem de “uma amostra muito grande” (Pástor, Sinha & Swaminathan, 2008, p.2860), preferiu-se seguir a linha do *COC* implícito.

Os problemas citados no parágrafo anterior são ainda maiores no Brasil, pela alta volatilidade das ações em decorrência de eventos recentes relacionados a problemas políticos que podem afetar os preços dos ativos de forma geral, mas não seus fundamentos. Essa é uma das principais vantagens do *COC* implícito, pois não necessita dos *noisy realized returns*. Como o *COC*, diferente dos retornos realizados, utiliza medidas de longo prazo (Christensen, Rosa & Feltham, 2010), espera-se que esses problemas tenham um efeito menor com essa metodologia.

Utilizou-se um método baseado em um modelo de desconto de dividendos. Esse modelo desconta a valor presente os fluxos de caixa (proventos diversos pagos pelas empresas) e o valor terminal, por meio de uma taxa de desconto (COC_{div_prem}), conforme a Equação 1.

$$P_0 = \sum_{t=1}^5 (1 + r_{div})^{-t} E_0[d_t] + (1 + r_{div})^{-5} E_0(P_5) \quad (1)$$

Em que: P é o preço da ação da empresa; r_{div} é o *COC* estimado; E_0 é um operador de esperança; e d é o dividendo (na verdade, proventos) por ação.

No final de cada período fiscal anterior, foram coletados o consenso (mediana) das previsões dos analistas sobre dividendos. P_0 é o preço atual da ação em 1º de abril de cada ano, porque se espera que todas as firmas tenham divulgado seus demonstrativos financeiros anuais nesta data, e P_5 é o consenso do preço das ações 5 anos à frente.

3.5 Teste da hipótese

Para testar a H_1 de que a competição por informações privadas reduz o custo do capital próprio das companhias abertas brasileiras, utilizou-se a Equação 3 abaixo:

$$COC_{it} = \alpha + \beta_1 beta_{it} + \beta_2 size_{it} + \beta_3 ln(mtb)_{it} + \beta_4 ln(COB_{EPS})_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

Em que: *COC* é o custo do capital próprio (peg_prem); *beta* é uma medida de risco sistemático, mensurado por meio de um modelo de mercado com 60 meses de observações mensais; *size* é o logaritmo natural do valor de Mercado da empresa; *mtb* é o logaritmo natural da razão *market-to-book*; e $ln(COB_{EPS})$ é o logaritmo natural de 1 mais a quantidade de analistas que acompanham a empresa.

Com base na argumentação elaborada no desenvolvimento da H_1 e na escolha da *COB* como *proxy* para a competição por informações, espera-se que a $ln(COB_{EPS})$ tenha um efeito negativo no *COC*, uma vez que deverá haver a disseminação de informações aos investidores desinformados, reduzindo o custo do capital, pela redução do risco informacional.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

4.1 Estatísticas descritivas

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas deste artigo, com 394 observações do período compreendido entre 2008 e 2014. O valor médio(mediano) do custo do capital (COC_{peg}) das empresas que compuseram a amostra foi de 16,43%(13,12%), enquanto que o

custo do capital menos a taxa livre de risco (prêmio = COC_{peg_prem}) médio(mediano) foi de 12,50%(9,37%). Conforme esperado, pelo risco adicional brasileiro, o custo do capital no Brasil foi maior do que aquele encontrado, por exemplo, em Botosan e Plumlee (2013), no período de 1993 a 2004 nos EUA, sendo 6,6%(5,8%). Ainda com relação ao COC_{peg_prem} , percebe-se uma alta heterogeneidade entre as empresas-ano que compõem a amostra com base no desvio padrão (11,77%) e nas diferenças entre os quartis p25% (5,90%) e p75% (15,11%).

Com relação às variáveis de controle, o β médio(mediano) é de 0,85(0,82), indicando que as empresas são relativamente pouco expostas ao risco sistemático. Todavia, aquelas empresas presentes no 3º quartil apresentaram uma exposição ao risco sistemático 17% maior do que a carteira teórica do mercado. O valor de mercado médio(mediano) é de R\$ 15 bilhões(R\$ 6 bilhões) (*Valor da firma*), para evitar possíveis efeitos de escala e assimetria na variável *Valor da firma*, foi utilizado o logaritmo natural (*size*), com média(mediana) 22,38(22,34). O índice *market-to-book* (*mtb*), última variável de controle utilizada, teve média(mediana) 0,66(0,57).

Como *proxy* para competição por informações privadas, foi utilizada a cobertura de analistas (COB_{EPS}). A cobertura de analistas no Brasil é normalmente baixa, sendo um dos principais problemas desta pesquisa, uma vez que as maiores e mais conhecidas empresas tem alguma cobertura e as demais não. Almeida e Dalmácio (2015), por exemplo, em uma amostra brasileira de 2001 a 2008, contaram com, em média, 45 empresas com cobertura de analistas por ano, o que gerou uma amostra final de 359 empresas-ano (com 6 analistas, em média, para cada empresa, duas a menos do que esta pesquisa que teve 8,79 analistas por empresa).

Como a atividade dos analistas de investimentos é capaz de reduzir a assimetria informacional, gerando novas informações e induzindo a eficiência do mercado, disseminando mais rapidamente as informações (Healy & Palepu, 2001; Elgers, Lo & Pfeiffer Jr., 2001; Frankel & Li, 2004; Easley & O'hara, 2004), foi encontrado que empresas que tiveram um COC_{peg_prem} acima da média também tiveram menos analistas de investimentos (em média 2) acompanhando suas atividades, apresentando evidências iniciais de que uma maior COB_{EPS} pode reduzir a percepção de risco (pelo menos o informacional) por parte dos investidores.

Tabela 1

Estatísticas Descritivas da amostra com dados de 2008 a 2014

Variável	Média	Desvio padrão	p25%	Mediana	p75%
COC_{peg}	0,1643	0,1150	0,0984	0,1312	0,1919
COC_{peg_prem}	0,1250	0,1177	0,0589	0,0937	0,1511
β	0,8490	0,4539	0,4800	0,8200	1,1700
COB_{EPS}	8,7893	4,6756	5,0000	9,5000	13,0000
$\ln(COB_{EPS})$	2,1001	0,7003	1,7918	2,3502	2,6391
<i>Valor da firma</i>	1,5E+10	4,01E+10	2,16E+09	5,86E+09	1,37E+10
<i>size</i>	22,3817	1,4165	21,4957	22,4922	23,3429
$\ln(mtb)$	0,6671	0,9656	-0,0103	0,5691	1,2715

Notas: amostra composta por 394 observações, no período de 2008 a 2014.

Foi utilizado o teste para detecção de raízes unitárias nas variáveis com base em Maddala e Wu (1999), para painéis desbalanceados. Todas as variáveis são estacionárias a 5%.

Em que: COC_{peg} = custo do capital implícito, COC_{peg_prem} = custo do capital implícito em excesso à taxa livre de risco, β = exposição ao risco sistemático, COB_{EPS} = quantidade de analistas que

emitiram previsões de lucros da empresa, $\ln(COB_{EPS})$ = logaritmo natural de 1 mais a quantidade de analistas que emitiram previsões de lucros da empresa, expressando a competição por melhores informações, *Valor da firma* = valor da empresa coletado em 01/04 de cada ano $t + 1$, *size* = logaritmo natural do *Valor da firma*, $\ln(mtb)$ = logaritmo natural do índice *market-to-book*, obtido pela razão entre o *Valor da firma* e o *Patrimônio Líquido*.

Dados não tabulados apresentaram as Correlações de Spearman dos pares de variáveis utilizados nesta pesquisa. Conforme esperado, a cobertura dos analistas, apresentou sinal negativo e significativo (-0,3299***). As demais variáveis foram correlacionadas entre si, porém a correlação não foi alta o suficiente para que se possa esperar problemas de multicolinearidade na análise multivariada dos dados, exceto para a correlação entre *size* e $\ln(COB_{EPS})$, pois as empresas maiores costumam atrair mais a atenção dos analistas de investimentos.

4.2 Análise da relação entre a competição por informações e o custo do capital

A Tabela 2 apresenta os coeficientes das variáveis de interesse e de controle explicando o custo do capital próprio. Verifica-se que a competição por informações afeta o custo do capital das companhias listadas na amostra. Quando inserida apenas a $\ln(COB_{EPS})$ (Modelos 2 e 6), o resultado foi semelhante ao que era esperado quando da análise das estatísticas descritivas e da teoria (e.g. Grossman & Stiglitz, 1980; Easley & O'Hara, 2004) utilizada nesta pesquisa, impactando negativamente o custo do capital próprio.

Além da análise com a simples inclusão da principal variável de interesse desta pesquisa, que representa a competição por melhores informações, testou-se com o controle das variáveis comumente utilizadas como representativas de risco, em modelos de precificação de ativos, mantendo-se os resultados semelhantes, exceto quando da inclusão da variável *size*, devido à alta correlação existente entre o tamanho da empresa e a cobertura de analistas no Brasil.

O resultado comentando acima pode estar relacionado ao fato de que no Brasil são poucas as empresas que são seguidas por analistas de investimentos. Da amostra final, ou seja, daquelas que possuíam todas as informações disponíveis sobre as demais variáveis do modelo e pelo menos um período com previsão de analista para o $t+1$ e $t+2$, 45,18% eram seguidas por menos analistas do que a média da amostra desta pesquisa. Na amostra inicial, com 1778 observações, ou seja, com empresas que tinham informações sobre pelo menos uma das variáveis do modelo em pelo menos 1 ano, 55,17% delas não eram seguidas por nenhum analista, enquanto que 67,37% eram seguidas por menos do que a média de 3 analistas. O detalhamento sobre a quantidade de analistas seguindo as atividades da empresa será analisado da seção dos testes de robustez.

As variáveis de controle apresentaram-se com os sinais esperados e apenas a variável *beta* não foi significativa estatisticamente na maioria dos testes realizados, contrariando a teoria clássica de finanças de que (apenas) o risco sistemático deveria afetar a precificação dos ativos, pelo poder de diversificação, porém conforme foi explanado no referencial teórico, o risco informacional pode não ser diversificável (Hughes, Liu & Liu, 2007; Lambert, Leuz & Verrecchia, 2007), fato este que pode ter feito com que as demais variáveis, relacionadas a este risco foram precificadas e podem ter absorvido o efeito do *beta*, uma vez que quando

testado apenas o *beta* no modelo, esta variável foi precificada ao nível de 1% (dados não tabulados).

Tabela 2

Análise do Efeito da Competição por Informações sob o Custo do Capital. Amostra com dados de 2008 a 2014

	Sinal esperado	(1) ^a	(2) ^a	(3) ^a	(4) ^{a, d}	(5) ^c	(6) ^c	(7) ^c
<i>beta</i>	+	0,0122 (0,0185)	---	0,0119 (0,0201)	0,0223 (0,0177)	0,0525** (0,0176) [7/7]	---	0,0563** (0,0191) [7/7]
<i>size</i>	-	-0,0294** * (0,0084)	---	-0,0296** * (0,0110)	---	-0,0168** * (0,0044) [6/7]	---	---
<i>ln(mtb)</i>	-	-0,0313** * (0,0065)	---	-0,0314** * (0,0064)	-0,0463*** (0,0071)	-0,0306** * (0,0028) [7/7]	---	-0,0361** * (0,0047) [7/7]
<i>ln(COB EPS)</i>	-	---	-0,0479** * (0,0127)	0,0006 (0,0136)	-0,0262*** (0,0105)	-0,0119 (0,0110) [5/7]	-0,0435** (0,0144) [7/7]	-0,0288** (0,0106) [5/7]
<i>Constante</i>	?	0,8306*** (0,1966)	0,2721*** (0,0342)	0,8335*** (0,2293)	0,2223*** (0,0285)	0,4951*** (0,1010)	0,2089** * (0,0355)	0,1538*** (0,0283)
R ² ajustado		0,4235	0,2463	0,4486	0,3679	0,3564	0,1018	0,3234
Teste F		11,14***	8,06***	10,59***	10,81***	47,34***	9,21**	21,51***
Teste de White		5,064**	182,84***	335,02***	250,160** *	NA	NA	NA
Teste de Wooldridge		323,10***	8,567***	5,308**	7,447***	NA	NA	NA
Dummy do ano		Sim	Sim	Sim	Sim	NA	NA	NA
Dummy do setor		Sim	Sim	Sim	Sim	NA	NA	NA

Modelo base: $COC_{peg_prem,it} = \alpha + \beta_1 beta_{it} + \beta_2 size_{it} + \beta_3 ln(mtb)_{it} + \beta_4 ln(COB_{EPS})_{it} + \mu_{it}$

Notas: amostra composta por 394 observações, no período de 2008 a 2014.

*** significativa a 1%, ** a 5% e * a 10%. Erro-padrão entre parênteses.

^a Erro-padrão robusto para autocorrelação e heterocedasticidade (Newey-West).

^b Erro-padrão robusto para heterocedasticidade (White).

^c Regressões de Fama e McBeth (1973). Entre colchetes o número de vezes em que o sinal do coeficiente se apresentou como esperado, em relação ao total de regressões (7 no total, de 2008 a 2014). NA = Não se aplica.

^d Devido à alta correlação de aproximadamente 58%, suspeitou-se de problema com multicolinearidade.

Em que: COC_{peg_prem} = custo do capital implícito em excesso à taxa livre de risco, $beta$ = exposição ao risco sistemático, $ln(COB_{EPS})$ = logaritmo natural de 1 mais a quantidade de analistas que emitiram previsões de lucros da empresa, expressando a competição por melhores informações, $size$ = logaritmo natural do Valor da firma, $ln(mtb)$ = logaritmo natural do índice *market-to-book*, obtido pela razão entre o Valor da firma e o Patrimônio Líquido.

4.3 Testes de robustez

4.3.1 Análise detalhada do nível de competição por informações

Para analisar mais detalhadamente a suposição de que possam existir efeitos diferentes, com diferentes níveis de competição por melhores informações, aqui se analisou de forma segregada as empresas que possuem cobertura de analistas abaixo do p25% e acima do p75%, encontrando que 27,11% das observações estão listadas como tendo cobertura de analistas abaixo do p25%, indicando que quase um terço da amostra tem pouca competição por informações, enquanto que apenas 18,93% da amostra está listada acima do p75%, indicando que têm muita competição por informações.

Segundo Grossman e Stiglitz (1980), em seu “paradoxo informacional”, os ativos serão precificados de forma mais eficiente à medida em que houver mais competição por informações. Por outro lado, à medida em que há mais competição por informações, a vantagem competitiva daqueles agentes que adquiriram melhores informações vai sendo reduzida, de modo a desestimular a obtenção de novas informações. Essa suposição é corroborada por Frankel e Li (2004), quando afirmam que a alta cobertura de analistas reduz as chances de obtenção de retornos anormais pelo uso de melhores informações.

Assim, é possível que nas empresas com altíssima cobertura de analistas ($COB > 75\%$), o ambiente informacional já seja tão bom (Elgers, Lo & Pfeiffer Jr., 2001; Badertscher, Collins & Lys, 2012), que essa competição por informações não seja mais relevante para a precificação da empresa.

Os resultados contidos na Tabela 4 evidenciaram que, para empresas com baixa competição por informações [expressas pela variável $COB < P25\% * \ln(COB_{EPS})$], a competição é importante para reduzir o custo do capital próprio, porém o resultado não se mantém significativo quando inseridos os efeitos fixos do tempo e do setor.

Tabela 3

Análise do efeito da alta e da baixa competição por informações. Amostra com dados de 2008 a 2014

	Sinal esperado	COC_{peg_prem} (8) ^{b, d}	COC_{peg_prem} (9) ^{a, d}
<i>beta</i>	+	0,0404 *** (0,0103)	0,0251 (0,0168)
<i>size</i>	-	---	---
<i>ln(mtb)</i>	-	-0,0501 *** (0,0067)	-0,0469 *** (0,0007)
<i>ln(COB_{EPS})</i>	-	0,0018 (0,0201)	-0,0128 (0,0205)
<i>COB < P25%</i>	?	0,1139 ** (0,0597)	0,0664 (0,0587)
<i>COB > P75%</i>	?	0,3231 (0,3315)	0,1332 (0,3263)
<i>COB < P25% * ln(COB_{EPS})</i>	-	-0,0598 ** (0,0315)	-0,0391 (0,0317)
<i>COB > P75% * ln(COB_{EPS})</i>	-	-0,1118 (0,1194)	-0,0385 (0,1181)
<i>Constante</i>	?	0,1029**	0,1819***

	(0,0489)	(0,0516)
R ² ajustado	0,3414	0,3773
Teste F	12,06***	9,37***
Teste de White	75,77***	354,44***
Teste de Wooldridge	2,555	8,740***
Dummy do ano	Não	Sim
Dummy do setor	Não	Sim

Modelo base: $COC_{peg_prem_{it}}$

$$= \alpha + \beta_1 beta_{it} + \beta_2 size_{it} + \beta_3 \ln(mtb)_{it} + \beta_4 \ln(COB_{EPS})_{it} + \beta_5 COB < P25\%_{it} + \beta_6 COB > P75\%_{it} + \beta_7 COB < P25\% * \ln(COBEPS)_{it} + \beta_8 COB > P75\% * \ln(COBEPS)_{it} + \mu_{it}$$

Notas: amostra composta por 394 observações, no período de 2008 a 2014.

*** significante a 1%, ** a 5% e * a 10%. Erro-padrão entre parênteses.

^a Erro-padrão robusto para autocorrelação e heterocedasticidade (Newey-West).

^b Erro-padrão robusto para heterocedasticidade (White).

^c Regressões de Fama e McBeth (1973). Entre colchetes o número de vezes em que o sinal do coeficiente se apresentou como esperado, em relação ao total de regressões (7 no total, de 2008 a 2014). NA = Não se aplica.

^d Devido à alta correlação de aproximadamente 58%, suspeitou-se de problema com multicolinearidade.

Em que: COC_{peg_prem} = custo do capital implícito em excesso à taxa livre de risco, $beta$ = exposição ao risco sistemático, $\ln(COBEPS)$ = logaritmo natural de 1 mais a quantidade de analistas que emitiram previsões de lucros da empresa, expressando a competição por melhores informações, $size$ = logaritmo natural do Valor da firma, $\ln(mtb)$ = logaritmo natural do índice market-to-book, obtido pela razão entre o Valor da firma e o Patrimônio Líquido, $COB < P25\%$ = dummy igual 1 se a empresa possuía cobertura de analistas menor do que 25% das observações, $COB > 75\%$ = dummy igual a 1 se a empresa possuía cobertura de analistas maior do que 75% das observações.

4.3.2 Análise conjunta da competição por informações e o ambiente informacional da empresa expresso pelo COC_{peg_prem}

Por causa da amostra pequena e a possível presença de *outliers*, utilizou-se a estimação dos modelos analisados na seção 4.2 por meio da regressão quantílica que, além de permitir uma análise mais robusta mesmo com a presença de *outliers*, permite analisar efeitos diferentes das variáveis utilizadas em diversos ambientes informacionais, expressos pelo COC_{peg_prem} , pois o ambiente informacional é um determinante do custo do capital pelas relações entre risco e retorno esperado.

A regressão quantílica também permite explorar melhor a heterogeneidade da amostra, que não é possível por meio de modelos lineares como o *Ordinary Least Squares* (OLS). Conforme a Tabela 1 das estatísticas descritivas, é possível verificar que há uma alta heterogeneidade a ser explorada, pois a variável COC_{peg_prem} tem desvio padrão de 11,77%, com média de 12,50%, enquanto que o 1º quartil, mediana e o 3º quartil possuem um COC_{peg_prem} de 5,89%, 9,37% e 15,11%, respectivamente. Já as Tabelas 2 e 3 evidenciaram que todos os modelos estimados eram heterocedásticos. Esses argumentos levam a crer que a regressão quantílica pode captar melhor as relações entre as variáveis do que a OLS.

As estimações dos quantis das variáveis de interesse estão representadas de forma resumida nas Figuras 1 e 2, mais robusta aos *outliers*. Estimando-se o Modelo 3 em quantílica, os resultados foram semelhantes, exceto pelo fato de que a variável $beta$ apresentou-se

estatisticamente significativa e a variável $\ln(COB_{EPS})$, apesar de se manter sem significância estatística, apresentou-se com sinal negativo.

Na análise por meio dos modelos em OLS, suspeitou-se de que poderia haver um alto grau de multicolinearidade entre *size* e $\ln(COB_{EPS})$ devido à alta correlação entre elas. Para efeitos comparativos, assim como no Modelo 4, retirou-se a variável *size*, encontrado que o modelo (dados não tabulados) se tornou mais significativo, com todas as variáveis significativas ao nível de 1% (exceto *beta*, quando da inclusão das *dummies* de ano e setor, que passou a apresentar $p\text{-value} = 0,039$, sendo significativa a 5%).

Para explorar ainda mais a heterogeneidade dos dados, foram inseridas as variáveis nos sem nenhum tratamento para minimização do efeito de escala (logaritmo natural), pois a regressão quantílica é mais robusta aos *outliers* do que a OLS, e a heterocedasticidade é importante para descobrir mais informações sobre os dados analisados. Sobre isso, um dos maiores problemas da estimação em OLS é que é preciso usar alguma escala, ou winsorização para minimizar tais problemas e isso dificulta a análise e aplicação prática dos resultados (transformação em logaritmo natural, por exemplo). Além do mais, se esse tratamento prévio não é realizado, as estimações podem acabar gerando resultados “errados”, que confrontam a teoria utilizada (Ohlson & Kim, 2015), por isso a utilização de modelos robustos é importante.

Os resultados apontaram que a cobertura dos analistas é capaz de reduzir o custo do capital das companhias listadas na amostra ao nível de 1%, com resultados inalterados pela exclusão da variável *size* (dados não tabulados).

Conferindo maior robustez à análise contida na seção 4.3.1 (Tabela 3), foram realizadas as mesmas análises com a regressão quantílica na mediana, encontrado resultados semelhantes, apontando que a competição por informações, de forma generalizada [$\ln(COB_{EPS})$], não afeta significativamente o custo do capital, mas a competição por informações em empresas que têm baixa cobertura de analistas, reduz o custo do capital de forma significativa ao nível de 1%, sendo justificado pela possibilidade de haver mais informações privadas para se explorar naquelas empresas. O resultado é ainda mais forte quando não é utilizado o tratamento em logaritmo natural nas variáveis, sendo significativo com ou sem a inclusão das *dummies* do ano e do setor.

Uma vez que o custo do capital sofre efeito do ambiente informacional, buscou-se abaixo explorar o efeito da competição por informações ao longo dos quantis extremos, explorando ao máximo a heterogeneidade dos dados sem o uso de tratamento logarítmico e com a estimação de vários quantis. Pressupõe-se aqui que companhias com um ambiente informacional bom são listadas nos primeiros quantis, enquanto que as companhias com ambiente informacional ruim são listadas nos últimos quantis.

Verificando-se a Figura 1, pode-se observar que o efeito da competição por informações [$\ln(COB_{EPS})$], na verdade sem o tratamento em \ln , não é linear, como se supõe quando da análise em OLS, tendo impacto cada vez mais negativo, à medida que o ambiente informacional vai piorando, além de ter se apresentado estatisticamente diferente da estimação em OLS, ao nível de significância de 5% (os resultados se mantêm com ou sem a inclusão da variável *size*).

Testou-se ainda a igualdade dos efeitos da competição por melhores informações no custo do capital, por meio dos coeficientes estimados nos quantis q.05, q.5 e q.95, que representam, respectivamente, um ambiente informacional “bom”, “mediano” e “ruim”.

Verificou-se que os efeitos não são iguais, por meio de um teste F ($F = 57,18^{***}$), possibilitando afirmar que em ambientes informacionais naturalmente bons, a competição por melhores informações não auxilia na redução o custo do capital (coeficiente em torno de zero), porém em ambientes informacionais que não são tão bons, a competição por informações é benéfica para a redução do custo do capital.

A afirmação acima é corroborada pelo fato de que não se pode afirmar que o efeito da competição no q.05 seja diferente de zero, por meio de um teste t ($t = 1,14$), enquanto que para o q.95 é possível afirmar ($t = -10,38^{***}$). Os resultados se mantiveram qualitativamente semelhantes mesmo aumentando a amplitude dos quantis para q.10, no lugar de q.05, e q.90, no lugar de q.95, com ou sem as *dummies* do ano e do setor.

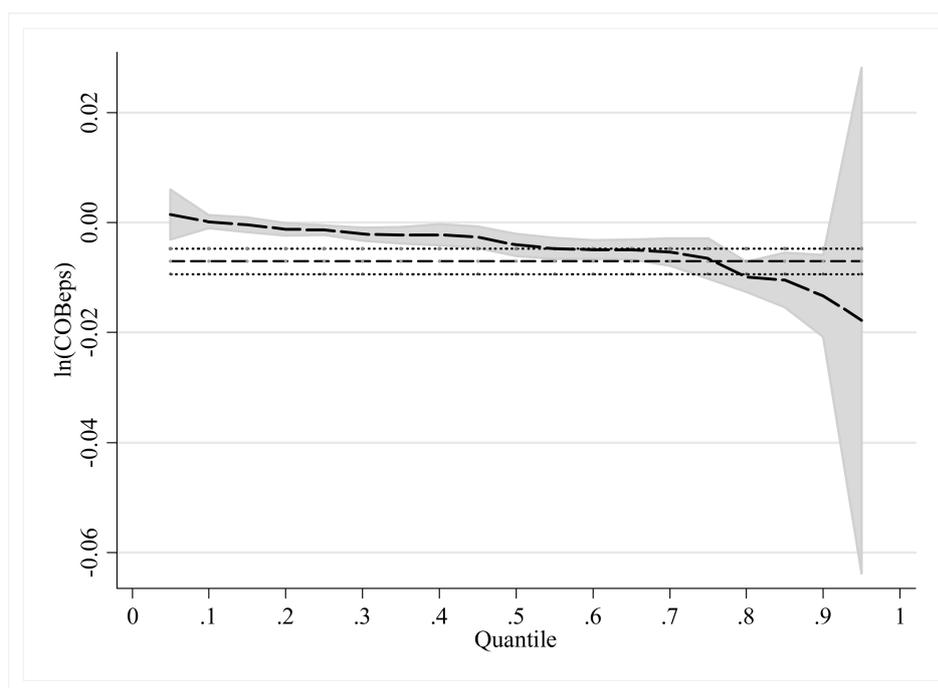


Figura 1. Comportamento da competição sem tratamento em \ln ao longo dos quantis

A Figura 4 apresenta os quantis estimados para as duas variáveis adicionais e a sua interação com a cobertura de analistas. Testou-se se havia diferença entre os 3 coeficientes de interesse [$\ln(COB_{EPS})$, $COB > 75\% * \ln(COB_{EPS})$ e $COB < 75\% * \ln(COB_{EPS})$], verificando-se que não havia diferenças entre esses coeficientes apenas para o q.05 ($F = 0,54$), com ambos em torno de zero.

Como a variável $COB > 75\% * \ln(COB_{EPS})$ não foi significativa estatisticamente e nem foi significativamente diferente da estimação em OLS, a análise a seguir focou apenas na variável $COB < 75\% * \ln(COB_{EPS})$.

Ao nível de 5%, não se pode rejeitar a hipótese de que $COB < 75\% * \ln(COB_{EPS})$ tenha comportamento diferente nos q.05, q.50 e q.95 ($F = 3,48^{**}$), dessa forma corrobora-se o resultado encontrado na seção 4.3.1 de que o efeito da competição por informações seja nulo

ou menos evidente para as empresas com alta cobertura de analista do que para as empresas com baixa cobertura de analistas, pelo incentivo para a aquisição de informações.

Os resultados se mantiveram qualitativamente semelhantes quando aumentada a amplitude dos quantis de q.05, para q.10, e de q.95, para q.90 e quando incluída a variável *size*, mas quando incluídas as *dummies* para o setor e ano, apesar de os coeficientes serem diferentes daqueles estimados em OLS, eles foram considerados iguais nos q.05, q.10, q.50, q.90 e q.95, e apesar de as variáveis terem significância estatística.

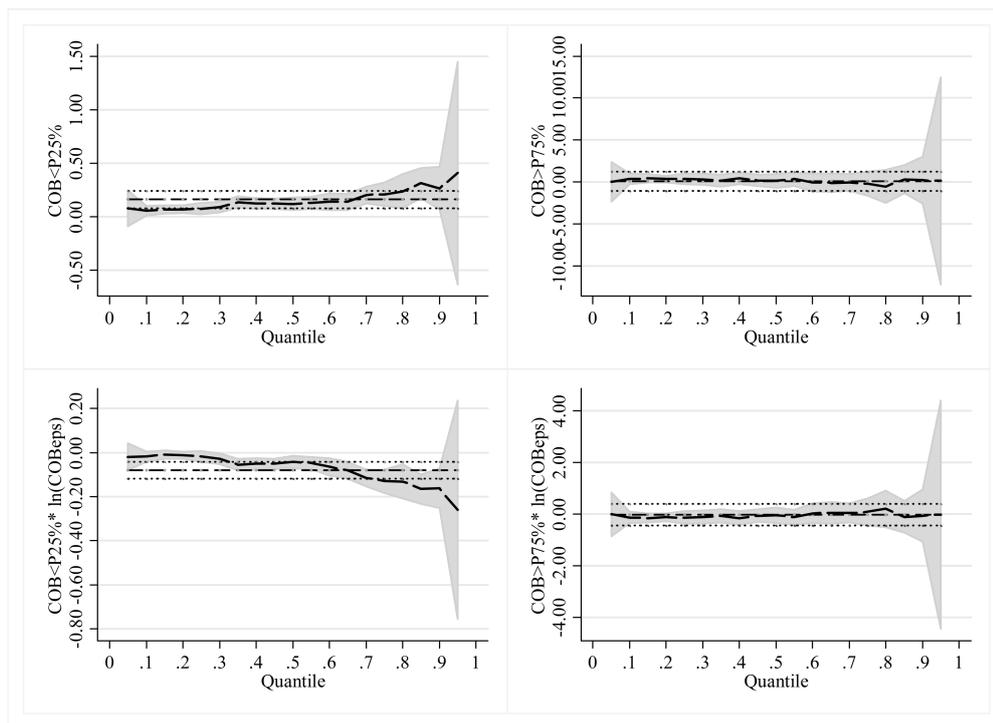


Figura 2. Comportamento das variáveis interativas ao longo dos quantis

4.3.3 Utilização de investidores institucionais e o total de investidores como proxy para competição por melhores informações

Armstrong *et al.* (2011) usaram como *proxy* para competição por informações o total de acionistas da firma, porém nem todos os acionistas são bem informados. Dessa forma, foi utilizada também a quantidade de investidores institucionais, assim como Akins, Ng e Verdi (2012).

A escolha do total de investidores institucionais se dá pelo fato de que eles podem ter acesso a melhores informações do que os demais, aumentando a velocidade de ajuste dos preços (Sias & Starks, 1997), sendo esse ajuste rápido de preços possibilitado porque os investidores institucionais operam com grande quantidade de capital, o que leva a um impacto mais rápido das informações nos preços (Diamond & Verrecchia, 1991). Para padronizar com as demais variáveis desta pesquisa, foi aplicado o logaritmo natural ao montante de investidores institucionais.

A amostra para o teste desta seção conteve 298 observações, de 2010 a 2014, por disponibilidade de dados, gerando uma média de 10.395 investidores pessoa física ($\#InvPF$) e 412 investidores institucionais ($\#InvInst$) por empresa. O número máximo de $\#InvPF$ e $\#InvInst$ foi de, respectivamente, 146.573 e 4.954, enquanto que o número mínimo, em ambos os casos, foi zero.

Diversos testes (não tabulados) foram realizados, rejeitando a hipótese de que a quantidade de investidores pessoa física e investidores institucionais possa reduzir o custo do capital.

4.3.4 Análise do efeito da competição por informações privadas com o uso da PIN

Utilizou-se como *proxy* para a utilização de informações privadas a probabilidade de negociação com informações privilegiadas (*PIN*). Para este teste, por limitações de acesso aos dados, a amostra encerrou-se em 2011, começando em 2008, e contou com 271 observações.

A *PIN* é calculada conforme a Equação 3, onde seus parâmetros são estimados por meio de uma função de máxima verossimilhança, conforme exposto por Easley, Hvidkjaer e O'Hara (2002), com dados intradiários de ordens de compra e de venda, minuto a minuto:

$$PIN = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + \epsilon_b + \epsilon_s}$$

(3)

Em que a *PIN* é a probabilidade de negociação com informações privilegiadas, α é a probabilidade de um evento com informação acontecer, μ é a taxa de chegada de ordens de negociação de agentes informados, ϵ_b é a taxa de chegada de ordens de compra desinformadas e ϵ_s é a taxa de chegada de ordens de venda desinformadas.

No período analisado, houve uma probabilidade de negociação com informações privilegiadas (*PIN*) de, em média(mediana), 21,31%(19,85%). Martins, Albuquerque e Paulo (2013), no Brasil, e Botosan e Plumlee (2013), nos EUA, encontraram valores próximos ao desta pesquisa: 22,90% e 13,30%, respectivamente.

Diversos testes (não tabulados) foram realizados, rejeitando a hipótese de que a *PIN* seja precificada, mesmo quando da interação com a $\ln(COBEPS)$, exceto quando os modelos foram estimados sem variáveis de controle, nos q.05 e q.10. Esse resultado corrobora diversas pesquisas que evidenciaram que a *PIN* não é precificada (Mohanram & Rajgopal, 2009; Lai, Ng & Zhang, 2014), talvez porque ela falha em captar a utilização de informações privadas (Duarte, Hu & Young, 2015).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A principal contribuição deste artigo à literatura sobre competição por informações e custo do capital foi evidenciar que a atração de analistas para cobrir as atividades das empresas é importante para que elas consigam reduzir seu custo do capital, pelo menos até certo ponto. A cobertura de analistas dominou outras variáveis comuns nesta literatura, como a probabilidade de negociação com informações privilegiadas, o total de investidores e o número de investidores institucionais.

Ressalta-se que o efeito da competição por informações, gerada pelos analistas, é mais robusta em ambientes informacionais previamente ruins e onde há uma baixa cobertura de analistas, uma vez que havendo baixa cobertura de analistas, há também mais informações

privadas a serem descobertas. Sendo assim, os analistas desempenham papel importante na redução do custo do capital das empresas, até que o processo de divulgação de informações se torne mais eficiente (com mais informações públicas do que privadas), quando eles passam não afetar mais o custo do capital.

É importante também ressaltar algumas limitações relacionadas aos dados utilizados. Por impossibilidade de acesso aos dados, não foi possível estimar a *PIN* para o período completo, recorrendo-se a estimativas utilizadas em outras pesquisas realizadas no Brasil, os dados sobre investidores institucionais só são disponibilizados a partir de 2010 e se apresentaram com muitas aberrações que foram tratadas como “erro de digitação” de quem preencheu os Formulários de Referência e, por último, poucas empresas apresentaram previsões de analistas suficientes para que pudessem ser incluídas na amostra e estimar o custo do capital. Esses foram os principais fatores que limitaram a análise dos dados desta pesquisa e que podem ser explorados no futuro, quando houver mais disponibilidade de dados brasileiros, porém não invalida os resultados, uma vez possui mais, ou pelo menos, a mesma quantidade de dados analisados em pesquisas brasileiras anteriores com temas relacionados ao aqui pesquisado.

REFERÊNCIAS

- Akins, Brian K.; Ng, Jeffrey; Verdi, Rodrigo S. (2012). Investor competition over information and the pricing of information asymmetry. *The Accounting Review*, 87(1), 35-58.
- Aldrichi, Dante M. (2006). Uma avaliação das contribuições de Stiglitz à teoria dos mercados financeiros. *Revista de Economia Política*, 26, (1), 137-157.
- Almeida, José Elias F. de; Dalmácio, Flávia Z. (2015). The Effects of Corporate Governance and Product Market Competition on Analysts' Forecasts: Evidence from the Brazilian Capital Market. *The International Journal of Accounting*, 50, 316-339.
- Armstrong, Christopher S. *et al.* (2011). When does information asymmetry affect the cost of capital? *Journal of Accounting Research*, 49(1), 1-40.
- Badertscher, Brad A.; Collins, Daniel W.; Lys, Thomas Z. (2012). Discretionary accounting choices and the predictive ability of accruals with respect to future cash flows. *Journal of Accounting and Economics*.
- Beny, Laura N. (2006). Do insider trading laws matter? Some preliminary comparative evidence, *American Law and Economics Review*, 7(1).
- Botosan, Christine A. (1997). Disclosure level and the cost of equity capital. *The Accounting Review*, 323-349.

- Botosan, Christine A.; Plumlee, Marlene A. (2002). A re-examination of disclosure level and the expected cost of equity capital. *Journal of Accounting Research*, 40(1), 21-40.
- Botosan, Christine A. (2005). Disclosure and the cost of capital: what do we know? Accounting and Business Research. *International Accounting Policy Forum*, 31-40.
- Botosan, Christine A.; Plumlee, Marlene A. (2013). Are Information Attributes Priced? *Journal of Business Finance & Accounting*, 40(9-10), 1045-1067.
- Caetano, Fábio M.; Santos, Nelson S.; Kloeckner, Gilberto de O. (2015). Prêmio por informação: uma investigação empírica da microestrutura do mercado acionário do Brasil. *Revista de Estudos Econômicos*, 45(3), 625-650.
- Cliff, Michael T.; Denis, David. (2004). Do initial public offering firms purchase analysts coverage with underpricing? *The Journal of Finance*, LIX(6), 2871-2901.
- Christensen, Peter O.; Rosa, Leonidas E de la; Feltham, Gerald A. (2010). Information and the cost of capital: an ex ante perspective. *The Accounting Review*, 85, (3), 817-848.
- Damodaran, Aswath. (2007). Information transparency and valuation: can you value what you cannot see? *Managerial Finance*, 33(11), 877-892.
- Diamond, Douglas W. (1985). Optimal release of information by firms. *The Journal of Finance*, 40, 1071-1094.
- Diamond, Douglas W.; Verrecchia, Robert E. (1991). Disclosure, liquidity, and the cost of capital. *The Journal of Finance*, 46(4), 1325-1359.
- Dow, James; Gorton, Gary. (1995). Profitable informed trading in a simple general equilibrium model of asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 67, 327-369.
- Duarte, Jefferson; Young, Lance. Why is PIN priced? (2009). *Journal of Financial Economics*, 91, 119-138.
- Duarte, Jefferson; Hu, Edwin; Young, Lance A. (2015). What does the PIN model identify as private information? *Working Paper*.

- Easley, David; O'Hara, Maureen; Srinivas, Pulle S. (1998). Option volume and stock prices: Evidence on where informed traders trade. *The Journal of Finance*, 53(2), 431-465.
- Easley, David; Hvidkjaer, Soeren; O'Hara, Maureen. (2002). Is information risk a determinant of asset returns? *The Journal of Finance*, 57(5), 2185-2221.
- Easley, David; O'Hara, Maureen. Information and the cost of capital. (2004). *The Journal of Finance*, LIX(4), 1553-1583.
- Elgers, Pieter T.; Lo, May H.; Pfeiffer JR.; Ray J. (2001). Delayed security price adjustments to financial analysts' forecasts of annual earnings. *The Accounting Review*, 76(4), 613-632.
- Fama, Eugene F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), p. 383-417.
- Fama, Eugene F.; MacBeth, James D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *The Journal of Political Economy*, p. 607-636.
- Frankel, Richard; Li, Xu. (2004). Characteristics of a firm's information environment and the information asymmetry between insiders and outsiders. *Journal of Accounting and Economics*, 37, 229-259.
- Grossman, S. J., & Stiglitz, J. E. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets. *The American Economic Review*, 70(3), 393-408.
- Healy, Paul M.; Palepu, Krishna G. (2001). Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: a review of the disclosure literature. *Journal of Accounting and Economics*, 31, 405-440.
- Hughes, John S.; Liu, Jing; Liu, Jun. (2007). Information asymmetry, diversification, and cost of capital. *The Accounting Review*, 82(3), 705-729.
- Hwang, L.S. *et al.* (2013). Does information risk affect the implied cost of equity capital? An analysis of PIN and adjusted PIN. *Journal of Accounting and Economics*, 44, 148-167.
- Jaffe, Jeffrey F. (1974). Special information and insider trading. *Journal of Business*, 410-428.
- Lai, Sandy; Ng, Lilian; Zhang, Bohui. (2014). Does PIN affect equity prices around the world? *Journal of Financial Economics*, 114, 178-195.
- Lambert, Richard; Leuz, Christian; Verrecchia, Robert. (2007). Accounting information, and the cost of equity capital. *Journal of Accounting Research*, 45(2).

- LeRoy, Stephen F. (1976). Efficient capital markets: comment. *The Journal of Finance*, 31(1), 139-141.
- LeRoy, Stephen F. (1989). Efficient capital markets and martingales. *Journal of Economic Literature*, 27, (4), 1583-1621.
- Lopes, Alessandro B.; Alencar, Roberta C. (2010). Disclosure and cost of equity capital in emerging markets: the Brazilian case. *The International Journal of Accounting*, 45(4), 443-464.
- Maddala, G. S.; Wu, Shaowen. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 631-652.
- Martins, Orleans S.; Albuquerque, Pedro H.M.; Paulo, Edilson. (2013). Negociação com informação privilegiada e retorno das ações na BM&FBovespa. *Revista de Administração de Empresas*, 53(4), 350-362.
- Merton, Robert. (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *The Journal of Finance*, 42, 483-510.
- Ohlson, James A.; Kim, Seil. (2015). Linear valuation without OLS: the Theil-Sen estimation approach. *Review of Accounting Studies*. 20(1), 395-435.
- Pástor, Lubos; Sinha, Meenakshi; Swaminathan, Bhaskaran. (2008). Estimating the intertemporal risk-return tradeoff using the implied cost of capital. *The Journal of Finance*, LXIII(6), 2859-2897.
- Rogoff, Donald L. (1964). The forecasting properties of insiders' transactions. *The Journal of Finance*, 19(4), 697-698.
- Sias, Richard W.; Starks, Laura T. (1997). Return autocorrelation and institutional investors. *Journal of Financial Economics*, 46(1), 103-131.
- Verrecchia, Robert E. (2001). Essays on disclosure. *Journal of Accounting and Economics*, 32(1), 97-180.
- Wang, Jiang. (1993). A model of intertemporal asset prices under asymmetric information. *Review of Economic Studies*, 60, 249-282.