UnB - Universidade de Brasília
Departamento de Economia
Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciência da Informação e Documentação

Mestrado Profissional em Gestão Econômica de Negócios

O PODER DAS FIRMAS SOBRE O CUSTO DE CAPITAL

RAFAEL LOPES ROGO

Brasília – DF
2006

UnB - Universidade de Brasília
Departamento de Economia
Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciência da Informação e Documentação

Mestrado Profissional em Gestão Econômica de Negócios

O PODER DAS FIRMAS SOBRE O CUSTO DE CAPITAL

RAFAEL LOPES ROGO

Orientador: Prof. Dr. Benjamin Miranda Tabak

Dissertação apresentada à Universidade de Brasília, Departamento de Economia, para obtenção do título de Mestre em Gestão Econômica de Negócios.

Brasília – DF
2006

RAFAEL LOPES ROGO

O PODER DAS FIRMAS SOBRE O CUSTO DE CAPITAL

Dissertação aprovada como requisito para a obtenção do título de Mestre em Gestão Econômica de Negócios do Programa de Pós-Graduação em Economia – Departamento de Economia da Universidade de Brasília, por intermédio do Centro de Investigação em Economia e Finanças. Comissão Examinadora formada pelos professores:

Professor Doutor Benjamin Miranda Tabak
Orientador

Professor Doutor Daniel de Oliveira Cajueiro
Banca

Professor Doutor Eduardo José Araújo Lima
Banca

Brasília, 22 de dezembro de 2006.

FICHA CATALOGRÁFICA

ROGO, Rafael Lopes

Firms Power over Cost of Equity, UnB, Programa de Pós Graduação em Economia, 2006. 50p

Dissertação: Mestrado em Gestão Econômica de Negócios (Área Accounting)

Orientador: Dr. Benjamin Miranda Tabak

I - Universidade de Brasília
II - Título

Cessão de Direitos

NOME DO AUTOR: Rafael Lopes Rogo
TITULO DA DISSERTAÇÃO DE MESTRADO EM GESTÃO ECONÔMICA DE NEGÓCIOS: Firms Power over Cost of Equity.
GRAU/ANO: Programa de Pós-Graduação em Economia, 2006.

O autor reserva direitos de publicação e nenhuma parte desta dissertação de mestrado pode ser reproduzida sem autorização por escrito do autor.

S U M Á R I O

RESUMO

Neste estudo, utilizamos uma variável referente a probabilidade de ocorrência de um evento de informação privada, como um determinante do grau de informação assimétrica. Em um ambiente com dois tipos de investidores, informados e não-informados, a vantagem comparativa de ser informado depende da probabilidade de ocorrência de um sinal privado. Encontramos uma relação inversa entre o custo de capital e a variável ALFA, consistente com modelos analíticos. Indo além, encontramos uma relação positiva entre o número de analistas acompanhando a empresa e a probabilidade de ocorrência de uma informação privada na mesma, consistente com as hipóteses.

Dado que a variável ALFA é estatisticamente significante para explicar o custo de capital mais o fato que ALFA é uma variável exógena, como principal resultado desse trabalho, discutimos a possibilidade de as firmas não possuirem o alto poder de influenciar os atributos de informação assimétrica para reduzir o custo de capital como documentado na literatura (Botosan e Plumlee, 2006).

Palavras-chave:: Informação Assimétrica; Custo de Capital; Probabilidade de Ocorrência de Informação Privada

ABSTRACT

In this study, I use of the probability of an information event occurring in a trading day (ALPHA) as one determinant of the degree of information asymmetry. In a setting with two types of investors, informed and uninformed, the comparative advantage of being informed depends on the probability of occurrence of private signal. I find an inverse relation between the cost of equity and ALPHA, consistent with analytical models. Also, I find a positive relation between analyst following and the probability of private information, consistent with the hypotheses.

As a main result in this study, given that ALPHA is statistically significant in explaining the cost of equity together with the fact that it is an exogenous variable, I discuss the possibility that managers may not possess a relatively high ability to influence information asymmetry attributes to procure lower cost of equity capital as previously documented in the literature (Botosan and Plumlee, 2006).

Keywords: Information Asymmetry; Cost of Equity Capital; Probability of Private Information

1. INTRODUÇÃO

O custo de capital é uma variável importante que afeta as escolhas da firma ao decidir sobre a taxa de retorno requerida em uma análise de fluxo de caixa descontado, acima do qual um investimento faz sentido por afetar as operações da firma e a conseqüente lucratividade. Neste contexto, estudar o efeito sobre o custo de capital constitui assunto de importância fundamental, dado o papel que a informação contábil desempenha no mercado de informação assimétrica.

Existe uma grande produção literária sobre este assunto com algum grau de discordância, indicando que o tema ainda é controverso, tanto no campo teórico quanto empírico. Por exemplo, Fama (1991) argumenta que a informação de risco é diversificável e, portanto não deve ter efeito sobre o custo de capital. Por outro lado, existem outras publicações sugerindo exatamente o contrário. Diamond and Verrecchia (1991) desenvolveram um modelo de competição imperfeita no qual os investidores são diferentemente informados. Eles mostraram que a revelação de informação pública para reduzir a assimetria da informação entre investidores pode elevar a liquidez e reduzir o custo de capital da firma. Na mesma direção, o artigo de Easley and O'Hara (2004) (doravante EO) mostra que firmas com mais informação pública e menos informação privada têm menor custo de capital.

No contexto empírico, Verdi (2005) documentou que a relação entre assimetria de informação e custo de capital é sensível a variável *proxy* selecionada para o custo de capital e conclui que aqueles resultados enfatizam a necessidade de consistência entre proxies para a assimetria de informação e o custo de capital.

Botosan and Plumlee (doravante, B&P) (2006) fornecem evidências de que atributos de informação relacionados ao consumo, disseminação e precisão da informação afetam o custo do capital de risco. As conclusões obtidas por B&P estão sujeitas a algumas limitações de proxies, a questões de natureza econométrica e ao argumento de não serem consistentes com a otimalidade.

Inicio o presente estudo preliminarmente replicando o artigo de B&P a fim de investigar alguns aspectos das variáveis de interesse. Em seguida passo a analisar a relação entre o custo de capital e a probabilidade de ocorrência de um evento de informação em um dia de negociação, (ALFA). Também pesquiso a relação entre o número de analistas que acompanham a empresa (analista seguidor) e (ALFA) e entre a taxa de transações informadas (μ) e (ALFA) como outra forma de visualizar as relações prévias. A ligação entre a taxa de ingresso de compradores e vendedores não informados (ε) e a taxa de transações informadas (μ) também é estimada. Os resultados são consistentes com a premissa principal de que (ALFA) contém os principais determinantes da assimetria de informação.

A teoria econômica apresenta a intuição de que transparência reduz a assimetria de informação e que ela se dá por meio de dois canais: redução da quantidade de informação privada comparada a informação pública (ALFA) e redução do incentivo para pesquisar noticias privadas.

Devo enfatizar que a idéia de usar (ALFA) não decorre do objetivo de encontrar uma *proxy* para a assimetria de informação. Ao contrário, a intuição é a de que a probabilidade da informação privada é um fator exógeno afetando a assimetria de informação. Considere a situação onde o ambiente de uma firma é tal que a informação privada bem como a precisão é consideravelmente elevada, mas a probabilidade do evento de informação é significativamente pequena. Assumindo que a assimetria de informação não é diversificável, parece plausível esperar que a incerteza e a situação de lucratividade potencial diminuirão quando comparados a uma firma no mesmo ambiente porém com maior probabilidade de informação privada. A razão é que a vantagem comparativa potencial referente à informação privada ocorrerá somente na situação em que o evento de informação privada ocorra.

Assim, (ALFA) mede a probabilidade de que a assimetria de informação realmente terá efeito no sistema de negociação.

Encontramos uma relação inversa entre o custo de capital e (ALFA), compatível com os modelos analíticos. Também, achamos uma relação positiva entre os analistas seguidores e a probabilidade da informação privada, consistente com as hipóteses.

A principal conclusão do presente estudo é que (ALFA), sendo uma variável exógena estatisticamente significante ao explanar o custo de capital, significa que os gerentes não podem possuir capacidade relativamente elevada para influenciar atributos de assimetria de informação de modo a procurar baixar o custo de capital, como documentado na literatura (B&P).

Esta pesquisa contribui para o avanço da literatura que documenta ligações entre o ambiente informacional da firma e seu custo de capital.

A discussão procede da seguinte forma: Seção 3 apresenta a pesquisa antecedente e a reprodução dos procedimentos (B&P). Seção 4 expõe nossas hipóteses e a pesquisa relacionada. Seção 5 apresenta a seleção da amostra e finalmente a Seção 6, os resultados da estimação. Conclusões e sugestões para trabalhos futuros são apresentados na Seção 7.

2. DISCUSSÃO DA LITERATURA

2.1. Pesquisa analítica

Em adição a literatura descrita acima, este artigo tem suporte em um vasto e crescente corpo de estudos empíricos e analíticos que abordam a relação entre assimetria de informação e custo de capital. Embora tal literatura tenha sido desenvolvida em anos passados, subsistem alguns conflitos em pontos de vistas a serem examinados e discutidos.

Uma corrente desta literatura, principalmente composta por pesquisadores na área de finanças, defende que o efeito da assimetria de informação pode ser diversificado e assim, não pode afetar o custo de capital (Fama, 1991). Naqueles estudos é comum a premissa que investidores têm crenças homogêneas. Mesmo admitindo heterogeneidade de crenças, permanecem ainda algumas questões a serem abordadas. Merton (1987), em um modelo com dois tipos de investidores, informado e não informado, onde a falta de informação se refere ao não conhecimento da existência de algumas firmas, encontrou que no caso em que a informação privada vinda dos investidores informados ajuda os investidores não informados a estarem atentos sobre aquelas firmas não conhecidas *ex-ante*, contribui para a redução do custo de capital. Do mesmo modo, Leland (1992) encontrou que mesmo com o aumento na assimetria de informação devido aos participantes do mercado, o custo de capital será reduzido, sugerindo a idéia de que nem sempre é necessário que um aumento na assimetria de informação resulte em elevação do custo de capital.

Contrapondo-se a esta visão, Easley and O'Hara (2004), (doravante EO), encontraram que a distribuição da informação entre fontes pública e privada afeta positivamente o custo de capital e também concluíram que a disseminação da informação privada bem como a sua precisão, afetam negativamente o custo de capital. Não obstante, Hughes et. al (2005), ao usarem um modelo de expectancia racional com ruído, encontraram que a informação na forma de sinais privados sobre choques idiossincráticos, não tem efeito sobre o custo de capital , desde que ela não seja diversificada.

Ao contradizer EO, Lambert et. al (2006) (doravante LLV) mostrou que os achados dos dois pesquisadores sobre os efeitos da assimetria da informação no custo de capital é na verdade uma causa indireta, isto é, a composição e disseminação da informação certamente afetam a precisão, a qual, por sua vez, afeta o custo de capital. A intuição de LLV é que quando algum investidor adquire informação, o grau generalizado de incerteza decresce desde que todos os agentes têm acesso (parcial) a esta informação via preço. Dada a disseminação, a proposição de LLV é que disseminação afeta a precisão dos investidores e esta é, portanto a razão para a redução do custo de capital.

2.2. Pesquisa empírica

A literatura anterior oferece um misto de conclusões sobre se a informação é precificada. A despeito da análise e conclusões obtidas na pesquisa analítica, B&P encontraram evidências analíticas sobre a relação entre assimetria de informação e o custo de capital consistente com EO, porém divergente de outros estudos (LLV, Leland, 1992). Botosan (1997) examina associação entre o nível de transparência (*disclosure*) e o custo de capital, encontrando para firmas com baixo índice de acompanhamento por analistas de mercado que maior transparência está associada a menor custo de capital. Porém, os resultados não são significantes justamente porque considera firmas que atraem poucos analistas de mercado.

Verdi (2005) considera *proxies* empíricas usadas para verificar se o risco aumentado da informação eleva a participação de cada acionista no custo de capital. Ele concluiu que a elação entre assimetria e custo de capital é sensível ao uso de medidas de custo alternativo de avaliação do capital, indicando a necessidade de consistência na relação entre *proxies* para a assimetria de informação e custo de capital. Em síntese, o resultado sugere que a escolha das variáveis *proxy* pode afetar os resultados do teste.

3. REPLICAÇÃO DE BOTOSAN E PLUMLEE (2006)

3.1. Contextualização

O propósito de B&P é testar empiricamente as implicações do modelo de EO, estabelecendo evidências de como empresários podem procurar abaixar o custo de capital ao adotarem estratégias gerenciais que influenciam atributos de informação. Para que se possa ter um melhor entendimento do artigo de B&P, a seguir será detalhado o estudo analítico testado por estes dois pesquisadores.

Em artigo de 2004, Easley and O'Hara incorporam o papel da informação como determinante do custo de capital da firma. Eles argumentaram que diferenças na composição da informação de origem pública e privada afetam o custo de capital com investidores exigindo mais retorno para manter ações de firmas com maior informação privada. Eles analisam um modelo de dois períodos contendo um ativo livre de risco K e ações de diferentes risco. Os agentes transacionam no período 1 e recebem os lucros no período 2. Estes recebem sinais hoje sobre os valores futuros das ações, com algum sinal sendo público e outros de natureza privada. Todos os investidores recebem sinais públicos antes de as transações ocorrerem, porém as informações privadas são recebidas apenas pelos agentes informados. Existe um número finito de investidores avesso ao risco com função de utilidade do tipo CARA (*Constant Absolut Risk Aversion*). Em um equilíbrio racional de expectancias racionais, as demandas e ofertas de moeda e ações devem estar em equilíbrio e desde que os investidores são avesso ao risco, o preço para o risco no equilibro será determinado.

Os autores investigam o impacto da distribuição da informação sobre preços de ativos e retornos esperados. Concluem que três atributos principais da informação afetam o custo de capital: primeiro, a distribuição da informação entre privado e público. Na presença de informação privada relativamente maior, investidores não informados tendem a perceber a firma com sendo de risco elevado, o que resulta em maior custo de capital. Segundo, a disseminação da informação. Quando a informação é amplamente mais divulgada entre investidores dois efeitos ocorrem. Um efeito direto, no qual devido a uma percepção de menor risco, na média, investidores informados demandam maior quantidade de ações o que conduz a elevação de preços e conseqüente redução no custo de capital. E um efeito indireto, onde a presença de investidores mais informados acarreta uma maior precisão em suas informações privadas aos investidores não informados, o que reduz o risco das ações e conseqüentemente o custo de capital. Terceiro, precisão geral da informação: maior precisão reduz o risco das ações para investidores não informados porque a informação pública eles observam e a informação privada é revelada a eles indiretamente através do preço e portanto mais precisas.

3.2. Testes empíricos e resultados da replicação

A fim de testar o modelo de EO, B&P estima a seguinte equação de regressão:

$$
\begin{aligned}
r_{it} &= \alpha_0 + \gamma_1 BETA_{it} + \gamma_2 LGROW_{it} + \gamma_3 LMKVL_{it} + \gamma_4 BP_{it} + \\
&+ \gamma_5 COMPOS_{it} + \gamma_6 DISSEM_{it} + \gamma_7 PRECIS_{it} + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

Onde: $r_{it} =$ prêmio para o capital de risco para a firma i, ano *t*; $LGROW_{it} =$ log do crescimento esperado de longo prazo para os lucros da firma *i*, ano *t*, correspondendo à taxa de retorno anual 3-5 anos de mudança nos lucros incluído no banco de dados *ValueLine*; $LMKVL_{it} =$ log do valor de mercado do capital ordinário para a firma *i*, ano *t*, medido ao se multiplicar o número de participações ordinárias pelo preço das ações, a partir do *Compustat* tape;

$BP_{it} =$ valor contábil para a firma *i*, ano *t*, como sendo o valor contábil das ações ordinárias da firma avaliadas pelo seu valor de mercado; $COMPOS_{it} =$ percentagem da precisão total atribuída a informação privada para a firma *i*, ano *t*; $DISSEM_{it} =$ percentagem de transações por investidores informados; $PRECIS_{it} =$ precisão total da informação para a firma *i*, ano *t*.

As proxies empíricas para atributos de informação são obtidas a partir de diferentes estudos analíticos. Argumentando que a fração da informação estabelece que privado é igual à precisão da informação privada dividida pela soma da informação pública e privada, B&P usou uma medida de precisão privada e pública de Barron et al. (1998) para obter a variável COMPOS. Do mesmo modelo, B&P obteve a precisão total PRECIS ao adicional precisão privada e pública. Finalmente, a proxy DISSEM calculada pela fração da taxa de ingresso de informados contra não informados, foi obtida dos estudos de Easley et al. (1997).

As proxies empíricas empregadas por B&P para a variável dependente (proxies empregada por B&P estão descritas no Anexo I) custo de capital líquido a taxa de juros livre de risco, são $r_{DIVPREM}$ e $r_{PEGPREM}$.

Os resultados da estimação de B&P indicam que um aumento em COMPOS de 10 pontos está associado com elevação no custo de capital de cerca de 7 pontos base. Para DISSEM e PRECIS, na média, uma elevação de 10 pontos está associada com expansão de 38 e 114 pontos base, respectivamente. Estes achados, salientam os autores, têm implicações políticas potenciais na medida em que gerentes podem induzir baixo custo de capital ao reduzir a informação privada comparada à informação pública ou estimularem maior disseminação de informação privada por meio da redução do custo de adquirir informação a que incorrem os investidores.

A fim de ter um melhor entendimento dos efeitos de cada variável no modelo, primeiro tentamos reproduzir o artigo de B&P. Nossa amostra é reduzida para conter dados que abrangem o período de 1939 a 1998 devido a restrições computacionais, porém não esperamos que tais limitações constituam uma fonte de divergência relativa aos resultados de B&P. A amostra é constituída por 2,361 observações.

As proxies para todas as variáveis foram construídas seguindo os procedimentos descritos no artigo e a mesma regressão especificada ali foi estimada. Optamos por trabalhar com $r_{PEGPREM}$ como variável dependente, em vez de usar $r_{DIVPREM}$ desde que esta última está mais sujeita a erros de mensuração devido a exigência de um programa de aproximação numérica que identifica o r_{DIV} específico anual da firma e também por causa das críticas mencionadas anteriormente. Na reprodução do modelo estreitamos o foco na variável $r_{PEGPREM}$, a qual é baseada na seguinte equação explicitada por Easton (2004),

$$r_{PEG} = \sqrt{\frac{E_0(eps_2) - E_0(eps_1)}{P_0}}$$

A Tabela 1 mostra os resultados da correlação. Os valores de correlação estão de acordo com B&P e sua respectiva teoria. Entre as variáveis explicativas de interesse, COMPOS está negativamente relacionada a RPRECIS, o que já era esperado dada a construção das proxies. Também, COMPOS é positivamente relacionada a DISSEM, o que implica que quando uma proporção maior de informação é privada, informação privada é mais disseminada. RPRECIS e DISSEM são negativamente relacionadas sugerindo que firmas com informação menos precisa tendem a ter uma maior proporção de investidores informados.

Finalmente, estimamos a seguinte equação de regressão acordo com B&P,

$$r_{it} = \alpha_0 + \gamma_1 BETA_{it} + \gamma_2 LGROW_{it} + \gamma_3 LMKVL_{it} + \gamma_4 BP_{it} + \gamma_5 PRECIS_{it} + \\ + \gamma_7 DISSEM + \gamma_6 ALPHA_{it} + \varepsilon_{it}$$

Os resultados estão mostrados na Tabela 2. Tais resultados mostram que as variáveis de atributos de informação têm a direção esperada. Seguindo a argumentação de B&P, uma elevação de 10 pontos na percentagem da precisão total atribuída a informação privada versus pública (COMPOS) está associada a um aumento no custo de capital de cerca de 15 pontos base. Também o mesmo aumento na fração de investidores informados (DISSEM), na média, está associado ao crescimento de 10 pontos base. Para a variável RPRECIS, o aumento está associado com o incremento no custo de capital em 8 pontos base.

Tabela 1: Matriz de correlação entre o prêmio de risco e as variáveis independentes.

	$r_{pegprem}$	BETA	LGROW	LMKVL	BP	COMPOS	DISSEM
BETA	**0.31** (**)						
LGROW	**0.77** (**)	**0.3** (**)					
LMKVL	**-0.28** (**)	**-0.16** (**)	**-0.13** (**)				
BP	**0.19** (**)	**-0.06** (*)	**-0.14** (**)	**-0.35** (**)			
COMPOS	**0.15** (**)	**-0.0002**	**0.02**	**-0.05** (*)	**0.2** (**)		
DISSEM	**0.14** (**)	**0.18** (*)	**0.13** (*)	**-0.56** (**)	**0.17** (**)	**0.01** (**)	
PRECIS	**-0.06** (**)	**0.07** (*)	**0.06** (*)	**0.15** (**)	**-0.25** (**)	**-0.12** (**)	**-0.07** (**)

$\mathbf{r_{PEGPREM}}$ é o prêmio de risco estimado com base no método PEG (Easton 2004). **BETA** é o beta do mercado de capital estimado via modelo de mercado. **LGROW** é o log da previsão *Value Line* dos ganhos de longo prazo. **LMKVL** é o valor de mercado do capital. **BP** é o valor contábil do capital ordinário avaliado pelo valor de mercado. **COMPOS** é a proporção da informação entre privada e pública. **DISSEM** é a fração de investidores que são informados. **PRECIS** é a precisão total da informação.
* (**) significancia ao nível de 5% (1%).

Tabela 2

Painel A: Regression using $r_{PREGPEN}$ from B&P

BETA (+)	LGROW (+)	LMKV (--)	BP (+)	COMPOS (+)	DISSEM (--)	RPRECIS (--)
0.006	**0.049**	**-0.060**	**0.022**	**0.007**	**-0.038**	**-0.014**
(3.95)	(10.85)	(-3.74)	(3.97)	(5.57)	(-2.98)	(-3.25)
<.0001	<.0001	0.0002	<.0001	<.0001	0.0006	<.0001

Painel B: Regression using $r_{PREGPEN}$ from replication

BETA (+)	LGROW (+)	LMKV (--)	BP (+)	COMPOS (+)	DISSEM (--)	RPRECIS (--)
0.006	**0.047**	**-0.002**	**0.033**	**0.015**	**-0.017**	**-0.008**
(6.89)	(52.84)	(-3.74)	(15.61)	(4.18)	(-3.44)	(-4.88)
<.0001	<.0001	0.0002	<.0001	<.0001	0.0006	<.0001

$r_{PEGPREM}$ é o prêmio de risco estimado com base no método PEG (Easton 2004). **BETA** é o beta do mercado de capital estimado via modelo de mercado. **LGROW** é o log da previsão *Value Line* dos ganhos de longo prazo. **LMKVL** é o valor de mercado do capital. **BP** é o valor contábil do capital ordinário avaliado pelo valor de mercado. **COMPOS** é a proporção da informação entre privada e pública. **DISSEM** é a fração de investidores que são informados. **PRECIS** é a precisão total da informação.
Os números entre parênteses são o valor-t e os números abaixo são os p-valor.

3.3. Limitação dos resultados de B&P

Em relação aos resultados de B&P, Williams (2004) ressalta algumas limitações sobre as proxies usadas por B&P, ao argumentar que elas não poderiam ser efetivamente medidas na construção econômica subjacente. Por exemplo, a proxy para o custo de capital é baseada nas crenças do *ValueLine* sobre retorno esperado. Porém, se retornos anormais se tornam sistemáticos então as estimativas podem estar viesadas. De forma mais estrutural, é assumido que o *ValueLine* conhece e usa o verdadeiro custo de capital ao derivar a previsão de preços para firmas em um dado ano. Isto é, os analistas *ValueLine* conhecem como a composição púbica e privada, a disseminação e a precisão afetam o custo de capital.

Outra limitação está relacionada às medições de informação pública e provada. Presumivelmente, uma partição mais finita de previsões agregadas de analistas implicaria em mais informação privada comparada à pública. Porém, podemos argumentar que isto não é a idéia teórica relevante da informação privada. De acordo com suas observações, informação privada afeta o custo de capital somente se ela é usada entre os investidores. Por exemplo, uma maior abertura de informações não afeta o custo de capital em uma maneira diferente da informação pública. Desse modo, a proxy usada por B&P pode está medindo alguma coisa que não está afetando o custo de capital.

Entretanto, podemos argumentar que o resultados de B&P sugerem que as firmas devem adotar uma política de total transparência de informação a fim de minimizar o custo de capital. Isto é, firmas podem ter um baixo custo de capital, mas como omitem informações acabam se defrontando com um nível de custo maior. Esta crítica decorre do fato de que a firma pode administrar a fração de informação privada *versus* publica, a qual estaria consistente com Bushman et al (1996), que encontrou soluções de canto para resultados de total transparência. Porém, baseado na proxy COMPOS, firmas não selecionam soluções de canto, o que sugere que elas não estariam otimizando.

Também, tendo presente a relação entre custo de capital e disseminação podemos citar Bushee et al. (2003) que encontraram que firmas que convocam conferências abertas têm maior volatilidade de Mercado. Como destacado por Skinner (2003), os achados de Bushee et al. (2003) estão amplamente consistentes com a idéia de que produção de informação ampla e imediatamentente disponível para os participantes do mercado pode ter efeitos adversos sobre a micro-estrutura e sobre a liquidez do mercado de capital de forma mais geral.

3.4. Questões econômicas

Para o propósito de complementação deste estudo, passo a discutir nesta seção algumas questões econômicas, especificamente as conseqüências de erros de especificação, que podem ser levados em conta para as conclusões de B&P.

A variável *COMPOS*, proposta por B&P para captar o efeito que firmas têm sobre o custo de capital pode ser significante no modelo devido a sua correlação com outra variável significante que é omitida do modelo, ou devido a sua correlação com o erro de medição na variável *book-to-price* (BP).

3.4.1. Fundamentação teórica e simulação de resultados

Assumimos a seguinte especificação "verdadeira" onde as premissas usuais do modelo OLS, para as variáveis explanatórias e para o temo erro, são mantidas:

$$Y = X_1^* \beta_1 + X_2 \beta_2 \qquad (1)$$

Estamos interessados em analisar quando uma variável irrelevante que é adicionada ao modelo se torna estatisticamente significante devido a erros de especificação. Uma variável irrelevante é definida em um sentido de média condicional, isto é, X_3 é irrelevante para explanar Y uma vez que X_1^* e X_2 têm sido controlada, ou seja:

$$E[Y|X_1, X_2, X_3] = E[Y|X_1, X_2]$$

A seguir passamos a considerar várias situações nas quais erros de especificação tornam X_3 significante. Cada caso fornece uma explicação intuitiva para os resultados, uma prova analítica e uma simulação de resultados. Em todos os procedimentos de simulação, é gerado um milhão de informações seguindo uma distribuição normal com média zero e variância constante para cada variável requerida. Os casos são apresentados a seguir.

Caso em que X_3 é correlacionada com uma variável relevante omitida

A razão para explorar este caso é que em pesquisa contábil empírica bem como alguns contextos econométricos, não é fácil assegurar que todas as variáveis relevantes estejam incluídas no modelo. Especificamente neste estudo, B&P considera uma proxy para um determinante da assimetria da informação que por construção pode ser manipulada pelas firmas. De acordo com a intuição deste estudo, a variável *COMPOS* é significante somente por causa de sua correlação com ALFA (Probabilidade de um evento de informação ocorrer).

Para analisar esta situação, vamos considerar nosso modelo verdadeiro (1) assumindo:

(i) A variável relevante X_2 é omitida do modelo;

(ii) A variável irrelevante X_3 correlacionada com X_2 é adicionada ao modelo.

Assim, o modelo estimado se torna:

$$Y = X_1^* b_1 + X_3 b_3 + \eta \tag{2}$$

Sendo correlacionada com uma variável relevante, devemos esperar que X_3 tenha algum poder explanatório para Y (*Fato 2*), fazendo b_3 estatisticamente significante (*Fato 1*). Intuitivamente, X_3 faz o papel de X_2 em explanar Y. Isto é, por causa do problema de variável omitida, poderíamos erroneamente concluir que X_3 é relevante quando de fato não é. Por outro lado, devemos ter em mente que correlação não implica causalidade. Causalidade dever emergir da teoria subjacente.

Por outro lado, quando o modelo é estimado com X_1^*, X_2 e X_3, encontramos X_3 não significante em explicar Y (*Fato 3*). Isto ocorre porque o papel de X_3 é agora redundante desde que X_2 já está incluído no modelo.

<u>Fato 1:</u> No modelo $Y = X_1^* \beta_1 + X_2 \beta_2$ com X_2 *omitido, uma variável irrelevante incluída* X_3 pode se tornar significante dependendo de sua correlação com X_2.

<u>Prova</u>:

Recorde nosso modelo estimado:

$$Y = X_1^* b_1 + X_3 b_3 + \eta \, , \tag{3}$$

onde, por premissa, $\operatorname{cov}(X_1^*, X_3) = 0$, $\operatorname{cov}(X_2, X_3) \neq 0$ e $\operatorname{cov}(X_3, \eta) = 0$

As equações normais em forma de matriz particionada podem ser escritas como:

$$\begin{matrix} (1) \\ (2) \end{matrix} \quad \begin{bmatrix} X_1^{*\prime} X_1^* & X_1^{*\prime} X_3 \\ X_3' X_1^* & X_3' X_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_1 \\ b_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1^{*\prime} Y \\ X_3' Y \end{bmatrix}$$

Focando na segunda equação, temos

$$\begin{aligned} &\left(X_3' X_1^*\right) b_1 + \left(X_3' X_3\right) b_3 = X_3' Y \\ &\Leftrightarrow b_3 = \left(X_3' X_3\right)^{-1} X_3' Y - \left(X_3' X_3\right)^{-1} \left(X_3' X_1^*\right) b_1 \end{aligned} \tag{4}$$

Mas sabemos da verdadeira equação do modelo (1), que $Y = X_1^* \beta_1 + X_2 \beta_2 + \varepsilon$. Assim, substituindo o verdadeiro modelo em (4), obtemos:

$$b_3 = \left(X_3' X_3\right)^{-1} \left(X_3' X_1^* \beta_1 + X_3' X_2 \beta_2 + X_3' \varepsilon\right) - \left(X_3' X_3\right)^{-1} \left(X_3' X_1^*\right) b_1 . \tag{5}$$

Rearranjando a equação (5), resulta em:

$$b_3 = \left(X_3' X_3\right)^{-1} \left(X_3' X_1^* (\beta_1 - b_1) + X_3' X_2 \beta_2 + X_3' \varepsilon\right). \tag{6}$$

De acordo com as premissas feitas, e analisando especificamente o caso, eq. 6 obtemos:

$$b_3 = \left(X_3^{'}X_3\right)^{-1}\left(X_3^{'}X_2\beta_2\right). \tag{7}$$

Detalhando um pouco mais (7), podemos observar que o termos $\left(X_3^{'}X_3\right)^{-1}\left(X_3^{'}X_2\right)$ é de fato o coeficiente de γ_{23} da seguinte regressão:

$$X_2 = \alpha_{23} + X_3\gamma_{23} + \nu\ . \tag{8}$$

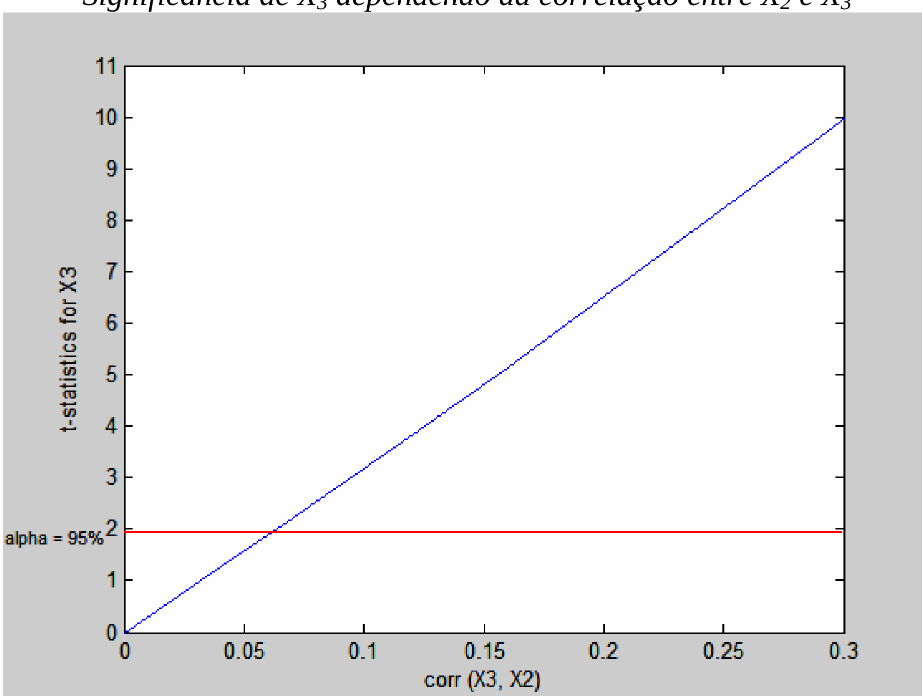
Em outras palavras, a magnitude de b_3 pode ser escrita como:

$$b_3 = \gamma_{23}\beta_2 \tag{9}$$

Observando a expressão para b_3 (9) e sabendo que β_2 por construção é diferente de zero, devemos esperar que a significância de b_3 depende da correlação de X_2 e X_3. Desse modo esta correlação determina a significância de γ_{23}.

FIGURA 1

Significância de X_3 dependendo da correlação entre X_2 e X_3



A Figura 1 mostra os resultados do processo de simulação onde, após gerar as variáveis requeridas de acordo com as premissas assumidas previamente, a correlação de X_2 e X_3 foi construída em 10 diferentes versões.

<u>Fato 2:</u> *Dado o modelo verdadeiro* $Y = X_1^*\beta_1 + X_2\beta_2$, *se* X_3 *é correlacionada com* X_2*, então ela é correlacionada com Y.*

<u>Prova</u>:

A correlação entre X_3 e Y, é definida como:

$$\rho_{X_3Y} = \frac{X_3'Y}{\sigma_{X_3}\ \sigma_Y} \qquad (10)$$

Substituindo Y pelo seu modelo verdadeiro, (10) obtemos:

$$\rho_{X_3Y} = \frac{X_3'X_1^*\beta_1 + X_3'X_2\beta_2}{\sigma_{X_3}\ \sigma_Y} \qquad (11)$$

Assumindo WLOG que X_3 não é correlacionada com X_1^*, mas é com X_2, temos:

$\rho_{X_3Y} = \dfrac{X_3'X_2\beta_2}{\sigma_{X_3}\ \sigma_Y}$, que é significante.

<u>Fato 3:</u> *Dado o modelo verdadeiro* $Y = X_1^*\beta_1 + X_2\beta_2$, *mesmo quando* X_3 *é correlacionada com* X_2*, ela se torna sem utilidade para explicar Y se o modelo é corretamente especificado.*

Neste caso, o modelo estimado é:

$$Y = X_1^*b_1 + X_2b_2 + X_3b_3 + \eta\ .$$

Este Fato parece ser facilmente intuitivo, desde que X_3 é irrelevante i.e. por definição $E(Y \mid X_1^*, X_2) = E(Y \mid X_1^*, X_2, X_3)$. Quando o modelo é corretamente especificado, não há como X_3 explicar Y.

Caso onde a variável irrelevante, X_3, é correlacionada com o erro de medição de uma variável relevante X_1^*.

Algumas variáveis contábeis não correspondem a medidas perfeitas de suas contrapartes teóricas. Certamente, algumas variáveis tais como depreciação, despesas de capital e taxas de juros nem chegam a existir em um contexto teórico, Green (2002). A fim de melhor analisar o efeito do erro de mensuração vamos concentrar em dois casos: o primeiro quando a variável irrelevante incluída é correlacionada com o erro de medida de X_1^*. O segundo, quando ela é propriamente correlacionada com X_1^*.

Considere o mesmo modelo verdadeiro em (1) e assuma que X_1^* é medida com erro, de modo que $X_1 = X_1^* + \mu$, onde μ é i.i.d. normalmente distribuída com média zero e variância constante. Agora suponha que:

(i) A variável irrelevante X_3 correlacionada com μ é adicionada ao modelo.

Neste caso, o modelo estimado se torna:

$$Y = X_1 b_1 + X_2 b_2 + X_3 b_3 + \kappa \quad (12)$$

É fato conhecido que o coeficiente estimado de uma variável medida com erro será viesado em direção a zero. Mas conforme discutido a seguir, a variável irrelevante atuará no sentido de reduzir este viés. Isto é, X_3 será contrabalançada pelo "mau" efeito decorrente do erro de especificação em X_1^*. Neste sentido, X_3 se torna útil em explanar Y (*Fato 4*) e conseqüentemente, não apenas Y será mais bem descrito pelo modelo (maior R^2), mas também o coeficiente OLS de X_1 estará mais próximo do seu verdadeiro valor (menor viés) (*Fato 5*). Porém, a estimação OLS do coeficiente de X_3, que por sua vez não é correlacionado com *Y* (*Fato 6*), se torna estatisticamente significante somente devido ao erro de mensuração e não por causa da relevância em explanar Y.

<u>Fato 4:</u> *Se no modelo verdadeiro* $Y = X_1^* \beta_1 + X_2 \beta_2$, *uma variável irrelevante* X_3 correlacionada com o erro de mensuração de X_1^* é incluída ao modelo e X_1^* é disponível somente com erro, a relevância de X_3 *depende da correlação entre* μ e X_3 .

<u>*Prova:*</u>

Neste caso, o modelo estimado é:

$$Y = X_1 b_1 + X_2 b_2 + X_3 b_3 + \eta \tag{13}$$

As equações normais em forma de matriz particionada podem ser escritas como:

$$\begin{bmatrix} X_1'X_1 & X_1'X_2 & X_1'X_3 \\ X_2'X_1 & X_2'X_2 & X_2'X_3 \\ X_3'X_1 & X_3'X_2 & X_3'X_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \\ b_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1'Y \\ X_2'Y \\ X_3'Y \end{bmatrix}$$

Focando na terceira equação, temos:

$$\begin{aligned} &\left(X_3'X_1 \right) b_1 + \left(X_3'X_2 \right) b_2 + \left(X_3'X_3 \right) b_3 = X_3'Y \\ &\Leftrightarrow b_3 = \left(X_3'X_3 \right)^{-1} \left(X_3'Y - X_3'X_1 b_1 - X_3'X_2 b_2 \right) \end{aligned} \tag{14}$$

Substituindo Y pelo modelo verdadeiro em (14), obtemos:

$$b_3 = \left(X_3'X_3 \right)^{-1} \left[X_3'X_1^* \beta_1 + X_3'X_2 \beta_2 + X_3'\varepsilon - X_3'X_1 b_1 - X_3'X_2 b_2 \right] \tag{15}$$

Porém, desde que $X_1 = X_1^* + \mu$, e a correlação entre X_3 e ε é zero, resulta:

$$b_3 = \left(X_3'X_3 \right)^{-1} \left[X_3'X_1^* \beta_1 + X_3'X_2 \beta_2 - X_3'X_1^* b_1 - X_3'\mu\, b_1 - X_3'X_2 b_2 \right] \tag{16}$$

Detalhando (16), chegamos a:

$$b_3 = \left(X_3{}' X_3 \right)^{-1} \left[X_3{}' X_1^* (\beta_1 - b_1) + X_3{}' X_2 (\beta_2 - b_2) - X_3{}' \mu \ b_1 \right] \qquad (17)$$

Se X_3 é correlacionado com μ mas não com X_1^* e nem X_2, (17) se reduz a:

$$b_3 = \left(X_3{}' X_3 \right)^{-1} \left[- X_3{}' \mu \ b_1 \right]$$

Mas $\left(X_3' X_3\right)^{-1} \left(X_3' \mu\right)$ é o coeficiente $\gamma_{\mu 3}$ da seguinte equação de regressão:

$$\mu = \alpha_{\mu 3} + X_3 \ \gamma_{\mu 3} + \nu \, . \qquad (18)$$

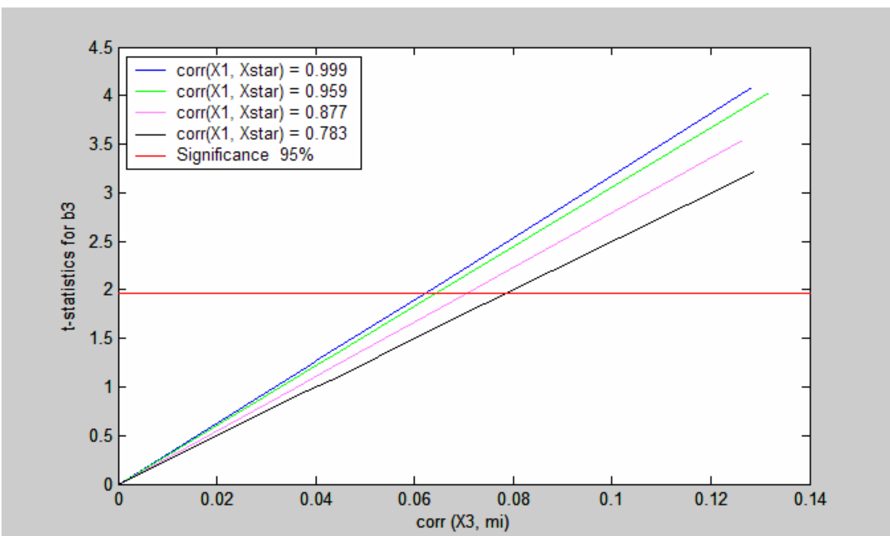
Assim, b_3 pode ser escrito como:

$$b_3 = -\gamma_{\mu 3} \ b_1 \qquad (19)$$

Olhando a expressão para b_3 e sabendo que por construção b_1 é diferente de zero, a significância de b_3 depende da correlação entre μ e X_3. Porém, quanto maior for a correlação entre X_1 e X_1^*, maior será o valor absoluto de b_1, portanto, devemos esperar que uma menor correlação é exigida para que se tenha X_3 relevante. A Figura 2 apresenta o resultado de um processo de simulação relacionado a este caso. A correlação entre X_1 e X_1^*, e a correlação entre X_3 e μ foram modificadas a fim de criar diferentes cenários para comparar as conseqüências.

FIGURA 2

Significância de X_3 em diferentes contextos considerando a correlação entre X_3 e μ, e entre X_1^* e X_1



<u>Fato 5:</u> Se no verdadeiro modelo $Y = X_1^*\beta_1 + X_2\beta_2$, uma variável irrelevante X_3 correlacionada ao erro de mensuração de X_1^* é incluída no modelo e X_1^* é disponível somente com erro, o *viés* no coeficiente de X_1^* devido ao erro de mensuração é irreversivelmente proporcional à correlação entre X_3 e μ.

<u>Prova:</u>

Neste caso, o modelo estimado é:

$$Y = X_1 b_1 + X_2 b_2 + X_3 b_3 + \eta \qquad (20)$$

As equações normais em forma de matriz particionada podem ser estritas como:

$$\begin{bmatrix} X_1'X_1 & X_1'X_2 & X_1'X_3 \\ X_2'X_1 & X_2'X_2 & X_2'X_3 \\ X_3'X_1 & X_3'X_2 & X_3'X_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \\ b_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1'Y \\ X_2'Y \\ X_3'Y \end{bmatrix}$$

A primeira equação mostra que:

$$(X_1'X_1)b_1 + (X_1'X_2)b_2 + (X_1'X_3)b_3 = X_1'Y$$

$$\Leftrightarrow b_1 = (X_1'X_1)^{-1}\left(X_1'Y - (X_1'X_2)b_2 - (X_1'X_3)b_3\right) \qquad (21)$$

Porém, podemos substituir Y em (21) pelo modelo verdadeiro (1), para obter:

$$b_1 = (X_1'X_1)^{-1}\left(X_1'X_1^*\beta_1 + X_1'X_2\beta_2 + X_1'\varepsilon_1 - (X_1'X_2)b_2 - (X_1'X_3)b_3\right) \qquad (22)$$

Restringindo-nos apenas a este caso de modo a separar as conseqüências de problemas relacionados a outros casos, vamos assumir que X_1^* não é correlacionado com μ; nem X_1^* e μ são correlacionados com X_2; nem X_1^* e μ são correlacionados com ε; X_1^* é não correlacionado com X_3; X_3 é correlacionado com μ;

Desse modo, eq. (22) se torna:

$$b_1 = (X_1'X_1)^{-1}\left(X_1'X_1\beta_1 - (\mu'X_3)b_3\right) \qquad (23)$$

Fazendo a correlação entre X_3 e μ, denotada por $\rho_{X_3\mu}$, mostramos que:

$\rho_{X_3\mu} = \pm\sqrt{R^2_{\mu.X_3}}$, onde $R^2_{\mu.X_3}$ corresponde a seguinte regressão:

$$\mu = \alpha_{\mu.X_3} + X_3\gamma_{\mu.X_3} + \nu \tag{24}$$

Também, sabemos que:

$$R^2_{\mu.X_3} = \frac{\gamma_{\mu.X_3}' X_3' X_3\ \gamma_{\mu.X_3}}{\mu'\mu} \tag{25}$$

Mas, da eq. (24), temos:

$$\gamma_{\mu.X_3} = (X_3' X_3)^{-1} X_3'\mu \tag{26}$$

Poranto,

$$X_3'\mu = (X_3' X_3)\ \gamma_{\mu.X_3} \tag{27}$$

Substituindo (27) em (25), chegamos ao seguinte resultado:

$$R^2_{\mu.X_3} = \frac{\gamma_{\mu.X_3}' X_3'\mu}{\mu'\mu} \tag{28}$$

Manipulando (28) encontramos:

$$X_3'\mu = (\gamma_{\mu.X_3})^{-1}\mu'\mu\ R^2_{\mu.X_3} \tag{29}$$

finalmente, substituindo (29) em (23) obtemos:

$$b_1 = (X_1' X_1)^{-1}\left(X_1' X_1\beta_1 - \left((\gamma_{\mu.X_3})^{-1}\mu'\mu\ R^2_{\mu.X_3}\right)b_3\right) \tag{30}$$

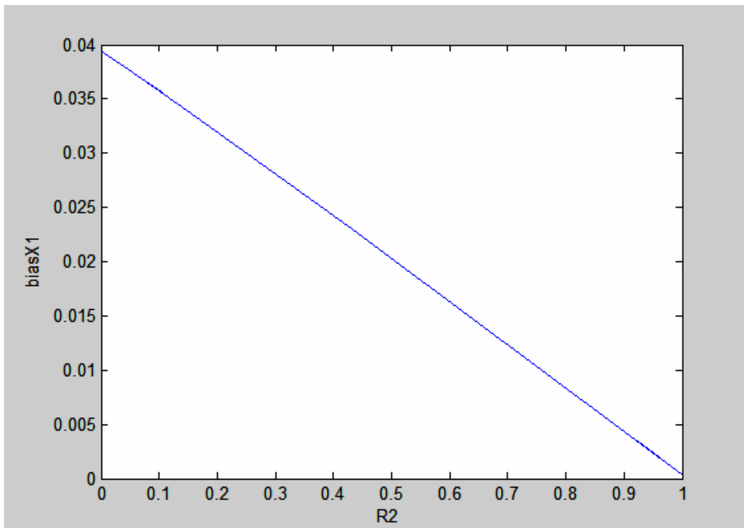
Dado (30), o viés devido a existência de erro de mensuração em X_1 ($bias_{X1}$) pode ser definido como:

$$bias_{X1} = b_1 - \beta_1 = -(X_1' X_1)^{-1}\left(\gamma_{\mu.X_3}{}^{-1}\mu'\mu\ R^2_{\mu.X_3}\right)b_3$$

Por último: $\dfrac{\partial bias_{X1}}{\partial R^2_{\mu.X_3}} < 0$

A Figura 3, resulta de um processo de simulação que reproduz o contexto abordado no *Fato 5,* demonstrando que a inclinação da linha é negativa, inversamente proporcional ao $R^2_{\mu.X_3}$.

FIGURA 3
A redução do efeito prejudicial criado pelo erro de mensuração



<u>*Fato 6:*</u> *Dado o modelo verdadeiro* $Y = X_1^* \beta_1 + X_2 \beta_2$, *se* X_3 *é correlacionado com* μ *, ela não será correlacionada com Y.*

<u>*Prova*</u>:

A correlação entre X_3 e Y, é definida como:

$$\rho_{X_3Y} = \frac{X_3'Y}{\sigma_{X_3}\ \sigma_Y} \tag{31}$$

Substituindo Y *pelo modelo verdadeiro,* (31) temos:

Por hipótese, ambos os termos no numerador são nulos. Portanto, podemos concluir que a correlação entre X_3 e Y será de fato nula.

$\rho_{X_3Y} = 0$.

Neste caso, desde que X_3 tem alguns determinantes em comum com X_1^* ela pode ser decomposta em duas partes: uma que é correlacionada com X_1^*, denotada por π, ($\pi = f\left(X_1^*\right)$) e outra que não é, chamada de δ. De modo que $X_3 = \pi + \delta$, com, $corr\left(\pi, X_1^*\right) \neq 0$ e $Corr\left(\delta, X_1^*\right) = 0$.

Deste modo, temos que X_1 e X_3 não são ambas medidas perfeitas de X_1^*. Assim, a depender de quão grande seja a correlação entre X_1 e X_1^* e a correlação entre X_3 e X_1^* a significância de b_3 pode variar.

Portanto, desde que a correlação entre X_1 e X_1^* é inversamente proporcional ao tamanho do erro de mensuração μ, se μ é significativamente grande, mesmo uma pequena correlação entre X_3 e X_1^* será suficiente para que X_3 se torne uma variável relevante em explanar Y.

<u>Fato 7:</u> *Se no modelo verdadeiro* $Y = X_1^* \beta_1 + X_2 \beta_2$ *uma irrelevante variável* X_3 correlacionada com X_1^* é incluída no modelo e X_1^* é disponível somente com erro, a significância de X_3 quando incluída neste modelo depende do viés do coeficiente de X_1^* bem como da correlação entre X_1^* e X_3.

<u>Prova:</u>

A prova segue os passos exatos da demonstração anterior até equação (17). Assim, se X_3 é correlacionada com X_1^* mas não com X_2 *ou* μ, (17) se reduz a:

$$b_3 = \left(X_3{}' X_3 \right)^{-1} \left[X_3{}' X_1^* \left(\beta_1 - b_1\right)\right] \qquad (33)$$

Logo, b_3 pode ser escrito como:

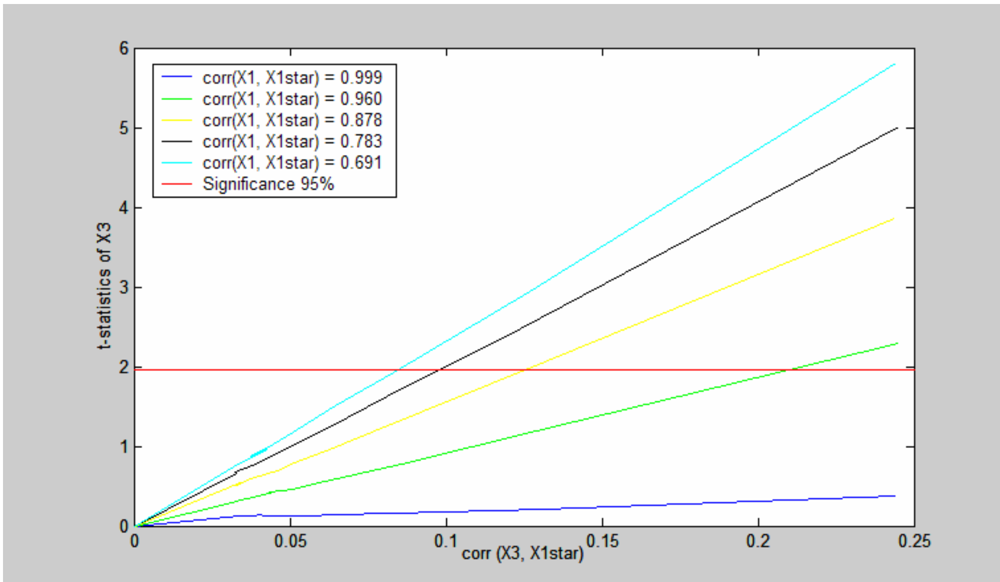
$$b_3 = \gamma_{1*3}\left(\beta_1 - b_1\right) \qquad (34)$$

Sabemos que o viés de uma variável medida com erro, $\left(\beta_1 - b_1\right)$, é diferente de zero, e que a significância de b_3 depende da correlação entre X_1^* e X_3. A

Figura 4 mostra os resultados da simulação para diferentes valores de correlação.

FIGURA 4

Significância de b_3



Podemos notar que quando a correlação entre X_1 e X_1^* se aproxima de 1, (0.999), o erro de mensuração μ é extremamente pequeno e portanto, X_1 sozinho explica todos os determinantes de Y relacionados a X_1^*. Desse modo, independente da correlação entre X_1^* e X_3, a variável X_3 é irrelevante para explanar Y. Porém, quando a correlação entre X_1 e X_1^* é atenuada, X_3 começa a se tornar útil em explicar Y, adquirindo significância.

4. HIPÓTESES E PESQUISAS RELACIONADAS

Dada a discussão na seção 3.3, na próxima seção passaremos a sugerir e analisar os efeitos de outras variáveis como um determinante da assimetria de informação.

Embora a pesquisa recente forneça orientação quanto a estimação do custo do capital, aparentemente a discussão sobre a relação entre o custo de capital e a assimetria de informação permanece ainda não completamente solucionada especialmente no campo empírico. Existe uma vaga intuição dada pela relação entre atributos de informação, composição, disseminação e precisão e o custo de capital. Por outro lado uma relação direta e linear entre aquelas proxies e o custo de capital, somado ao fato de que elas são exógenas (uma vez que podem ser manipuladas pelos gerentes das firmas), conduziria a conclusão da existência de uma solução de canto na qual poderíamos observar total transparência (Verrecchia, 1999).

Embora a metodologia usada para medir as variáveis aqui utilizadas é definida e explicada em Easley et al. (2002) (modelo EHO), a título de complementação, passamos então a apresentá-lo. O modelo EHO assume investidores informados e não informados e um operador de mercado igualmente não informado. Eventos de informação ocorrem diariamente com probabilidade α (nosso ALFA) e são independentes. Notícias sobre uma dada ação, são classificadas tanto como boas com probabilidade $1-\delta$ ou ruins, com a probabilidade complementar δ. O operador de mercado estabelece e executa ordens à medida que vão chegando. Nesse mesmo dia, em que os eventos de informação ocorrem, os investidores informados comprarão ações para as quais as notícias são boas e venderão aquelas que não são. A taxa de transações informadas é μ e as taxas de ordens de compra e venda não informadas são ε_b e ε_s, respectivamente. Figure 1 (do EHO(2002)) fornece uma representação gráfica deste modelo.

EHO assume que o número de transações de compra e venda são independentes entre si, e seguem um processo Poisson para um particular dia de negociação. Além disso assume independência entre dias de negociação. Desse modo, a função de verossimilhança condicional para um único dia de negociação é um processo misto e pode ser escrita como:

$$L(\theta|B,S) = (1-\alpha)e^{-\varepsilon_b}\frac{\varepsilon_b^B}{B!}e^{-\varepsilon_s}\frac{\varepsilon_s^S}{S!} + \alpha\delta e^{-\varepsilon_b}\frac{\varepsilon_b^B}{B!}e^{-(\mu+\varepsilon_s)}\frac{(\mu+\varepsilon_s)^S}{S!} + a(1-\delta)e^{-(\mu+\varepsilon_b)}\frac{(\mu+\varepsilon_b)^B}{B!}\frac{\varepsilon_s^S}{S!}$$

onde B e S são o número total de transações de compra e venda e $\theta =$ $(\alpha, \mu, \varepsilon_b, \varepsilon_s, \delta)$ é o vetor de parâmetros. Assumindo independência entre os dias, a função de verossimilhança para I dias é:

$$V = L(\theta|M) = \prod_{i=1}^{I} L(\theta|B_i, S_i)$$

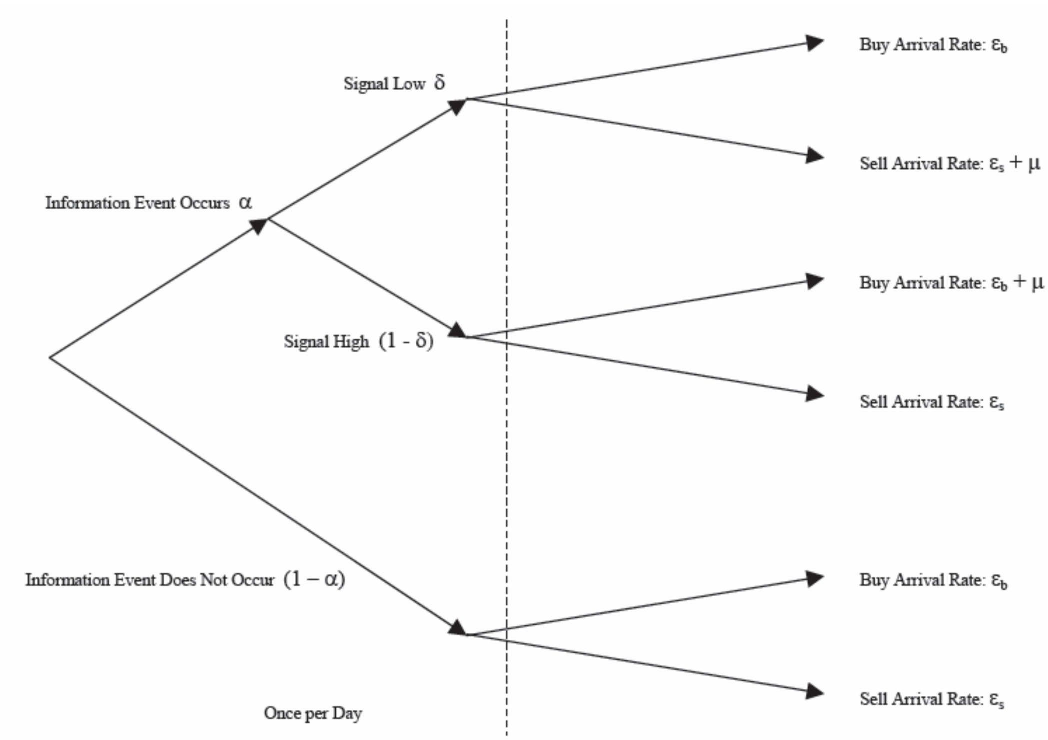
onde (B_i, S_i) são as transações do dia i e $M = ((B_1, S_1), \ldots, (B_I, S_I))$ é o conjunto de dados. O conjunto de parâmetros é então estimado ao se maximizar a verossimilhança sobre θ.

Existe um problema de truncamento quando tentamos estimar os parâmetros do EHO com um grande número de compras e vendas diárias. Ao abordar essa questão, Easley et al. (2001) assume que a taxa de ingresso de compradores e vendedores não informados são iguais, ou seja, $\varepsilon_b = \varepsilon_s = \varepsilon$.

Portanto, como um passo adicional no esforço de analisar os determinantes informacionais do custo de capital, passamos a investigar a relação entre o custo de capital e a probabilidade de ocorrer um evento entre os dias de negociação (ALFA).

A intuição é que ALPHA tem o mesmo efeito direto de COMPOS. Quando a probabilidade é elevada, existe uma vantagem comparativa maior em ser um investidor informado e em manter maior posição nos ativos, dado que o investidor informado tem maior poder de monopólio no mercado. Desse modo, na média, a demanda pelas ações aumenta causando uma pressão ascendente sobre os preços e desse modo o custo de capital da firma decresce.

Fig. 1 – Árvore do jogo (modelo EHO)



α é a probabilidade de um evento de informação privada. δ é a probalbilidade que um evento de informação privada contenha notícias ruins. μ é a taxa diária de ingresso de transações informadas. ε_b (e_s) é a taxa diária de ingresso de transações não informadas (venda).

Além disso, como mostrado na Fig.1, o modelo assume que a ocorrência do evento de informação é dada pela natureza, o que torna a idéia de introduzir ALFA ser mais interessante. Esta hipótese permite-nos medir o nível de assimetria de informação a partir de uma proxy que é exógena ou que não pode ser manipulada pela firmas, i.e, o grau relativamente maior de implicação política pelos gerentes pode não ser inteiramente verdade se ALFA tem um papel significante em afetar o custo de capital. A ocorrência de eventos de informação é correlacionada, entre outros, com o nível tecnológico da indústria na qual a firma está inserida, o ciclo do produto, a estrutura da firma, o sistema contábil e aspectos de reputação. A inclusão de ALFA, entretanto, não sofre a crítica de William's (2004) mencionada antes desde que ela é derivada de dados reais. Isto dá origem a nossa primeira hipótese afirmada a seguir:

***H_{1a}**: Custo de capital é negativamente correlacionado com ALFA.*

Estudos prévios na literatura tem sugerido que existe uma associação entre assimetria de informação e o número de analistas seguindo a firma. Barth et al. (2001) sugerem que alta assimetria de informação torna a aquisição de informação privada mais lucrativa e desse modo aumenta o número de analistas seguindo a firma. Em seus estudos, eles encontram que um crescente número de analistas seguindo a firma com mais ativos intangíveis. Frankel and Li (2004) examinam se a lucratividade de firmas participantes do Mercado está relacionada com o número de analistas seguindo as firmas, entre outros fatores, encontrando evidencia adicional sobre a relação entre a intensidade da atividade dos analistas (analista seguidor) e a assimetria de informação existente entre gerentes e investidores. Também, Hong et al. (2000) encontraram que instantes de redução de preços em ações seguido por mais analistas é consistente com a hipótese que analistas aumentam o *spread* de difusão da informação específica da firma entre os participantes do mercado.

Na mesma direção, nossa hipótese H_{1a} investiga a associação entre a probabilidade de ocorrer um evento de difusão durante dias de negociação e analistas seguindo a empresa. O aumento na probabilidade de um evento de informação ocorrer sugere um aumento no benefício potencial de ser informado. Assim, quando decidindo qual firma seguir, assumiremos a hipótese de que os analistas levarão em conta a vantagem comparativa de lucratividade potencial da firma que tem um maior ALFA

H_{1b}: *O número de analistas (NUMANALYST) é positivamente correlacionado com ALFA.*

Uma outra maneira de ver a primeira hipótese consiste em analisar a relação entre o número de analistas e a probabilidade de um evento de informação (ALFA). No mesmo raciocínio descrito acima, quando ALFA é maior, a vantagem comparativa de investidores informados também é maior. Portanto, é de se esperar que a taxa de chegada de ordens de compra ou venda seria maior.

H_{1c}: *A taxa de chegada de investidores informados (μ) é positivamente correlacionada com ALFA.*

Como demonstrado por Kyle (1985), um modelo no qual investidores are assumidos para serem neutro ao risco e não tem restrição de capital, a quantidade de investidores informados (μ) varia proporcionalmente com a quantidade esperada de investidores não informados (ε). Na prática, mesmo quando investidores são tidos como avesso ao risco e também sofrem restrição de capital, ainda esperamos encontrar uma correlação positiva entre μ e ε, porém não tão forte quanto proporcionalmente. Além disso, a literatura prévia discute os benefícios para investidores não informados decorrente da presença de investidores informados (Leland, 1992). Seguindo esta intuição, nossa segunda hipótese é:

H_2: *A taxa de investidores informados* (μ) *é positivamente correlacionada com a taxa de ingreso de compradores e vendedores não informados* (ε).

5. SELEÇÃO DA AMOSTRA E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Nossa amostra consiste de 2.361 observações que vão de 1993 a 1998 obtidas de *ValueLine, TAQ, Compustat* and *FirstLine*. Todas as variáveis, com exceção de $\theta = (\alpha, \mu, \varepsilon_b, \varepsilon_s, \delta)$ são as mesmas construídas a partir de proxies no procedimento de aplicação. Os parâmetros foram computados assumindo que ε_b é igual a ε_s. O conjunto de parâmetros é estimado por meio de um problema de maximização restrita, com a função objetivo sendo a função de verossimilhança proposta por EHO e a restrição do tipo $\theta = (\alpha, \mu, \varepsilon_b, \varepsilon_s, \delta)$[1]. Para classificar investidores como compradores e vendedores, aplicamos o algoritmo de Lee-Ready (1991) no qual é usado o ponto médio entre a oferta e quotas de lances como uma fronteira. Se o preço de negociação é maior que o ponto médio, a transação é classificada como *compra* e quando o preço está abaixo do ponto médio, se trata de uma *venda*. O caso onde o preço é igual ao ponto médio, segue a classificação da transação anterior.

Consistente com a pesquisa anterior o valor médio da estimativa do prêmio de risco é 4.7% comparado aos 5% obtidos por Botosan and Plumlee (2005). Do mesmo modo, o valor médio para BETA (1.07), GROW (12.46%), MKVL $6,634.7, e BP (0.44) são também consistentes com a pesquisa prévia. Relativamente a α, β, δ e μ, seus valores médios são 0.46, 0.37, 0.18 e 0.19, respectivamente. Estas estimativas são consistentes com a definição desde que estão entre 0 e 1.

[1] O problema de otimização foi soluciona em GAUSS Mathematical and Statistical System™ 6.0 com o pacote estatístico CML.

6. RESULTADOS EMPÍRICOS

Seguindo a pesquisa anterior, para testar a hipótese, procuramos controlar os principais determinantes do custo de capital: valor de mercado do capital, beta, preços contáveis, e crescimento dos ganhos a longo prazo. Primeiro, calculamos a matriz de correlação entre todas as variáveis. Da Tabela 3, observamos que α (é negativamente correlacionada com o prêmio de risco (-0.012). A correlação entre a taxa de ingresso de compradores e vendedores não informados (ε)e a taxa de transações informadas (μ) é positiva e igual a 0.063.

Tabela 3: Matriz de correlação entre o prêmio de risco e variáveis independentes.

Var[1]	rpegprem	BETA	LGROW	LMKVL	BP	COMPOS	DISSEM	PRECIS	α	δ	μ
α	-0.12 (**)	-0.03	-0.08 (**)	0.45 (**)	-0.1	0.23 (**)	-0.57 (**)	0.08 (**)			
δ	-0.13 (**)	-0.15 (**)	-0.2 (**)	-0.17 (**)	0.25 (**)	0.05 (**)	0.01	-0.12 (**)	0.11		
μ	0.1 (**)	0.18 (**)	0.13 (**)	0.2 (**)	-0.1 (**)	0.01	0.26 (**)	0.06 (*)	-0.15 (**)	-0.23 (**)	
ε	0.01	0.05 (**)	0.06 (*)	0.59 (**)	-0.21 (**)	0.02 (**)	-0.44 (**)	0.1 (**)	0.38 (**)	-0.17 (**)	0.63 (**)

1: α é a probabilidade de um evento de informação privada. δ é a probalbilidade que um evento de informação privada contenha notícias ruins. μ é a taxa diária de ingresso de transações informadas. ε_b (e_s) é a taxa diária de ingresso de transações não informadas (venda).

* (**) significancia ao nivel de 5% (1%).

6.1. *Custo de capital inversamente relacionado a ALFA*

Os resultados reportados na Tabela 4 mostram um coeficiente negativo para ALFA estatisticamente significante. Comparando com os coeficientes de nossa reprodução (Tabela 2), BETA, LGROW, BP, DISSEM e RPRECIS exibem o mesmo sinal e magnitudes aproximadamente similares. LMKV aqui tem porém menos impacto em explanar o prêmio de risco e o valor absoluto do coeficiente decresce de 0.060 para 0.0016. O R^2 ajustado é 69.49.

Tabela 4: Resultados da regressão

$$r_{it} = \alpha_0 + \gamma_1 BETA_{it} + \gamma_2 LGROW_{it} + \gamma_3 LMKVL_{it} + \gamma_4 BP_{it} + \gamma_5 PRECIS_{it} + \gamma_7 DISSEM + \gamma_6 ALPHA_{it} + \varepsilon_{it}$$

BETA (+)	**LGROW** (+)	**LMKV** (--)	**BP** (+)	**ALPHA** (--)	**DISSEM** (--)	**RPRECIS** (--)
0.00668	**0.04682**	**-0.00157**	**0.03408**	**-0.00613**	**-0.02432**	**-0.00954**
(7.19)	(52.91)	(-3.12)	(16.45)	(-2.79)	(-4.4)	(-5.67)
<.0001	<.0001	0.0018	<.0001	0.0053	<.0001	<.0001

$r_{PEGPREM}$ é o prêmio de risco estimado com base no método PEG (Easton 2004). **BETA** é o beta do mercado de capital estimado via modelo de mercado. **LGROW** é o log da previsão *Value Line* dos ganhos de longo prazo. **LMKVL** é o valor de mercado do capital. **BP** é o valor contábil do capital ordinário avaliado pelo valor de mercado. **COMPOS** é a proporção da informação entre privada e pública. **DISSEM** é a fração de investidores que são informados. **PRECIS** é a precisão total da informação.
Os números entre parênteses são o valor-t e os números abaixo são os p-valor.

A relação negativa entre ALFA e o custo de capital está em linha com EO e LLV. Um aumento na probabilidade da informação privada significa elevação na probabilidade de um novo evento de informação que faz crescer a precisão do resultado e causa uma redução no custo de capital. Quanto maior a probabilidade ALFA, maior será a disposição dos investidores informados em manter posições maiores, dada sua vantagem comparativa relativa ao sistema de informação. Mantendo uma maior quantidade de ativos resulta em expansão da demanda, refletindo positivamente no preço, e assim no custo de capital. Desse modo, a partir de ambos argumentos, devemos esperar uma relação negativa entre a probabilidade de uma informação privada e Considerando investidores não informados, eles devem preferir que os investidores informados mantenham maiores posições, o que torna mais fácil extrair informações privadas (parcialmente) dos preços, que por sua vez reduzem os riscos da firma.

6.2. O número de analistas (NUMANALYST) é positivamente correlacionado com ALFA

Na literatura, analistas são considerados investidores informados. Assim, como potenciais investidores informados, analistas estariam melhor ao escolher firmas com maior probabilidade ALFA. Isto é, quando entrando no mercado, eles selecionariam firmas com maior probabilidade de informação privada, aumentando assim seu potencial de poder de informação. A fim de testar essa hipótese, estimamos uma regressão do número de analistas sobre ALFA, após controlar para tamanho, risco sistêmico, e valor de mercado do capital. Os resultados estão na Tabela 5. Como mostrado, ALFA tem uma relação positiva com o número de analistas seguidores, e a magnitude do coeficiente é 1.83, confirmando a hipótese de que uma firma com maior probabilidade ALFA é preferida por investidores informados, representados aqui por analistas.

Tabela 5: Resultados da regressão

$$NUMANALIST_{it} = \alpha_0 + \gamma_1 BETA_{it} + \gamma_2 LGROW_{it} + \gamma_3 LMKVL_{it} + \gamma_4 ALPHA_{it} + \varepsilon_{it}$$

BETA (+)	**LGROW** (+)	**LMKV** (--)	**Alpha** (+)	
				Adj. R_2 = 29.0
0.89111	**1.98596**	**1.93266**	**1.83117**	
(4.24)	(9.92)	(19.71)	(4.04)	
<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	

Os números entre parênteses são o valor-t e os números abaixo são os p-valor.

6.3. *A taxa de ingresso de investidores informados (μ) é positivamente correlacionada com ALFA.*

Do modelo EHO, μ representa o efeito médio (e variância) de um evento de informação privada sobre a taxa de ingresso (*compradores e vendedores*). Seguindo o argumento apresentado abaixo, quando ALFA é maior, a vantagem comparativa de investidores informados é maior, assim poderemos esperar um maior número de negócios baseados na informação privada. A fim de isolar o efeito de ALFA sobre μ, acrescentamos as mesmas variáveis que foram usadas na outra hipótese, como determinantes primários.

Tabela 6 mostra, porém, que μ é decrescente com ALFA, o que contradiz a hipótese $\boldsymbol{H_{1c}}$. Uma explicação alternativa poderia ser que quanto maior ALFA, maior será o número de sinais privados. Neste sentido, podemos esperar que um maior número de eventos de informação sugeriria que cada evento se torna menos informativo.

Tabela 6: Resultados da regressão

$$\mu_{it} = \alpha_0 + \gamma_1 BETA_{it} + \gamma_2 LGROW_{it} + \gamma_3 LMKVL_{it} + \gamma_4 ALPHA_{it} + \varepsilon_{it}$$

BETA (+)	**LGROW** (+)	**LMKV** (--)	**Alpha** (+)
0.05682	**0.0242**	**0.04514**	**-0.16635**
(8.82)	(3.95)	(15.02)	(-11.98)
<.0001	<.0001	<.0001	<.0001

Adj. R_2 = 17.1

Os números entre parênteses são o valor-t e os números abaixo são os p-valor.

6.4. A categorização de investidores informados (μ) é positivamente correlacionada com a taxa de ingresso de compradores e vendedores não informados (ε).

Baseado no modelo de Kyle (1985), no qual investidores são assumidos para serem neutro ao risco e não são sofrem restrição de capital, a quantidade de transações informadas(μ) varia proporcionalmente com a quantidade esperada de transações não informadas(ε). Por outro lado, conforme destacado por Leland (1992), havendo investidores informados no Mercado tem também algum benefício, tal como, mais informação derivada pelos investidores não informados a partir dos preços.

Com apresentado na Tabela 3, a correlação entre μ e ε é 0.63. Porém, a fim de medir esta correlação em um sentido forte, extraímos o efeito sobre cada variável, μ e ε, do custo de capital ($r_{PEGPREM}$), tamanho da firma, e *Beta*. Assim, separadamente, calculamos R_μ e R_ε como os resíduos de respectivamente de, μ e ε sobre $r_{PEGPREM}$, *Beta, and LMKVL*. A correlação de Pearson entre Res_μ e Res_ε é 0.631.

Neste teste, não tentamos inferir causalidade nesta relação. Em vez disso, a idéia é testar a consistência da intuição que a existência de investidores informados não implica necessariamente que investidores não informados estejam em pior condição. Realmente, Leland (1992) descreve algumas situações onde mercados provavelmente ganham em relação a presença de investidores informados[2].

---

[2] Ver Leland (1992) para mais detalhes.

7. CONCLUSÃO

Desde que a relação entre variáveis de informação e custo de capital permanece ainda empiricamente não esclarecida, o presente trabalho abordou alguns tópicos nesta questão ao discutir a racionalidade de incluir o papel da probabilidade de um evento de informação para explicar o custo de capital. Foi mostrado que quanto maior a probabilidade de ocorrência de um evento privado de informação (ALFA), menor será o custo de capital. Como uma indicação para estes resultados, mostramos que o número de analistas que segue a firma aumenta com a probabilidade ALPHA. Encontramos também uma correlação positiva entre a taxa de ingresso de investidores informados e a taxa de compradores e vendedores não informados, sugerindo que uma maior número de transações baseadas em informação privada does não representa uma menor participação de investidores não informados.

Porém, em contraste com o resultado principal do artigo e de outras hipóteses, encontramos que a taxa de ingresso de investidores informados decresce com ALFA, sugerindo que o nível de informação não esperado transportado por cada evento de informação é decrescente com o número de sinais privados.

Para encontrar que ALFA é estatisticamente significante em explanar o custo de capital junto com o fato de que ela é uma variável exógena levanta a possibilidade de que os gerentes podem não possuir uma capacidade relativamente elevada para influenciar atributos de assimetria de informação para tentar abaixar o custo de capital como documentado na literatura (B&P).

Portanto, a principal conclusão deste estudo é que considerando que são outras variáveis como ALFA, que determinam o custo de capital, devemos ser cautelosos quando as limitações de políticas gerenciais voltadas para reduzir o custo de capital que influenciam atributos de informação.

8. REFERÊNCIAS

Barron, O., D. Byard, and O. Kim (2002) Changes in analysts' information around earnings announcements. *The Accounting Review*, 77, 821-846.

Barth, M.E., Beaver, W. H., Landsman, W.R. (2001). The relevance of the value relevance literature for financial accounting standard setting: another view. *Journal of Accounting and Economics* 31, 77-104.

Barron, O., O. Kim, S. Lim, and D. Stevens, (1998) Using analysts' forecasts to measure properties of analysts' information environment. *The Accounting Review*, 77, 821-846.

Botosan, C. (1997) Disclosure level and the cost of equity capital. *The Accounting Review*, 72: 323-49.

Botosan, C. and M. Plumlee (2006). Are Information Attributes Priced? Working paper, University of Utah.

Botosan, C. and M. Plumlee (2005). Assessing alternative proxies for the expected risk premium. *Accoutning Review* 75, 21-53.

Bushee, B.J., Matsumoto, D.A., Miller, G.S., 2003. Open versus closed conference calls: the determinants and effects of broadening access to disclosure. *Journal of Accounting and Economics* 34, 149–180.

Bushman, R.M., Gigler, F., Indjejikian, R.J., 1996. A model of two-tiered financial reporting. *Journal of Accounting Research* 34 (Suppl.), 51–74.

Diamond, D., and R. Verrecchia (1981). Information Aggregation in a Noisy Rational Expectations Economy, Journal of Financial Economics 9, 221-235.

Easley, D., Eagle, R. F., O'Hara, M., and Wu, L., (2001).Time-varying arrival rates of informed and uninformed trades. AFA 2002 Atlanta Meetings

Easley, D., Hvidkjaer, S., O'Hara, M., (2002). Is information risk a determinant of asset returns? *Journal of Finance* 57, 2185-2221.

Easley, D., Kiefer, N.M., O'Hara, M. (1997) One day in the life of a very common stock. *Review of Financial Studies* 10, 805-835.

Easley, D., and M. O’Hara, (2004). Information and the cost of capital. *Journal of Finance* 59, 1552-1583.

Easton, P. (2004) PE ratios, PEG ratios, and estimating the implied expected rate of return on equity capital. *Accounting Review* 79, 73-95.

Fama, Eugene F. (1991). Efficient capital markets: II. *Journal of Finance* 46, 1575-1617.

Frankel, R., Li, X. (2004). Characteristics of a firm's information environment and the information asymmetry between insiders and outsiders. *Journal of Accounting and Economics* 37, 229-259.

Hong, H., Lim, T., Stein, J., 2000. Bad news travels slowly: size, analyst coverage, and the profitability of momentum strategies. *Journal of Finance* 55, 265–295

Hughes, J., J. Liu, and J. Liu, (2005). Information, Diversification and the Cost of Capital, working paper, UCLA.

Lambert, R., C. Leuz, and R. Verrecchia, (2006), “Information Asymmetry, Information Precision,and the Cost of Capital,” *Working paper*, University of Pennsylvania and University of Chicago.

Lee, C.M., and M. Ready. (1991). Inferring trade direction from intraday data. *Journal of Finance* 46, 733-746.

Leland, Haine. (1992). Insider trading: Should it be prohibited?, *Journal of Political Economy* 100, 859-887.

Merton, Robert C., (1987), A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information, *Journal of Finance* 42, 483-510.

Verdi, Rodrigo S. (2005). Information Environment and the Cost of Equity Capital. Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=757966.

Skinner, D. J. (2003) Should firms disclose everything to everybody? A discussion of ‘‘Open vs. closed conference calls: the determinants and effects of broadening access to disclosure’’ *Journal of Accounting and Economics* 34, 181-187.

Verrecchia, R. E. (1999). Disclosure and the cost of capital: A discussion. *Journal of Accounting and Economics* 26, 271-283.

Williams, M. (2004). Discussion of ‘The Role of Private Information Precision in Determining Cost Equity Capital'. *Review of Accounting Studies* 9, 261-264.

ANEXO 1

Selected Variable Definitions with Derivations

Variable	Definition	Proxy Derivation
$r_{DIVPREM}$	Equity risk premium based on the target price method.	$P_0 = \sum_{t=1}^{5}(1+r_{TP})^{-t}E_0[d_t]+(1+r_{TP})^{-5}E_0(TP_5)$ P_0 = price at time = 0. TP_5 = estimated price at time =5. r_{DIV} = estimated cost of equity capital. $E_0(\circ)$ = the expectations operator. d_t = dividends per share, t=1 to 5.
BETA	Capital market beta.	
LGROW	Forecasted long-term growth in earnings.	$= \frac{(eps_5 - eps_4)}{\lvert eps_4 \rvert}$
INFO	The information environment.	$= \frac{TP_{5HIGH} - TP_{5LOW}}{(TP_{5HIGH} + TP_{5LOW})/2}$
LMKVL	Log of firm market value.	
TOTAL	Total information precision.	$= PUBLIC + PRIVATE$
TOTPRC	Rank of total information precision.	
PUBLIC	Precision of analysts' public information set.	$= \frac{\left(SE - \frac{D}{N}\right)}{\left[\left(SE - \frac{D}{N}\right) + D\right]^2}$ SE = squared error in the mean forecast $= \left(\overline{F}_{it} - A_{it}\right)^2$ D = forecast dispersion $= \frac{1}{N-1}\sum_{j=1}^{N}\left(\overline{F}_{it} - F_{ijt}\right)^2$ N = number of forecasts. $\overline{F}_{it}$ = mean forecast for firm i, quarter t. A_{it} = actual earnings for firm i, quarter t. F_{ijt} = analyst j's forecast of earnings for firm i, quarter t.
PRIVATE	Precision of analysts' private information sets.	$= \frac{D}{\left[\left(SE - \frac{D}{N}\right) + D\right]^2}$
COMPOS	Composition of the information set. (Proportion of the information set that is PRIVATE).	$\alpha_k = \frac{\alpha_k I_k \gamma_k}{\alpha_k I_k \gamma_k + (1-\alpha_k) I_k \gamma_k}$ $= \frac{PRIVATE}{PUBLIC + PRIVATE}$
DISSEM	Dissemination of private information across traders. (Proportion of traders than are informed).	$= \frac{\mu}{\mu + 2\varepsilon}$ μ = the number of informed traders ε = the number of uninformed traders
PUBPRC (PRIVPRC)	Rank of public (private) information precisions	