



RAM. Revista de Administração Mackenzie

ISSN: 1518-6776

revista.adm@mackenzie.com.br

Universidade Presbiteriana Mackenzie

Brasil

ALBANEZ, TATIANA; RIBEIRO DO VALLE, MAURÍCIO; JOÃO CORRAR, LUIZ
Fatores institucionais e assimetria informacional: influência na estrutura de capital de empresas
brasileiras

RAM. Revista de Administração Mackenzie, vol. 13, núm. 2, marzo-abril, 2012, pp. 76-105

Universidade Presbiteriana Mackenzie

São Paulo, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=195423685004>

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

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

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

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



FATORES INSTITUCIONAIS E ASSIMETRIA INFORMACIONAL: INFLUÊNCIA NA ESTRUTURA DE CAPITAL DE EMPRESAS BRASILEIRAS

TATIANA ALBANEZ

*Doutoranda em Controladoria e Contabilidade pela Faculdade de Economia,
Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (USP).
Avenida Professor Luciano Gualberto, 908, Butantã, São Paulo – SP – Brasil – CEP 05508-900
E-mail: tatiana.albanez@usp.br*

MAURÍCIO RIBEIRO DO VALLE

*Doutor em Controladoria e Contabilidade pela Faculdade de Economia,
Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (USP).
Professor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade
de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo (USP).
Avenida dos Bandeirantes, 3.900, Monte Alegre, Ribeirão Preto – SP – Brasil – CEP 14040-900
E-mail: marvalle@usp.br*

LUIZ JOÃO CORRAR

*Doutor em Controladoria e Contabilidade pela Faculdade de Economia, Administração e
Contabilidade da Universidade de São Paulo (USP).
Professor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da
Universidade de São Paulo (USP).
Avenida Professor Luciano Gualberto, 908, Butantã, São Paulo – SP – Brasil – CEP 05508-900
E-mail: ljcorrar@usp.br*

RESUMO

O objetivo principal deste trabalho é analisar se a presença de importantes fatores institucionais brasileiros, como o acesso a fontes e linhas diferenciadas de financiamento, afeta a significância estatística e econômica da assimetria informacional, principal pressuposto da teoria de *pecking order*, na determinação da estrutura de capital de empresas brasileiras. Para tanto, foram utilizadas variáveis de controle, variáveis representativas de fatores institucionais e de assimetria informacional num painel de dados referente a empresas brasileiras de setores industriais, cujas ações foram negociadas na Bovespa, no período 1997-2007. Como principais resultados encontra-se que as variáveis tamanho, tangibilidade, rentabilidade e risco são importantes determinantes da estrutura de capital das empresas analisadas, sendo também significativa a participação de linhas diferenciadas no endividamento dessas empresas. Em resposta ao objetivo da pesquisa, verifica-se que a assimetria informacional não perde significância estatística e econômica no modelo proposto, após a inclusão de variáveis representativas de fatores institucionais, o que evidencia a importância da assimetria informacional na determinação da estrutura de capital de empresas brasileiras. O sinal negativo encontrado apoia a teoria de *pecking order*, na qual essas empresas seriam menos endividadas devido à possibilidade de captarem recursos por meio da emissão de ações. Ressalta-se que as *proxies* utilizadas para representar o atributo assimetria informacional constituem uma limitação da pesquisa. Em razão disso, sugere-se, para trabalhos futuros, a utilização de outras variáveis, com o propósito de verificar a consistência dos resultados aqui encontrados, bem como a análise da influência da assimetria informacional sobre o custo de capital de empresas brasileiras, com o intuito de verificar se empresas consideradas com menor assimetria informacional conseguem captar recursos a taxas de juros mais atrativas.

PALAVRAS-CHAVE

Estrutura de capital; Teoria de *pecking order*; Assimetria de informação; Fatores institucionais; Fontes de financiamento.

1 INTRODUÇÃO

Não há uma teoria única capaz de explicar quais os determinantes para a escolha de diferentes formas de captação, o que era de esperar em razão da diversidade de fatores que influenciam o processo decisório das empresas. Assim sendo, vários estudos sobre estrutura de capital (TITMAN; WESSELS, 1988; RAJAN; ZINGALES, 1995; FAMA; FRENCH, 2002; BERGER et al., 2005, para citar apenas alguns) buscaram explicar o *mix* de fontes de financiamento utilizado pelas empresas para financiar seus investimentos. As teorias existentes focam diferentes aspectos e evidenciam os custos e benefícios de diferentes alternativas de financiamento.

Por meio de uma análise das diversas teorias existentes, Harris e Raviv (1991), em seu artigo “The theory of capital structure”, identificaram quatro categorias de determinantes da estrutura de capital: modelos baseados no custo de agência, na assimetria de informação, em interações de mercado de produtos e insumos, e na competição por controle corporativo. Os autores optaram por excluir do seu estudo teorias baseadas em impostos por considerarem-nas já suficientemente pesquisadas.

Este trabalho pretende explorar o conhecimento sobre as decisões que envolvem a estrutura de capital sob a abordagem da informação assimétrica. Nessa abordagem, assume-se que os administradores ou *insiders* possuem informação privada sobre o fluxo de retornos da empresa ou sobre suas oportunidades de investimento, o que caracteriza a diferença (ou assimetria) informacional entre os agentes. Dois problemas derivados da assimetria informacional são: seleção adversa (*adverse selection*) e risco moral (*moral hazard*), os quais são considerados falhas de mercado e surgem do relacionamento principal-agente, explorado na teoria da agência.

Segundo a teoria de *pecking order*, de Myers e Majluf (1984) e Myers (1984), as decisões de financiamento serviriam para mitigar os problemas gerados pela assimetria de informação. Para tanto, as empresas deveriam preferir financiamento interno a externo, e, se o financiamento externo fosse necessário, as empresas deveriam preferir emissão de dívida à emissão de ações, ou seja, são preferíveis os títulos menos sensíveis à informação. Trabalhos realizados por diversos autores em outros países (BERGER et al., 2005; HALOV, 2006; AGARWAL; O'HARA, 2007; BHARATH; PASQUARIELLO; WU, 2009) encontraram evidências de que a assimetria de informação gera impactos diversos na estrutura de capital das empresas, apoiando a referida teoria. Albanez e Valle (2009) também verificam que a assimetria de informação contribui para determinar a estrutura de capital de empresas brasileiras.

No entanto, quando se analisam as predições teóricas e os resultados empíricos e o mercado brasileiro, em que coexistem importantes fatores institucionais, ou seja, fatores específicos do país, como altas taxas de juros e diversas fontes e linhas diferenciadas de financiamento, surge a dúvida de até que ponto a utilização de recursos internos é mais vantajosa que a utilização de dívidas, como preconizado pela *pecking order*. Ou seja, o pressuposto central da teoria de *pecking order*, a assimetria de informação, seria um importante determinante da escolha por financiamento interno ou externo por empresas brasileiras, quando controlada por fatores institucionais?

Dado esse cenário, o presente trabalho desenvolve-se a partir da seguinte questão-problema: “Mesmo na presença de fatores institucionais, é possível afirmar que a assimetria de informação constitui um dos determinantes da estrutura de capital de empresas brasileiras?”.

Haja vista a questão-problema investigada nesta pesquisa, busca-se aceitar ou rejeitar a seguinte hipótese metodológica:

- A assimetria de informação constitui um dos determinantes da estrutura de capital de empresas brasileiras, mesmo na presença de fatores institucionais.

Assim sendo, o objetivo principal deste trabalho é analisar se a presença de importantes fatores institucionais brasileiros, como fontes e linhas diferenciadas de financiamento, afeta a significância estatística e econômica da assimetria informacional na determinação da estrutura de capital de empresas brasileiras.

Considera-se que a principal contribuição da presente pesquisa é a análise da significância da assimetria informacional ao considerar fatores institucionais existentes no mercado brasileiro, visto que esses fatores podem influenciar na escolha dentre diferentes alternativas de captação de recursos por empresas brasileiras. Não foi encontrado estudo similar a este na literatura nacional inerente ao tema. Ainda, a pesquisa contribui para a análise da adequação de teorias quando aplicadas à realidade econômica de diferentes países, principalmente países em desenvolvimento.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Após os trabalhos de Modigliani e Miller (1958, 1963), diversas teorias surgiram na tentativa de explicar quais os determinantes para as decisões de financiamento das empresas. De acordo com uma dessas teorias, a teoria de *pecking order* (MYERS; MAJLUF, 1984; MYERS, 1984), a estrutura de capital de uma

empresa pode servir como mitigadora de problemas gerados pela assimetria de informação entre *insiders* e *outsiders*.

Myers e Majluf (1984) demonstram que, quando investidores possuem menos informação sobre o valor da empresa que *insiders*, os preços das ações podem ser subavaliados pelo mercado. Dessa forma, se a empresa necessitar financiar novos projetos por meio da emissão de ações, a queda no preço acionário poderá ultrapassar o valor presente líquido do projeto, resultando numa perda para os acionistas existentes. Nesse caso, o projeto não seria realizado, mesmo que tivesse valor presente líquido positivo, caracterizando subinvestimento, o qual poderia ser evitado caso a empresa utilizasse recursos internos ou dívida como forma de financiamento. Assim, surge uma teoria de hierarquia de fontes de recursos, segundo a qual as empresas deveriam preferir financiamento interno a externo, e, caso o financiamento externo fosse necessário, deveriam preferir emissão de dívida à emissão de ações.

Essa ordem está baseada na informação transmitida ao mercado por cada tipo de título emitido, sendo preferíveis os títulos menos sensíveis à informação. Segundo Myers (1984), sempre que a empresa anuncia uma captação de recursos, seja por meio da emissão de títulos de dívida ou ações, transmite uma informação ao mercado. A emissão de novas dívidas tende a sinalizar uma informação positiva sobre a empresa, como oportunidades de crescimento e capacidade de financiamento. Já a emissão de novas ações tende a sinalizar uma informação negativa, pois a teoria argumenta que os administradores agem no interesse dos acionistas atuais e recusam emitir ações se estas estiverem subavaliadas, inclusive deixando passar valiosas oportunidades de investimento. Assim, o anúncio da emissão de novas ações sinaliza para o mercado que os preços das ações podem estar sobreavaliados, fazendo com que o preço caia após o anúncio.

De acordo com Myers (2001), a emissão de ações irá ocorrer somente quando a dívida for custosa, ou seja, quando a empresa estiver em um nível perigoso de endividamento e administradores e investidores previrem custos de dificuldades financeiras (*financial distress*). Assim sendo, a utilização de recursos internos seria preferencial, visto que sua utilização evitaria problemas gerados pela assimetria de informação, como seleção adversa e risco moral, além de evitar custos de transação, levando a uma relação negativa entre rentabilidade e endividamento, uma das principais predições da teoria.

Sobre as implicações empíricas dessa teoria, Harris e Raviv (1991) afirmam que a mais importante se refere ao fato de que, quando a empresa anuncia uma nova emissão de ações, o valor de mercado das ações existentes cai. No período anterior ao anúncio, o valor dessas ações refletia as convicções prévias sobre a empresa, e, no momento do anúncio, essas convicções se modificam, resultando em uma queda no preço das ações existentes. Isso não aconteceria se a empresa

utilizasse recursos cujo valor fosse independente de informações privadas, ou seja, recursos que fossem menos sensíveis à informação, como recursos internos ou dívida.

Cabe, neste momento, questionar se essa teoria seria capaz de explicar a estrutura de capital de empresas brasileiras sem considerar importantes fatores ambientais e institucionais existentes em nossa economia, como altas taxas de juros e diversas fontes e linhas diferenciadas de financiamento, fatores que poderiam influenciar a escolha pela utilização de diferentes fontes de recursos. Nesse sentido, Rajan e Zingales (1995) afirmam que um entendimento mais profundo dos efeitos de fatores institucionais presentes em cada país poderia permitir identificar quais os fatores fundamentais determinantes da estrutura de capital das empresas pertencentes a tais países.

De acordo com Booth et al. (2001), grande parte do nosso conhecimento sobre estrutura de capital é derivada de dados de economias desenvolvidas, as quais possuem muitas características institucionais similares. Então, propõem-se a estudar os determinantes da estrutura de capital de empresas em países em desenvolvimento com diferentes estruturas institucionais. Para tanto, utilizam dados de dez países em desenvolvimento (Índia, Paquistão, Tailândia, Malásia, Turquia, Zimbábue, México, Brasil, Jordânia e Coreia) e comparam os resultados com os de países desenvolvidos, do chamado G-7 (Estados Unidos, Japão, Alemanha, França, Itália, Reino Unido e Canadá), com o objetivo de verificar se as decisões de alavancagem diferem muito entre países em desenvolvimento e desenvolvidos, se os fatores que afetam a estrutura de capital entre países desenvolvidos e em desenvolvimento são similares e se os modelos convencionais de estrutura de capital são desenvolvidos conforme a nacionalidade da empresa. Os dados de países em desenvolvimento foram extraídos da International Finance Corporation (IFC) e os dados de países desenvolvidos são de Rajan e Zingales (1995). O período de análise compreende de 1980 a 1991.

Como resposta às duas primeiras perguntas, os autores encontram que os índices de endividamento de países em desenvolvimento são afetados da mesma maneira e pelas mesmas variáveis que são significantes em países desenvolvidos, porém existem diferenças sistemáticas na maneira como esses índices são afetados por fatores institucionais dos diferentes países, como a taxa de crescimento, o índice de inflação e o desenvolvimento do mercado de capitais. Como resposta à terceira pergunta, os autores afirmam que conhecer o país de origem é tão importante quanto conhecer o tamanho da variável independente.

Encontramos fatores no mercado brasileiro que podem gerar impactos na estrutura de capital das empresas, como o fato de o custo da dívida não depender apenas do risco do tomador, mas também da natureza da fonte de financiamento. Nesse sentido, cabe mencionar o trabalho de Faulkender e Petersen (2006) que

analisam o lado da oferta da dívida ao incorporarem nesse estudo o acesso a fontes diferenciadas de financiamento e a influência desse acesso sobre a estrutura de capital das empresas analisadas. Os autores demonstram que o nível de endividamento pode não ser apenas uma função da demanda das empresas por dívida, pois nem todas as empresas podem escolher a sua fonte de financiamento, como as empresas que não têm acesso ao mercado de capitais e que podem ter seu montante de dívida limitado por credores.

Para tratar esse aspecto, Faulkender e Petersen (2006) analisam o lado da oferta de crédito, considerando o nível de alavancagem uma função do acesso da empresa ao mercado de capitais. Os autores diferenciam empresas que têm acesso ao mercado de títulos de dívida (*bonds*) e empresas que têm acesso ao mercado de dívida privado (bancos), e verificam a influência do acesso a diferentes fontes de recursos nas suas estruturas de capital. As empresas analisadas foram extraídas do banco de dados da Compustat, e o período analisado compreende de 1986 a 2000. Como resultado principal, encontra-se que empresas que têm acesso ao mercado de títulos de dívida (*bonds*) são muito mais alavancadas que aquelas que não têm (28,4% *versus* 17,9%), mesmo após controlar características específicas das empresas, como tamanho, rentabilidade, tangibilidade etc.

Juntando a argumentação dos autores que apontaram a necessidade de incorporar fatores institucionais nos estudos de estrutura de capital (RAJAN; ZINGALES, 1995; BOOTH et al., 2001) com as particularidades da economia brasileira, defende-se que o estudo não se restrinja às próprias características das empresas ou à questão da assimetria informacional. No Brasil, alguns desses fatores podem ser representados pelo acesso a fontes diferenciadas de recursos com taxas de juros exclusivas, como as linhas de financiamento provenientes do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) e do crédito rural, e linhas em moeda estrangeira. Em seu estudo, Valle (2008) encontra que essas linhas tiveram grande participação no endividamento de empresas brasileiras no período analisado e que a inclusão dessas linhas nos modelos de determinação do nível de endividamento contribuiu para o entendimento da estrutura de capital das empresas estudadas.

Neste trabalho, pretende-se focar a assimetria informacional com um dos determinantes das decisões de financiamento das empresas, utilizando a teoria de *pecking order* como fundamentação teórica, mas também incorporando ao estudo a importância de fatores institucionais brasileiros. Albanez e Valle (2009) verificam que a assimetria informacional é um importante determinante da estrutura de capital de companhias abertas brasileiras. No entanto, considera-se importante uma pesquisa que analise a significância da assimetria informacional ao considerar fatores institucionais. Assim, no presente trabalho, pretende-se

analisar se a presença de fatores institucionais, como o acesso a fontes e linhas diferenciadas de financiamento, altera os coeficientes e a significância estatística da assimetria informacional na determinação das decisões de financiamento de empresas brasileiras.

3 TRAJETÓRIA METODOLÓGICA

3.1 AMOSTRA

A definição da amostra iniciou-se a partir da classificação melhores e maiores da revista *Exame*, sendo assinaladas todas as empresas de setores industriais que apareceram em 2004, 2005 e 2006 e que eram negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa)¹. As empresas de serviços e de comércio não foram trabalhadas. Posteriormente, essas empresas foram separadas de acordo com a classificação do North American Industry Classification System (Naics)², e a amostra foi completada com a inclusão de outras empresas dos mesmos setores Naics que originalmente não estavam na publicação da revista *Exame*, mas estavam na base de dados Econômica³. Com base nesses dois critérios, obtiveram-se 114 empresas, mas como durante o período estudado algumas tiveram os seus registros na Comissão de Valores Mobiliários (CVM)⁴ cancelados, a amostra caiu para 102, e, como parte do trabalho dependia de informações das notas explicativas das demonstrações financeiras das empresas, excluíram-se aquelas cujas notas não detalhavam os seus financiamentos, fazendo a amostra totalizar 83 empresas.

Além disso, no caso de empresas que apresentaram patrimônio líquido negativo ($PL < 0$) em determinado ano, não se calcularam os índices de alavancagem ou endividamento referentes a esse período, pois o cálculo de alguns indicadores, como dos índices de endividamento e do beta “desalavancado”, seria prejudicado. Duas empresas (F. Guimarães e Aço Altona), por esse motivo, não tiveram seus índices de endividamento calculados em todo o período, o que fez com que a amostra totalizasse 81 empresas. Assim sendo, utilizou-se um método de amostragem não probabilístico (intencional), o que impossibilita a generalização dos resultados obtidos nesta pesquisa.

¹ Mais informações estão disponíveis em: <http://www.bovespa.com.br>.

² Mais informações estão disponíveis em: <http://www.census.gov/epcd/www/naics.html>.

³ Mais informações estão disponíveis em: <http://www.economatica.com.br>.

⁴ Mais informações estão disponíveis em: <http://www.cvm.gov.br>.

Os dados coletados referem-se ao período de 1997 a 2007. Foram coletados dados do balanço patrimonial, da demonstração de resultados e das notas explicativas das empresas. Para tanto, utilizaram-se o banco de dados Economática e os dados presentes no endereço eletrônico da CVM. Também foram utilizadas outras fontes de dados, as quais serão citadas posteriormente, para a construção de variáveis representativas de informação assimétrica.

3.2 DEFINIÇÃO TEÓRICA E OPERACIONAL DAS VARIÁVEIS

3.2.1 Variáveis dependentes

As variáveis dependentes utilizadas, representativas da alavancagem das empresas, são: a relação entre o passivo oneroso de curto prazo e o ativo (PO_{cp}/A), a relação entre o passivo oneroso de longo prazo e o ativo (PO_{lp}/A), e a relação entre o passivo oneroso e o ativo (PO/A). Os passivos onerosos são compostos por financiamentos de curto prazo, debêntures de curto prazo, financiamentos de longo prazo e debêntures de longo prazo.

3.2.2 Variáveis explicativas

Como *proxy* do atributo teórico assimetria de informação são utilizadas três variáveis categóricas (*dummy*) – onde valor = 1 se a empresa apresenta a condição e valor = 0 em outros casos, e uma variável numérica. As variáveis *dummies* utilizadas são:

- Empresas que aderiram a qualquer nível de governança corporativa da Bovespa (DGC).
- Empresas brasileiras que emitiram ADRs na Nyse (Dnyse).
- Empresas indicadas ao prêmio “Troféu Transparência” da Associação Nacional dos Executivos de Finanças, Administração e Contabilidade – Anefac (DTransp).

Ressalta-se que as variáveis *dummies* utilizadas indicam a maior ou menor presença de assimetria de informação na empresa, ou seja, *quando a empresa apresenta valor = 1, significa que ela é considerada com menor grau de assimetria informacional*, pois está listada em um dos níveis de governança, emite ADRs na Nyse ou foi indicada ao prêmio da Anefac.

As variáveis *dummies* níveis de governança corporativa e empresas brasileiras que emitiram ADRs na Nyse foram utilizadas no trabalho de Iquiapaza,

Lamounier e Amaral (2007). Segundo esses autores, a adesão aos níveis diferenciados de governança corporativa da Bovespa e o acesso ao mercado dos Estados Unidos exigem que a empresa divulgue uma maior quantidade de informações, o que reduz a assimetria informacional entre a empresa e os investidores. Já a variável DTransp (empresas indicadas ao prêmio Troféu Transparência) foi acrescentada à presente pesquisa. O Troféu Transparência é concedido à empresa que publicou a melhor demonstração contábil no país, concorrendo companhias abertas e fechadas, dos setores de comércio, indústria e serviços (exceto serviços financeiros). Anualmente dez empresas são premiadas e uma delas é classificada como a melhor. Qualidade e grau das informações contidas nas demonstrações, transparência das informações e divulgação de aspectos relevantes não exigidos legalmente constituem alguns dos critérios de avaliação, fatores que justificam a inclusão dessa variável como representativa de menor grau de assimetria de informação de uma empresa.

As informações sobre o nível de governança corporativa das empresas podem ser obtidas no endereço eletrônico da Bovespa; as informações sobre empresas brasileiras que emitiram ADRs na Nyse podem ser obtidas no endereço eletrônico da Nyse; e a relação de empresas indicadas ao Troféu Transparência pode ser obtida no endereço eletrônico da Anefac.

Na presença de informação assimétrica, a teoria de *pecking order* prediz que empresas preferirão dívida a ações, caso não possam se financiar com a utilização de recursos internos, devido à menor sensibilidade da dívida aos problemas gerados pela assimetria de informação, ou seja, a relação entre assimetria e endividamento é positiva. Agarwal e O'Hara (2007) e Bharath, Pasquariello e Wu (2009) confirmam que empresas com assimetria de informação mais alta emitem mais títulos de dívida em relação a ações em comparação com empresas com informação assimétrica mais baixa. Nesse sentido, ressalta-se a importância da compreensão do sinal esperado para as variáveis *dummies*. A teoria prevê uma relação positiva entre os atributos assimetria e endividamento, e, para tanto, devemos esperar sinal negativo entre as variáveis utilizadas, pois, nesse caso, quanto mais valor = 1, menor o endividamento, ou seja, quanto menor a assimetria (valor = 1), menor o endividamento, o que confirmaria a relação positiva prevista pela teoria.

No entanto, é possível esperar uma relação ambígua, pois empresas com menor assimetria informacional propiciam maior facilidade de avaliação do seu risco por parte dos credores, o que poderia aumentar a oferta de crédito. Assim, a menor assimetria informacional favoreceria a utilização de dívidas pela redução dos custos de seleção adversa do financiamento externo e pelo aumento da capacidade de financiamento das empresas assim consideradas. Ou seja, a relação esperada entre os atributos assimetria e endividamento seria negativa. Nesse

caso, o sinal esperado entre as variáveis *dummies* e o nível de endividamento seria positivo, indicando que quanto mais valor = 1 (menor assimetria informacional), maior a utilização de dívidas pelas empresas, o que confirmaria a relação negativa esperada entre os atributos.

Além das variáveis *dummies* citadas, utilizou-se uma variável numérica, a qual representa o atributo intensidade de negociação e foi extraída da base de dados Economática, sendo calculada da seguinte forma:

$$PrBolsa \text{ (Presença em bolsa)} = 100 \times \frac{p}{P}$$

onde *p* é número de dias em que houve pelo menos um negócio com a ação dentro do período escolhido; e *P*, número total de dias do período escolhido.

De acordo com Dierkens (1991), é possível esperar uma relação ambígua entre esse atributo e a alavancagem, pois quanto maior a intensidade de negociação de uma empresa, maior o número de informações reveladas sobre ela e menor a assimetria de informação, o que poderia favorecer a emissão de ações. No entanto, se o nível de assimetria informacional determinar a intensidade de negociação, então a intensidade de negociação será relacionada positivamente com a assimetria de informação, o que levaria à emissão de dívidas devido ao maior grau de assimetria informacional.

As variáveis representativas de fatores institucionais utilizadas nesta pesquisa foram sugeridas por Valle (2008) que afirma que o acesso que empresas brasileiras tiveram a fontes diferenciadas de recursos com taxas de juros exclusivas (como as linhas de financiamento provenientes de bancos de desenvolvimento e do crédito rural) representa fatores institucionais. Além de classificar as linhas em diferenciadas e de mercado, o autor classificou-as segundo a sua moeda. Assim, para a análise da composição do endividamento de empresas brasileiras no período de 1997a 2006, Valle (2008) classifica as linhas de financiamento encontradas nas notas explicativas das empresas em quatro categorias:

- linhas diferenciadas em moeda nacional (T_1N);
- linhas diferenciadas em moeda estrangeira (T_1E);
- linhas de mercado em moeda nacional (T_2N);
- linhas de mercado em moeda estrangeira (T_2E).

Como em Valle (2008), a classificação entre tipo 1 (linha diferenciada) e tipo 2 (linha de mercado) é realizada a partir da instituição financiadora, da origem dos recursos e/ou do indexador da operação. Como exemplos de financiamentos tipo 1 encontrados nas notas explicativas das empresas pertencentes à amostra, podem ser citados os que foram classificados a partir:

- Da instituição financiadora: BNDES, Banco de Desenvolvimento de Minas Gerais (BDMG) etc.
- Da origem dos recursos: Fundo de Assistência ao Trabalhador (FAT), Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO), crédito rural etc.
- Do indexador: taxa de juros de longo prazo (TJLP), taxa referencial (TR), taxa das operações de crédito rural etc.

Já a classificação entre moeda nacional e estrangeira é realizada a partir:

- Da separação que as empresas fazem nas próprias notas explicativas entre os dois grupos (financiamentos em moeda nacional e estrangeira).
- Da informação da moeda do financiamento: real, dólar etc.
- Do indexador: Libor, variações cambiais etc.

Após a classificação de todos os financiamentos de cada empresa em uma das quatro categorias, é calculada a participação de cada categoria no total do financiamento, de forma que cada variável assuma valores de 0 a 1 e que a soma das quatro categorias em cada empresa em cada ano totalize 1.

Valle (2008) inclui no modelo de dados em painel apenas as variáveis tipo 1 (linhas diferenciadas) e tipo 2E, e encontra uma relação positiva significativa estatisticamente entre essas variáveis e o nível de endividamento das empresas analisadas. Segundo Valle (2008, p. 92):

[...] pode-se dizer que a variável Tipo 1 é a síntese do elemento institucional e de oferta de recursos no que diz respeito à solução que o país e suas instituições encontraram para contrapor o alto nível de taxa de juros. [...] A variável Tipo 2E, por sua vez, representa o que as empresas conseguiram fazer para sobreviver às altas taxas de juros a partir de alternativas em operações do próprio mercado, independentemente de instituições nacionais.

Portanto, neste estudo, as variáveis representativas de fatores institucionais são as linhas do tipo 1 ($T_{1N} + T_{1E} = T_{1I}$), e as representativas de financiamento em moeda que não a nacional, a linha tipo 2E (T_{2E}).

3.2.3 Variáveis de controle

Além das variáveis dependentes e explicativas mencionadas, foram utilizadas variáveis de controle representativas dos atributos tamanho, tangibilidade, intangibilidade, rentabilidade e risco, os quais são apontados pela literatura como importantes determinantes da estrutura de capital das empresas.

- *Tamanho* (Tam): como variável representativa desse atributo, utiliza-se o logaritmo natural das vendas. Harris e Raviv (1991) argumentam que quanto maior o tamanho, maior é o histórico de crédito da empresa e melhor é a sua reputação, o que reduz o seu custo de captação de recursos financeiros. De acordo com Rajan e Zingales (1995), empresas maiores tendem a ser mais diversificadas e ter menor probabilidade de falência, o que levaria a uma relação positiva entre tamanho e endividamento.
- *Tangibilidade* (Tang): para esse atributo, é utilizada a relação entre o imobilizado (menos a reserva de reavaliação) e o ativo. Segundo Rajan e Zingales (1995) e Frank e Goyal (2003), de acordo com a teoria de *pecking order*, empresas com poucos ativos tangíveis teriam maiores problemas de informação assimétrica e tenderiam a acumular mais dívida com o passar do tempo, tornando-se mais alavancadas. Assim, a relação esperada entre a tangibilidade dos ativos e o nível de endividamento seria negativa. No entanto, uma ideia comum é a de que empresas com mais ativos tangíveis, os quais podem ser usados como garantia (*collateral*) de operações financeiras, têm maior capacidade de financiamento e, assim, são mais alavancadas. Portanto, é possível esperar ambas as relações entre essa variável e o nível de endividamento das empresas.
- *Intangibilidade ou oportunidades de crescimento* (Intan): para o atributo intangibilidade, é utilizada a relação entre a cotação e o valor patrimonial da ação, obtida da Economática. Fama e French (2002) afirmam que no modelo de *trade-off* empresas com grandes oportunidades de investimento são menos alavancadas porque têm maiores incentivos para evitar ineficiências de subinvestimento e substituição de ativos que ocorrem devido a problemas de agência entre acionistas e credores e porque essas empresas precisam menos do papel disciplinador da dívida para controlar problemas gerados pelo excesso de fluxo de caixa livre, assim, o sinal esperado de acordo com a teoria de *trade-off* é negativo. Já no modelo complexo da *pecking order*, o motivo dessa relação negativa é outro: empresas com grandes expectativas de investimento procuram reservar capacidade de financiamento de dívida de baixo risco para investimentos futuros, sendo menos alavancadas.
- *Rentabilidade* (Rent): para esse atributo, utiliza-se a relação entre o lucro antes dos juros (LAJ) e o ativo, onde: $LAJ = \text{lucro líquido} + \text{juros} - \text{juros} \times 0,34$; juros: despesas financeiras, obtidas na demonstração do resultado do exercício (DRE); 0,34: alíquotas de imposto de renda (IR) e contribuição social (CS). De acordo com a teoria de *trade-off*, espera-se uma relação positiva entre rentabilidade e endividamento. Dado que empresas mais rentáveis têm mais lucro tributável a proteger, maior é a utilização de dívida como fonte de financiamento devido ao benefício fiscal obtido por meio

dessa forma de financiamento. Além disso, a utilização de dívida serviria para mitigar problemas de agência entre administradores e acionistas gerados pelo excesso de fluxo de caixa livre. No entanto, a teoria de *pecking order* (MYERS; MAJLUF, 1984; MYERS, 1984) prediz uma relação negativa entre rentabilidade e endividamento, pois empresas mais rentáveis têm mais recursos internos disponíveis para realizar investimentos, e a utilização de recursos internos evitaria problemas gerados pela assimetria de informação, como seleção adversa, além de evitar custos de transação. Logo, é possível esperar ambas as relações entre esse atributo e o nível de endividamento das empresas da amostra.

- *Risco* (Risc): para esse atributo, utiliza-se o beta “desalavancado”, calculado da seguinte forma:

$$Risc = \text{Beta “desalavancado”} = \frac{\text{Beta}}{1 + (1 - 0,34) \times \frac{PO}{PL}}$$

onde PO é passivo oneroso, e PL, patrimônio líquido.

O beta das empresas pode ser obtido do banco de dados Economática, em que seu cálculo é realizado a partir das oscilações da ação. Espera-se uma relação negativa entre risco e endividamento. Myers (1984) afirma que empresas de maior risco tendem a ser menos endividadas, pois quanto maior o risco, maior a probabilidade de *default*, e visto que os custos de dificuldades financeiras são causados pela ameaça de *default*, empresas menos arriscadas tendem a ter maior capacidade de financiamento. Assim sendo, o risco reduz a capacidade de financiamento das empresas e aumenta o seu custo.

3.3 TRATAMENTO DOS DADOS

Para a verificação da relação existente entre assimetria de informação, fatores institucionais e estrutura de capital, foram realizadas análises descritivas (*software* SPSS) e análises de dados em painel (*software* Stata). Pelas características e dimensão da amostra (diversas empresas analisadas ao longo de um período), considera-se adequada a metodologia de análise de dados em painel, a qual tem dimensões de séries temporais e *cross-section*, permitindo analisar relações dinâmicas no tempo e no espaço (WOOLDRIDGE, 2006).

Dois métodos comuns para estimar modelos de dados em painel com efeitos não observados são os métodos de efeitos fixos e efeitos aleatórios. De acordo com Wooldridge (2006), o modelo de efeitos fixos é diretamente aplicado a painéis não equilibrados (conjuntos de dados que não apresentam alguns anos

em algumas unidades do corte transversal), porém assume-se que os motivos pelos quais alguns períodos de tempo estão faltando não são sistematicamente relacionados aos erros idiossincráticos (u_{it}). Já no modelo de efeitos aleatórios, assume-se que o efeito não observado (a_i) é não correlacionado com todas as variáveis explicativas (x_{it}).

O modelo de efeitos fixos permite que o intercepto varie para cada observação, levando em conta a natureza específica da empresa, porém considera-se que os coeficientes angulares são constantes entre elas. O estimador de efeitos fixos considera uma correlação arbitrária entre a_i (características não observadas de cada empresa) e as variáveis explicativas em qualquer período. A equação pode ser escrita da seguinte forma:

$$y_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 x_{it1} + \dots + \beta_k x_{itk} + u_{it}, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

O modelo de efeitos aleatórios é útil quando se considera que a_i é não correlacionado com x_{it} ao longo do tempo. Assim, a_i pode ser deixado no termo de erro composto (v_{it}). Dessa forma, a equação pode ser escrita como:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it1} + \dots + \beta_k x_{itk} + v_{it}$$

onde $v_{it} = a_i + u_{it}$, β_0 é o intercepto, e β_k é o coeficiente angular da reta de regressão.

Uma forma de decidir entre os modelos é comparar as estimativas dos métodos de efeitos fixos e de efeitos aleatórios, com o propósito de verificar se existe correlação entre os fatores não observados e as variáveis explicativas, assumindo que os erros idiossincráticos e as variáveis explicativas são não correlacionados ao longo do tempo. Para tanto, aplica-se o teste de Hausman, em que a hipótese nula a ser testada é se a diferença entre os coeficientes dos efeitos fixos e aleatórios não é sistemática. Visto que o modelo de efeitos fixos seria consistente quando a_i e x_{it} fossem correlacionados, mas o modelo de efeitos aleatórios seria inconsistente, uma diferença estatística significativa é interpretada como evidência contra a suposição de efeitos aleatórios. Assim, caso haja diferença significativa entre os dois modelos, tal diferença é interpretada como uma evidência em favor da estimação por efeitos fixos, rejeitando-se a hipótese nula (WOOLDRIDGE, 2006).

Inicialmente foram elaborados dois modelos, em que a relação entre assimetria informacional, fatores institucionais e estrutura de capital pode ser descrita pelas seguintes equações:

$$(D_t) = f(\text{variáveis de controle}_{t-1}, IA_{t-1}) \quad (\text{modelo I})$$

onde D_t é o nível de endividamento no tempo t ; e IA_{t-1} , a variável representativa de assimetria de informação no tempo $t-1$. As variáveis explicativas de controle também são colocadas no tempo $t-1$.

$$(D_t) = f(\text{variáveis de controle}_{t-1}, \text{Tipos}_{t-1}) \quad (\text{modelo II})$$

onde D_t é o nível de endividamento no tempo t e Tipos_{t-1} são as variáveis representativas de fatores institucionais (tipos de financiamento) no tempo $t-1$. As variáveis explicativas de controle também são colocadas no tempo $t-1$.

Após a elaboração desses modelos e análise dos coeficientes obtidos, fora construído um terceiro modelo contendo as variáveis representativas de assimetria informacional e de fatores institucionais, com o objetivo de verificar se a presença desses fatores modifica a significância estatística da assimetria informacional no modelo I. Assim, o terceiro modelo é representado pela seguinte equação:

$$(D_t) = f(\text{variáveis de controle}_{t-1}, IA_{t-1}, \text{Tipos}_{t-1}) \quad (\text{modelo III})$$

onde D_t é o nível de endividamento no tempo t ; IA_{t-1} , a variável representativa de assimetria de informação no tempo $t-1$, e Tipos_{t-1} , as variáveis representativas de fatores institucionais (tipos de financiamento) no tempo $t-1$. As variáveis explicativas de controle também são colocadas no tempo $t-1$.

Com o intuito de evitar interpretações equivocadas dos coeficientes obtidos, é analisada a possível existência de multicolinearidade por meio do coeficiente de correlação de Pearson (r) entre as variáveis explicativas, e, dada a possibilidade de existência de heteroscedasticidade e autocorrelação dos resíduos, utilizou-se a correção de Newey-West dos desvios padrão dos coeficientes (NEWKEY; WEST, 1987).

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis dependentes e explicativas. Observa-se que o nível médio de endividamento (PO/A) das empresas da amostra no período de 1997 a 2007 é de 28,47%, sendo utilizados mais recursos de longo prazo (POlp/A), com média de 15,32%, contra 13,16% de endividamento de curto prazo (POcp/A). Também é notável que grande parte dos recursos captados pelas empresas provém de linhas de mercado em moeda estrangeira – T_2E (43,74%) – e de linhas diferenciadas em moeda nacional e estrangeira – T_1 (32,89%), o que aponta para o fato de essas linhas oferecerem taxas de juros mais atrativas para as operações de financiamento, constituindo, assim, as linhas de maior preferência pelas empresas da amostra.

TABELA 1

ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

| VARIÁVEL | Nº DE OBSERVAÇÕES | MÍNIMO | MÁXIMO | MÉDIA | DESVIO PADRÃO |
|----------|-------------------|---------|----------|---------|---------------|
| POcp/A | 771 | 0,0000 | 0,5900 | 0,1316 | 0,0905 |
| POlp/A | 771 | 0,0000 | 0,6700 | 0,1532 | 0,1173 |
| PO/A | 771 | 0,0000 | 0,8100 | 0,2847 | 0,1537 |
| Tam | 857 | 6,5300 | 18,9500 | 13,2059 | 1,6629 |
| Tang | 857 | 0,0000 | 0,8000 | 0,3819 | 0,1545 |
| Intan | 667 | 0,0300 | 87,4000 | 0,6755 | 4,3824 |
| Rent | 856 | -1,1100 | 0,64000 | 0,0672 | 0,1268 |
| Risc | 600 | -0,2500 | 1,4600 | 0,3483 | 0,2390 |
| T_1N | 857 | 0,0000 | 1,0000 | 0,2841 | 0,2727 |
| T_1E | 857 | 0,0000 | 0,7200 | 0,0448 | 0,1137 |
| T_2N | 857 | 0,0000 | 1,0000 | 0,2337 | 0,3048 |
| T_2E | 857 | 0,0000 | 1,0000 | 0,4374 | 0,3107 |
| T_1 | 857 | 0,0000 | 1,0000 | 0,3289 | 0,2866 |
| PrBolsa | 847 | 0,0000 | 100,0000 | 46,1690 | 41,6590 |

PO: passivo oneroso; POcp: passivo oneroso de curto prazo; POlp: passivo oneroso de longo prazo; A: ativo; Tam: tamanho; Tang: tangibilidade; Intan: intangibilidade; Rent: rentabilidade; Risc: risco; T_1N: linhas diferenciadas em moeda nacional; T_1E: linhas diferenciadas em moeda estrangeira; T_2N: linhas de mercado em moeda nacional; T_2E: linhas de mercado em moeda estrangeira; T_1: linhas diferenciadas em moeda nacional e estrangeira; PrBolsa: presença em bolsa.

Fonte: Dados da pesquisa.

Adicionalmente, foram realizadas análises de correlações de Pearson (r) para investigar a possível existência de multicolinearidade entre as variáveis explicativas. Os dados foram tratados por meio do *software* SPSS, o qual já fornece o resultado do teste t para a significância dos coeficientes. Na Tabela 2, é possível verificar que não existe alta correlação significativa entre a maior parte das variáveis explicativas, o que diminui a probabilidade de ocorrência de multicolinearidade entre essas variáveis. As maiores correlações encontradas ocorrem entre as variáveis T_1N e T_2E (-45,9%), T_1 e T_2E (-48,2%), Tam e PrBolsa (58,9%) e T_1 e T_1N (91,8%). No entanto, esta última correlação ocorre pelo fato de a variável T_1N compor a variável T_1, no entanto essas variáveis não são utilizadas no mesmo modelo de dados em painel.

TABELA 2

CORRELAÇÃO ENTRE AS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS

| | | TAM | TANG | INTAN | RENT | RISC | T_1N | T_1E | T_2N | T_2E | T_1 | PRBOLSA |
|-------|-----------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|-----|---------|
| Tam | Pearson Corr. | 1,000 | | | | | | | | | | |
| | Sig. (2-tailed) | | | | | | | | | | | |
| | N | 857 | | | | | | | | | | |
| Tang | Pearson Corr. | 0,067 | 1,000 | | | | | | | | | |
| | Sig. (2-tailed) | 0,051 | | | | | | | | | | |
| | N | 857 | 857 | | | | | | | | | |
| Intan | Pearson Corr. | 0,078 | -0,105 | 1,000 | | | | | | | | |
| | Sig. (2-tailed) | 0,044 | 0,006 | | | | | | | | | |
| | N | 666 | 666 | 667 | | | | | | | | |
| Rent | Pearson Corr. | 0,389 | -0,065 | 0,054 | 1,000 | | | | | | | |
| | Sig. (2-tailed) | 0,000 | 0,058 | 0,166 | | | | | | | | |
| | N | 856 | 856 | 665 | 856 | | | | | | | |
| Risc | Pearson Corr. | 0,077 | 0,025 | -0,158 | -0,009 | 1,000 | | | | | | |
| | Sig. (2-tailed) | 0,058 | 0,549 | 0,000 | 0,818 | | | | | | | |
| | N | 600 | 600 | 557 | 599 | 600 | | | | | | |
| T_1N | Pearson Corr. | -0,140 | -0,003 | -0,074 | 0,084 | 0,005 | 1,000 | | | | | |
| | Sig. (2-tailed) | 0,000 | 0,936 | 0,058 | 0,014 | 0,908 | | | | | | |
| | N | 856 | 856 | 666 | 855 | 599 | 857 | | | | | |
| T_1E | Pearson Corr. | 0,067 | 0,086 | 0,021 | 0,086 | -0,070 | -0,082 | 1,000 | | | | |
| | Sig. (2-tailed) | 0,051 | 0,011 | 0,594 | 0,012 | 0,086 | 0,016 | | | | | |
| | N | 856 | 856 | 666 | 855 | 599 | 857 | 857 | | | | |
| T_2N | Pearson Corr. | -0,288 | -0,101 | 0,089 | -0,363 | -0,102 | -0,396 | -0,181 | 1,000 | | | |
| | Sig. (2-tailed) | 0,000 | 0,003 | 0,022 | 0,000 | 0,012 | 0,000 | 0,000 | | | | |
| | N | 856 | 856 | 666 | 855 | 599 | 857 | 857 | 857 | | | |
| T_2E | Pearson Corr. | 0,381 | 0,070 | -0,019 | 0,249 | 0,115 | -0,459 | -0,116 | -0,566 | 1,000 | | |
| | Sig. (2-tailed) | 0,000 | 0,042 | 0,623 | 0,000 | 0,005 | 0,000 | 0,001 | 0,000 | | | |
| | N | 856 | 856 | 666 | 855 | 599 | 857 | 857 | 857 | 857 | | |

(continua)

TABELA 2 (CONCLUSÃO)

CORRELAÇÃO ENTRE AS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS

| | | TAM | TANG | INTAN | RENT | RISC | T_1N | T_1E | T_2N | T_2E | T_1 | PRBOLSA |
|---------|-----------------|--------|--------|--------|-------|--------|--------|-------|--------|--------|--------|---------|
| T_1 | Pearson Corr. | -0,107 | 0,032 | -0,062 | 0,144 | -0,026 | 0,918 | 0,319 | -0,449 | -0,482 | 1,000 | |
| | Sig. (2-tailed) | 0,002 | 0,353 | 0,113 | 0,001 | 0,518 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | | |
| | N | 856 | 856 | 666 | 855 | 599 | 857 | 857 | 857 | 857 | 857 | |
| PrBolsa | Pearson Corr. | 0,589 | -0,018 | -0,011 | 0,223 | 0,176 | -0,057 | 0,098 | -0,208 | 0,221 | -0,017 | 1,000 |
| | Sig. (2-tailed) | 0,000 | 0,622 | 0,792 | 0,000 | 0,000 | 0,109 | 0,006 | 0,000 | 0,000 | 0,641 | |
| | N | 797 | 797 | 607 | 796 | 557 | 796 | 796 | 796 | 796 | 796 | 847 |

Correlação significativa no nível de 0,01; correlação significativa no nível de 0,05; Tam: tamanho; Tang: tangibilidade; Intan: intangibilidade; Rent: rentabilidade; Risc: risco; T_1N: linhas diferenciadas em moeda nacional; T_1E: linhas diferenciadas em moeda estrangeira; T_2N: linhas de mercado em moeda nacional; T_2E: linhas de mercado em moeda estrangeira; T_1: linhas diferenciadas em moeda nacional e estrangeira; PrBolsa: presença em bolsa.

Fonte: Dados da pesquisa.

Após essas análises iniciais, foram realizadas análises de dados em painel, cujos resultados são apresentados nas tabelas a seguir. Optou-se por construir três modelos para cada variável dependente analisada. Assim, no primeiro modelo, estão presentes, além das variáveis de controle, variáveis representativas do atributo assimetria informacional como variáveis explicativas dos níveis de endividamento (curto prazo, longo prazo e total). No segundo modelo, estão presentes, além das variáveis de controle, variáveis representativas de fatores institucionais (tipos de financiamento) como variáveis explicativas dos níveis de endividamento. Por meio da análise desses dois primeiros modelos, é possível verificar a significância individual de ambos, assimetria informacional e fatores institucionais, na determinação da estrutura de capital das empresas. Finalmente, no terceiro modelo, incorporam-se às variáveis explicativas do primeiro modelo variáveis representativas de fatores institucionais (tipos de financiamento) com o intuito de verificar se na presença dessas variáveis a assimetria informacional altera seus coeficientes e sua significância na determinação da estrutura de capital das empresas analisadas.

Decidiu-se pelo método de efeitos fixos devido aos resultados obtidos com o teste de Hausman para os modelos e também porque esse método considera que as características não observadas de cada empresa são correlacionadas com as variáveis explicativas em qualquer período, sendo esta uma consideração importante dada a impossibilidade de construção de um modelo que contenha todas as características individuais que possam afetar a análise do nível de endividamento das empresas da amostra.

Considera-se que as variáveis representativas do mesmo atributo, assimetria de informação, podem ser trabalhadas num mesmo modelo, visto que elas também podem representar diversos atributos diferentes. De acordo com Titman e Wessels (1988, p. 1):

Frequentemente há diversas *proxies* possíveis para representar um atributo em particular [...] Frequentemente é difícil encontrar medidas para representar um atributo em particular que não estejam relacionadas a outros atributos que são de interesse. Assim, as variáveis *proxies* selecionadas podem estar mensurando o efeito de diversos atributos diferentes.

Na Tabela 3, estão os resultados do modelo I (variáveis de controle e de assimetria informacional); na 4, os resultados do modelo II (variáveis de controle e de fatores institucionais); e na 5, os resultados do modelo III (modelo I com fatores institucionais).

TABELA 3

OUTPUT PARA REGRESSÃO COM EFEITO FIXO – MODELO I

| VARIÁVEIS INDEPENDENTES | VARIÁVEIS DE CONTROLE COM VARIÁVEIS DE ASSIMETRIA INFORMACIONAL (MODELO 1) | | | | | | | | |
|-------------------------|--|--------------|--------------|-----------------------------|--------------|--------------|---------------------------|--------------|--------------|
| | VARIÁVEL DEPENDENTE | | | VARIÁVEL DEPENDENTE: POLP/A | | | VARIÁVEL DEPENDENTE: PO/A | | |
| | COEF. | P-VALUE (EF) | P-VALUE (NW) | COEF. | P-VALUE (EF) | P-VALUE (NW) | COEF. | P-VALUE (EF) | P-VALUE (NW) |
| Tamanho | -0,03555 | 0,000 | 0,000 | 0,03357 | 0,000 | 0,003 | -0,00199 | 0,858 | 0,881 |
| Tangibilidade | 0,11259 | 0,041 | 0,014 | 0,17428 | 0,004 | 0,007 | 0,28678 | 0,000 | 0,000 |
| Intangibilidade | -0,00092 | 0,239 | 0,008 | -0,00042 | 0,627 | 0,662 | -0,00134 | 0,187 | 0,121 |
| Rentabilidade | -0,06241 | 0,185 | 0,197 | -0,13855 | 0,008 | 0,017 | -0,20101 | 0,001 | 0,001 |
| Risco | -0,08674 | 0,000 | 0,000 | -0,05103 | 0,014 | 0,021 | -0,13795 | 0,000 | 0,000 |
| DGC | -0,02783 | 0,022 | 0,020 | -0,1345 | 0,312 | 0,407 | -0,04128 | 0,009 | 0,024 |
| DTransp | -0,01914 | 0,333 | 0,270 | -0,02946 | 0,175 | 0,171 | -0,04859 | 0,059 | 0,064 |
| DNYSE | 0,00358 | 0,879 | 0,872 | 0,03697 | 0,153 | 0,078 | 0,04054 | 0,185 | 0,135 |
| PrBolsa | 0,00018 | 0,505 | 0,502 | 0,00026 | 0,390 | 0,545 | 0,00044 | 0,215 | 0,362 |
| Constante | 0,60216 | 0,000 | | -0,34279 | 0,011 | | 0,25969 | 0,101 | |
| nº Observações | 455 | | | 455 | | | 455 | | |
| Prob > F | 0,0000 | | | 0,0000 | | | 0,0000 | | |
| R² | 0,1955 | | | 0,0999 | | | 0,1894 | | |

Coef.: coeficientes; *p-value* (EF): nível de significância do coeficiente para regressão com efeito fixo; *p-value* (NW): nível de significância do coeficiente para regressão com efeito fixo e correção para heterocedasticidade e autocorrelação pelo método Newey-West; Prob>F: nível de significância do modelo; R²: coeficiente de explicação do modelo.

Fonte: Dados da pesquisa.

Quando se analisam os resultados do modelo I para os níveis de endividamento das empresas, é possível destacar alguns pontos principais. A estatística das regressões mostrou-se significativa em todos os modelos (*p-value* da estatística $F < 0,05$), e o poder explicativo do modelo é significativo em todas as análises, ficando em torno de 19% para as análises de curto prazo e endividamento total e em torno de 10% para a análise de longo prazo. Também verifica-se que, dentre as variáveis de controle utilizadas, as que se mostraram mais significativas, estatística e economicamente, foram as variáveis *tamanho*, *tangibilidade*, *rentabilidade* e *risco*.

O sinal obtido com a variável tamanho é negativo nas análises de curto prazo, indicando que empresas menores se endividam mais no curto prazo que empresas maiores. Na análise de longo prazo, o sinal encontrado é positivo, indicando que empresas maiores utilizam mais recursos de longo prazo como forma de financiamento.

A variável tangibilidade apresenta sinal positivo, indicando que quanto maior a proporção de ativos tangíveis (ativos que podem ser dados em garantia de operações financeiras), maior o nível de endividamento das empresas. Já as variáveis rentabilidade e risco apresentaram sinais negativos, consistentes com a literatura existente. O sinal obtido com a variável rentabilidade corrobora a teoria de *pecking order*, em que empresas mais rentáveis têm mais recursos internos para financiar seus investimentos e necessitam menos de recursos externos, apresentando menor nível de endividamento que as demais. Ressalta-se que apenas no curto prazo a rentabilidade não se mostrou significativa estatisticamente. A variável risco também apresenta o sinal esperado, em que empresas mais arriscadas são menos endividadas que as demais, o que ocorre devido à sua maior probabilidade de *default* e, consequente, maior custo de captação e menor capacidade de endividamento. Já a variável intangibilidade não se mostrou significativa estatística e/ou economicamente nas análises.

Dentre as variáveis representativas do atributo assimetria informacional, a variável DGC (empresas que aderiram a qualquer nível de governança corporativa da Bovespa) foi a mais significativa estatística e economicamente nas análises de curto prazo e endividamento total, apresentando sinal negativo, o que indica que quanto menor a assimetria informacional (valor = 1), menor o nível de endividamento das empresas analisadas. Esse resultado apoia a teoria de *pecking order*, em que empresas com menor grau de assimetria de informação são menos endividadas que as demais, pois poderiam captar recursos por meio da emissão de ações caso necessitassem de recursos externos para financiar seus investimentos, visto que enfrentariam menores custos de seleção adversa (como subprecificação de suas ações) por terem menor assimetria informacional.

TABELA 4

OUTPUT PARA REGRESSÃO COM EFEITO FIXO – MODELO II

| VARIÁVEIS INDEPENDENTES | VARIÁVEIS DE CONTROLE COM VARIÁVEIS DE ASSIMETRIA INFORMACIONAL (MODELO 1) | | | | | | | | |
|-------------------------|--|--------------|--------------|-----------------------------|--------------|--------------|---------------------------|--------------|--------------|
| | VARIÁVEL DEPENDENTE | | | VARIÁVEL DEPENDENTE: POLP/A | | | VARIÁVEL DEPENDENTE: PO/A | | |
| | COEF. | P-VALUE (EF) | P-VALUE (NW) | COEF. | P-VALUE (EF) | P-VALUE (NW) | COEF. | P-VALUE (EF) | P-VALUE (NW) |
| Tamanho | -0,04620 | 0,000 | 0,000 | 0,02159 | 0,004 | 0,006 | -0,02461 | 0,006 | 0,008 |
| Tangibilidade | 0,11138 | 0,029 | 0,007 | 0,16138 | 0,005 | 0,007 | 0,27264 | 0,000 | 0,000 |
| Intangibilidade | -0,00106 | 0,155 | 0,004 | -0,00044 | 0,592 | 0,625 | -0,00150 | 0,130 | 0,076 |
| Rentabilidade | -0,06943 | 0,127 | 0,150 | -0,15305 | 0,003 | 0,007 | -0,22262 | 0,000 | 0,000 |
| Risco | -0,08342 | 0,000 | 0,000 | -0,06517 | 0,001 | 0,002 | -0,14879 | 0,000 | 0,000 |
| T_1 | 0,05262 | 0,024 | 0,043 | 0,03639 | 0,161 | 0,152 | 0,08934 | 0,004 | 0,010 |
| T_2E | 0,02813 | 0,213 | 0,304 | 0,02311 | 0,358 | 0,357 | 0,05167 | 0,086 | 0,126 |
| Constante | 0,72276 | 0,000 | | -0,17593 | 0,123 | | 0,54666 | 0,000 | |
| nº Observações | 492 | | | 492 | | | 492 | | |
| Prob > F | 0,0000 | | | 0,0000 | | | 0,0000 | | |
| R ² | 0,2051 | | | 0,0866 | | | 0,2109 | | |

Coef.: coeficientes; *p-value* (EF): nível de significância do coeficiente para regressão com efeito fixo; *p-value* (NW): nível de significância do coeficiente para regressão com efeito fixo e correção para heterocedasticidade e autocorrelação pelo método Newey-West; Prob>F: nível de significância do modelo; R²: coeficiente de explicação do modelo.

Fonte: Dados da pesquisa.

A análise do modelo II também permite verificar que a estatística das regressões mostrou-se significativa em todos os modelos, e o poder explicativo do modelo é significativo em todas as análises, ficando em torno de 21% para as análises de curto prazo e endividamento total e em torno de 9% para a análise de longo prazo. Também se verifica que, dentre as variáveis de controle utilizadas, as variáveis *tamanho*, *tangibilidade*, *rentabilidade* e *risco* continuam apresentando os sinais encontrados no modelo I. A variável *rentabilidade* continua não apresentando significância estatística apenas no curto prazo, e a variável *intangibilidade* continua não apresentando significância econômica em todos os modelos.

Dentre as variáveis representativas do atributo fatores institucionais, a variável tipo 1 (linhas diferenciadas em moeda nacional e estrangeira) foi a mais significativa estatística e economicamente nas análises de curto prazo e endividamento total, apresentando sinal positivo. O sinal encontrado indica que quanto maior a disponibilidade de linhas desse tipo, maior a utilização dessa opção pelas empresas, indicando a importância desse fator, que pode ser considerado

a síntese do elemento institucional e de oferta de recursos no mercado financeiro de crédito brasileiro, na estrutura de capital das empresas analisadas. Esse resultado corrobora o resultado encontrado por Valle (2008).

TABELA 5

OUTPUT PARA REGRESSÃO COM EFEITO FIXO – MODELO III

| VARIÁVEIS INDEPENDENTES | VARIÁVEIS DE CONTROLE COM VARIÁVEIS DE ASSIMETRIA INFORMACIONAL (MODELO 1) | | | | | | | | |
|-------------------------|--|--------------|--------------|-----------------------------|--------------|--------------|---------------------------|--------------|--------------|
| | VARIÁVEL DEPENDENTE | | | VARIÁVEL DEPENDENTE: POLP/A | | | VARIÁVEL DEPENDENTE: PO/A | | |
| | COEF. | P-VALUE (EF) | P-VALUE (NW) | COEF. | P-VALUE (EF) | P-VALUE (NW) | COEF. | P-VALUE (EF) | P-VALUE (NW) |
| Tamanho | -0,03475 | 0,000 | 0,000 | 0,03197 | 0,001 | 0,005 | -0,00278 | 0,805 | 0,837 |
| Tangibilidade | 0,11606 | 0,037 | 0,012 | 0,17845 | 0,004 | 0,006 | 0,29432 | 0,000 | 0,000 |
| Intangibilidade | -0,00089 | 0,257 | 0,010 | -0,00046 | 0,597 | 0,635 | -0,00135 | 0,187 | 0,122 |
| Rentabilidade | -0,06361 | 0,185 | 0,206 | -0,12866 | 0,015 | 0,030 | -0,19239 | 0,002 | 0,002 |
| Risco | -0,08880 | 0,000 | 0,000 | -0,04762 | 0,023 | 0,035 | -0,13661 | 0,000 | 0,000 |
| DGC | -0,02591 | 0,034 | 0,030 | -0,01382 | 0,303 | 0,410 | -0,03975 | 0,013 | 0,033 |
| DTransp | -0,01848 | 0,351 | 0,281 | -0,02987 | 0,170 | 0,163 | -0,04835 | 0,061 | 0,066 |
| DNYSE | 0,00008 | 0,997 | 0,997 | 0,04016 | 0,125 | 0,061 | 0,04023 | 0,193 | 0,146 |
| PrBolsa | 0,00023 | 0,415 | 0,417 | 0,00023 | 0,411 | 0,583 | 0,00046 | 0,202 | 0,345 |
| T_1 | -0,01732 | 0,453 | 0,543 | -0,01119 | 0,659 | 0,653 | -0,02814 | 0,348 | 0,395 |
| T_2E | 0,00561 | 0,796 | 0,836 | -0,02354 | 0,324 | 0,326 | -0,01778 | 0,529 | 0,556 |
| Constante | 0,59138 | 0,000 | | -0,30851 | 0,026 | | 0,28299 | 0,084 | |
| nº Observações | 455 | | | 455 | | | 455 | | |
| Prob > F | 0,0000 | | | 0,0000 | | | 0,0000 | | |
| R² | 0,1988 | | | 0,1024 | | | 0,1913 | | |

Coef.: coeficientes; *p-value* (EF): nível de significância do coeficiente para regressão com efeito fixo; *p-value* (NW): nível de significância do coeficiente para regressão com efeito fixo e correção para heterocedasticidade e autocorrelação pelo método Newey-West; Prob>F: nível de significância do modelo; R2: coeficiente de explicação do modelo.

Fonte: Dados da pesquisa.

A estatística das regressões também se mostrou significativa em todos as análises do modelo III, já que o poder explicativo do modelo fica em torno de 19% para as análises de curto prazo e endividamento total e em torno de 10% para a análise de longo prazo.

Dentre as variáveis de controle, ressalta-se novamente a persistência dos sinais encontrados para as variáveis *tamanho*, *tangibilidade*, *rentabilidade* e *risco*.

A variável tamanho continua apresentado sinal negativo na análise de curto prazo, indicando que empresas menores são mais alavancadas no curto prazo.

Titman e Wessels (1988) afirmam que os custos de captação de dívidas de longo prazo são maiores para empresas menores, sugerindo que estas utilizam mais dívida de curto prazo que empresas maiores. Já na análise de longo prazo, a relação encontrada é positiva, indicando que empresas maiores são mais endividadas no longo prazo. Titman e Wessels (1988) e Rajan e Zingales (1995) argumentam que empresas maiores tendem a ser mais diversificadas e ter menor probabilidade de falência, levando a uma relação positiva entre tamanho e endividamento.

A variável tangibilidade mantém o sinal positivo encontrado nas análises anteriores, indicando que empresas com maior proporção de ativos tangíveis são mais endividadas que as demais. Segundo Rajan e Zingales (1995), quanto maior a proporção de ativos tangíveis, menor o risco de credores enfrentarem os custos de agência da dívida e também maior a sua possibilidade de reter maior valor da empresa no caso de uma liquidação, o que favorece a captação de recursos e o aumento do nível de endividamento de empresas com maior índice de tangibilidade. Ao estudar a estrutura de capital de empresas brasileiras, Valle (2008) também encontra resultados satisfatórios para a variável tangibilidade e ressalta o importante papel dos ativos penhoráveis no financiamento das empresas brasileiras como mitigadores de conflitos de agência, afirmando que esses ativos, uma vez cedidos em garantia, têm o seu uso ou transferência limitados e nova cessão impedida, além de terem mais fácil realização no caso de uma liquidação.

A variável rentabilidade também mantém o sinal negativo encontrado anteriormente, em todas as análises. Essa relação, além de confirmar o esperado de acordo com a teoria de *pecking order*, talvez reflita as próprias características do mercado brasileiro, de taxas de juros elevadas e escassez de financiamentos de longo prazo, fazendo com que as empresas prefiram se financiar com recursos próprios quando disponíveis. Brito e Silva (2005), Nakamura et al. (2007) e David, Nakamura e Bastos (2008) analisaram a estrutura de capital de companhias abertas brasileiras e também encontraram uma relação negativa entre rentabilidade e nível de endividamento, o que sugere que a utilização de dívida ocorre após a exaustão de recursos internos disponíveis.

A variável risco também mantém o sinal negativo encontrado nas análises anteriores, indicando que empresas mais arriscadas são menos alavancadas que as demais. Brito e Lima (2005) e Valle (2008) também encontraram uma relação negativa entre risco e alavancagem ao estudarem empresas brasileiras, colaborando com os resultados obtidos nesta pesquisa. Já a variável intangibilidade continua não apresentando significância estatística e/ou econômica em todas as análises.

Finalmente, como resposta ao objetivo proposto nesta pesquisa, cabe analisar a significância estatística e econômica da assimetria informacional no modelo III, após a inclusão das variáveis tipos, as quais representam fatores

institucionais brasileiros. Como verificado, a variável representativa de menor assimetria informacional que se mostrou significativa no modelo I para as análises de curto prazo e endividamento total (variável DGC) não perde significância estatística e econômica após a inclusão de fatores institucionais, o que ocorre com a variável tipo 1, a qual perde significância estatística e econômica. Assim sendo, aceita-se a hipótese metodológica de pesquisa, segundo a qual a assimetria de informação constitui um dos determinantes da estrutura de capital de empresas brasileiras, mesmo na presença de fatores institucionais.

Esse resultado evidencia a importância da assimetria informacional na determinação da estrutura de capital de empresas brasileiras. O sinal encontrado permanece negativo, ratificando a relação encontrada anteriormente no modelo I, em que empresas com menor assimetria informacional (valor = 1) são menos endividadas que as demais. Como mencionado, esse resultado está de acordo com a teoria de *pecking order*, em que essas empresas seriam menos endividadas, pois teriam a oportunidade de captar recursos por meio da emissão de ações, visto que a menor assimetria informacional levaria à redução dos custos de seleção de adversa.

No entanto, é necessário verificar se esse resultado foi gerado pelas próprias variáveis *proxies* utilizadas para representar o atributo assimetria informacional. Assim, ratifica-se a importância da utilização de outras variáveis representativas de assimetria informacional, buscando confirmar os resultados aqui obtidos.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo principal deste trabalho foi analisar se a presença de importantes fatores institucionais brasileiros, como o acesso a fontes e linhas diferenciadas de financiamento, afeta a significância estatística e econômica da assimetria informacional, principal pressuposto da teoria de *pecking order*, na determinação da estrutura de capital de empresas brasileiras. De acordo com a referida teoria, as empresas deveriam preferir financiamento interno a externo e, caso a utilização de recursos externos fosse necessária, deveriam preferir a emissão de dívida à emissão de ações, com o intuito de mitigar os problemas gerados pela assimetria informacional (seleção adversa e risco moral). Assim sendo, espera-se que empresas mais rentáveis apresentem menores níveis de endividamento.

Como principais resultados, encontra-se que o nível médio de endividamento (PO/A) das empresas da amostra no período de 1997 a 2007 foi de 28,47%, sendo utilizados mais recursos de longo prazo. Já nas análises de dados em painel, destacam-se os resultados obtidos com as variáveis de controle tamanho, tangibilidade, rentabilidade e risco, além dos resultados obtidos com as variáveis

explicativas tipo I (linhas diferenciadas), representativa de fatores institucionais, e DGC (empresas que aderiram a qualquer nível de governança corporativa da Bovespa), representativa de menor assimetria informacional.

A variável tamanho apresentou sinal negativo no curto prazo, indicando que empresas menores são mais alavancadas no curto prazo. Já no longo prazo, apresentou sinal positivo, confirmando que empresas maiores se endividam mais no longo prazo. A variável tangibilidade apresentou sinal positivo, indicando que quanto maior a proporção de ativos tangíveis, maior o nível de endividamento das empresas. Já as variáveis rentabilidade e risco apresentaram sinais negativos. O sinal obtido com a variável rentabilidade confirma o esperado a partir da teoria de *pecking order*, em que empresas mais rentáveis têm mais recursos internos para financiar seus investimentos e, conseqüentemente, são menos endividadas que as demais, e o sinal obtido com a variável risco indica que empresas consideradas de maior risco são menos endividadas que as demais.

Entre as variáveis explicativas, destacam-se os resultados obtidos com as variáveis tipo I e DGC. Nas análises do modelo II, a variável tipo I apresentou sinal positivo, indicando que quanto maior a disponibilidade de linhas diferenciadas, maior a utilização dessa opção pelas empresas. Já a variável *dummy* DGC apresentou sinal negativo, nas análises dos modelos I e III, indicando que empresas consideradas com menor grau de assimetria informacional (valor = 1) são menos alavancadas.

Em resposta à questão investigada e ao objetivo proposto nesta pesquisa, os resultados obtidos com a variável DGC indicam que a assimetria informacional não perde significância estatística e econômica após a inclusão de fatores institucionais no modelo de dados em painel, o que ocorre com a variável tipo I no modelo III, levando à confirmação da hipótese de pesquisa. Assim sendo, por meio dos resultados obtidos nos modelos, é possível afirmar que *a assimetria informacional constitui um dos determinantes da estrutura de capital das empresas brasileiras analisadas mesmo na presença de fatores institucionais, como linhas diferenciadas de financiamento*. Esse resultado evidencia a importância da assimetria informacional nas decisões de financiamento de empresas brasileiras. O sinal negativo encontrado apoia a teoria de *pecking order*, em que essas empresas seriam menos endividadas devido à possibilidade de captar recursos por meio da emissão de ações.

Ressalta-se que as *proxies* utilizadas para representar o atributo assimetria informacional constituem uma limitação da pesquisa. Em razão disso, sugere-se, para trabalhos futuros, a utilização de outras variáveis para verificar a consistência dos resultados aqui encontrados, bem como a análise da influência da assimetria informacional sobre o custo de captação de empresas brasileiras, com o intuito de verificar se empresas consideradas com menor assimetria informa-

cional conseguem captar recursos a taxas de juros mais atrativas, o que poderia contrariar a ordem de preferência por tipos de financiamento estabelecida na teoria explorada nesta pesquisa.

INSTITUTIONAL FACTORS AND INFORMATION ASYMMETRY: INFLUENCE ON THE CAPITAL STRUCTURE OF BRAZILIAN FIRMS

ABSTRACT

The main objective of this paper is to analyze if the presence of important Brazilian institutional factors, such as the access to sources and different financing lines of credit, affects the economic and statistical significance of the information asymmetry, main assumption of the pecking order theory, in the determination of Brazilian firms' capital structure. In order to do so we used control variables, variables representing institutional factors and information asymmetry in a panel data regarding Brazilian firms in industrial sectors traded in Bovespa, in the period 1997-2007. The most important result found is that the variables size, tangibility, profitability and risk are important determinants of capital structure of the analyzed firms, also the significant participation of different lines in the indebtedness of these firms. In response to the objective of the research, it is observed that the information asymmetry does not lose economic and statistical significance in the proposed model, after inclusion of variables representing institutional factors, which highlights the importance of information asymmetry in determining the capital structure of Brazilian firms. The negative sign found supports the pecking order theory, where these companies would be less in debt due to the possibility of raising funds by issuing shares. It is emphasized that the proxies used to represent the attribute information asymmetry constitute a limitation of the research, being suggested, for future works, the use of other variables, to check consistency of the results found, as well as the analysis of the influence of information asymmetry on the cost of Brazilian firms' capital, in order to verify if companies considered with less information asymmetry can borrow resources at more attractive interest rate.

KEYWORDS

Capital structure; Pecking order theory; Information asymmetry; Institutional factors; Capital sources.

LOS FACTORES INSTITUCIONALES Y ASIMETRIA DE LA INFORMACIÓN: INFLUENCIA EN LA ESTRUCTURA DE CAPITAL DE EMPRESAS BRASILEÑAS

RESUMEN

El objetivo principal de este trabajo es analizar si la presencia de importantes factores institucionales brasileños, como el acceso a fuentes y líneas diferenciadas de financiamiento, afecta la significación estadística y económica de la asimetría de la información, principal presupuesto de la teoría de *pecking order*, en la determinación de la estructura de capital de empresas brasileñas. Para eso, fueron utilizadas variables de control, variables representativas de factores institucionales y de asimetría de la información en un panel de datos referentes a empresas brasileñas de sectores industriales, negociadas en Bovespa, en el período de 1997- 2007. Como principales resultados se encuentra que las variables tamaño, tangibilidad, rentabilidad y riesgo son importantes determinantes de la estructura de capital de las empresas analizadas, siendo también significativa la participación de líneas diferenciadas en el endeudamiento de estas empresas. Como respuesta al objetivo de la investigación, se verifica que la asimetría de la información no pierde significación estadística y económica en el modelo propuesto, después de la inclusión de variables representativas de factores institucionales, lo que demuestra la importancia de la asimetría de la información en la determinación de la estructura de capital de empresas brasileñas. La señal negativa encontrada apoya la teoría de *pecking order*, donde estas empresas serían menos endeudadas debido a la posibilidad de captar recursos por medio de emisión de acciones. Se resalta que las *proxies* utilizadas para representar el atributo asimetría de la información constituyen una limitación de la investigación, siendo sugerido, para trabajos futuros, la utilización de otras variables, buscando verificar la consistencia de los resultados aquí encontrados así como el análisis de la influencia de la asimetría de la información sobre el costo de capital de empresas, como el intuito de verificar si empresas consideradas con menor asimetría de la información consiguen captar recursos con tasas de intereses más atrayentes.

PALABRAS CLAVE

Estructura de capital; Teoría de *pecking order*; Asimetría de información; Factores institucionales; Fuentes de capital.

REFERÊNCIAS

- AGARWAL, P.; O'HARA, M. Information risk and capital structure. *SSRN Working Paper*, Mar. 2007. Disponível em: <<http://papers.ssrn.com/>>. Acesso em: 30 mar. 2007.
- ALBANEZ, A.; VALLE, M. R. Impactos da assimetria de informação na estrutura de capital de empresas brasileiras de capital aberto. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 33., 2009, São Paulo. *Anais...* São Paulo: Anpad, 2009. 1 CD-ROM.
- BERGER, A. N. et al. Debt maturity, risk, and asymmetric information. *The Journal of Finance*, v. LX, n. 6, p. 2895-2923, Dec. 2005.
- BHARATH, S. T.; PASQUARIELLO, P.; WU, G. Does asymmetric information drive capital structure decisions? *Review of Financial Studies*, v. 22, n. 8, p. 3211-3243, 2009.
- BOOTH, L. et al. Capital structures in developing countries. *The Journal of Finance*, v. LVI, n. 1, p. 87-130, Feb. 2001.
- BRITO, R. D.; LIMA, M. R. A escolha da estrutura de capital sob fraca garantia legal: o caso do Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 59, n. 2, p. 177-208, abr./jun. 2005.
- BRITO, R. D.; SILVA, J. C. G. Testando as previsões de *trade-off* e *pecking order* sobre dividendos e dívida para o Brasil. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 35, n. 1, p. 37-79, jan./mar. 2005.
- DAVID, M.; NAKAMURA, W. T.; BASTOS, D. D. Estudo dos modelos *trade-off* e *pecking order* para as variáveis endividamento e *payout* com empresas brasileiras (2000-2006). In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, 33., 2008, Rio de Janeiro. *Anais...* Rio de Janeiro: Anpad, 2008. 1 CD-ROM.
- DIERKENS, N. Information asymmetry and equity issues. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 26, n. 2, p. 181-199, June 1991.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt. *Review of Financial Studies*, v. 15, n. 1, p. 1-33, Spring 2002.
- FAULKENDER, M.; PETERSEN, M. A. Does the source of capital affect the capital structure? *The Review of Financial Studies*, New York, v. 19, n. 1, p. 45-79, 2006.
- FRANK, M. Z.; GOYAL, V. K. Testing the pecking order theory of capital structure. *Journal of Financial Economics*, v. 67, n. 2, p. 217-248, Feb. 2003.
- HALOV, N. Dynamics of asymmetric information and capital structure. *SSRN Working Paper*, Nov. 2006. Disponível em: <<http://papers.ssrn.com/>>. Acesso em: 15 abr. 2007.
- HARRIS, M.; RAVIV, A. The theory of capital structure. *The Journal of Finance*, v. 46, n. 1, p. 297-355, Mar. 1991.
- IQUIAPAZA, R. A.; LAMOUNIER, W. M.; AMARAL, H. F. Assimetria de informações e pagamento de proventos na Bovespa. *MPRA Paper*, n. 1673, Nov. 2007. Disponível em: <<http://mpra.ub.uni-muenchen.de/1673/>>. Acesso em: 4 maio 2008.
- MODIGLIANI, F.; MILLER, M. H. The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American Economic Review*, v. 48, n. 3, p. 261-297, June 1958.
- _____. Corporate income taxes and the cost of capital: a correction. *The American Economic Review*, v. 53, n. 3, p. 433-443, June 1963.

- MYERS, S. C. The capital structure puzzle. *The Journal of Finance*, v. 39, n. 3, p. 575-592, July 1984.
- . Capital structure. *The Journal of Economic Perspectives*, v. 15, n. 2, p. 81-102, Spring 2001.
- MYERS, S. C.; MAJLUF, N. S. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, v. 13, n. 2, p. 187-221, 1984.
- NAKAMURA, W. T. et al. Determinantes de estrutura de capital no mercado brasileiro: análise de regressão com painel de dados no período 1999-2003. *Revista Contabilidade & Finanças*, v. 18, n. 44, p. 72-85, maio/ago. 2007.
- NEWKEY, W. K.; WEST, K. D. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, v. 55, n. 3, p. 703-708, May 1987.
- RAJAN, R. G.; ZINGALES, L. What do we know about optimal capital structure? Some evidence from international data. *The Journal of Finance*, Chicago, v. 50, n. 5, p. 1421-1460, Dec. 1995.
- TITMAN, S.; WESSELS, R. The determinants of capital structure choice. *The Journal of Finance*, v. 43, n. 1, p. 1-19, Mar. 1988.
- VALLE, M. R. *Estrutura de capital de empresas brasileiras num ambiente de altas taxas de juros e na presença de fontes diferenciadas de financiamento*. 2008. 104 f. Tese (Livre-docência)—Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2008.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006.