

**UNIVERSIDADE ESTADUAL DO OESTE DO PARANÁ  
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CONTABILIDADE (PPGC)  
MESTRADO ACADÊMICO**

**ANDRÉ SEKUNDA GALLINA**

**INFLUÊNCIA DA ASSIMETRIA DE INFORMAÇÃO SOBRE A ESTRUTURA DE  
CAPITAL: um estudo comparativo entre empresas brasileiras e norte-americanas no  
período de 2011 a 2015**

**CASCADEL-PR**

**2017**

**André Sekunda Gallina**

**INFLUÊNCIA DA ASSIMETRIA DE INFORMAÇÃO SOBRE A ESTRUTURA DE CAPITAL: um estudo comparativo entre empresas brasileiras e norte-americanas no período de 2011 a 2015**

**INFLUENCE OF INFORMATION ASSYMETRY ON CAPITAL STRUCTURE: a comparative study between Brazilian and North American companies in the period from 2011 to 2015**

Dissertação apresentada ao Programa de PósGraduação em Contabilidade (PPGC) da Universidade Estadual do Oeste do Paraná, como requisito parcial para obtenção do grau de **Mestre em Contabilidade**.

Linha de Pesquisa: Contabilidade Financeira e Finanças

Orientadora: Dra. Maria da Piedade Araújo

**CASCADEL-PR**

**2017**

Dados Internacionais de Catalogação-na-Publicação (CIP)

G161i Gallina, André Sekunda  
Influência da assimetria de informação sobre a estrutura de capital: um estudo comparativo entre empresas brasileiras e norte-americanas no período de 2011 a 2015. / André Sekunda Gallina.— Cascavel (PR), 2017.  
136 f.

Orientadora: Prof<sup>a</sup>. Dr<sup>a</sup>. Maria da Piedade Araújo

Dissertação (Mestrado em Contabilidade) – Universidade Estadual do Oeste do Paraná.Campus de Cascavel. Centro de Ciências Sociais Aplicadas.

1. Contabilidade. I. Araújo, Maria da Piedade. II. Universidade Estadual do Oeste do Paraná. III. Título.

CDD 20.ed. 657  
CIP – NBR 12899

Ficha catalográfica elaborada por Helena Soterio Beijo – CRB 9<sup>a</sup>/965

## ANDRÉ SEKUNDA GALLINA

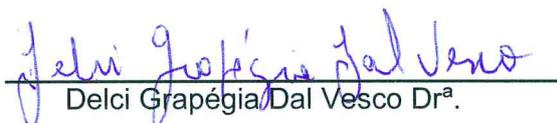
Influência da assimetria de informação sobre a estrutura de capital: um estudo comparativo entre empresas brasileiras e norte-americanas no período de 2011 a 2015.

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Contabilidade em cumprimento parcial aos requisitos para obtenção do título de Mestre em Contabilidade, área de concentração Controladoria, linha de pesquisa Contabilidade Financeira e Finanças, APROVADO pela seguinte banca examinadora:



\_\_\_\_\_  
Orientadora - Maria da Piedade Araujo Dr<sup>a</sup>.

Universidade Estadual do Oeste do Paraná - Campus de Cascavel (UNIOESTE)



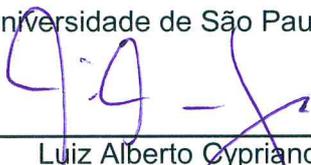
\_\_\_\_\_  
Delci Grapégia Dal Vesco Dr<sup>a</sup>.

Universidade Estadual do Oeste do Paraná - Campus de Cascavel (UNIOESTE)



\_\_\_\_\_  
Tatiana Albarez Dr<sup>a</sup>.

Universidade de São Paulo (USP)



\_\_\_\_\_  
Luiz Alberto Cypriano Dr.

Universidade Estadual do Oeste do Paraná - Campus de Toledo (UNIOESTE)

Cascavel, 18 de julho de 2017

Tudo aquilo que precisa ser feito, deve e merece ser bem feito.

(Philip Dormer)

Dedico essa dissertação aos meus pais, que na sua imensa simplicidade e humildade me ensinaram tudo o que é mais relevante. Não me deram bens, dinheiro, ou patrimônio, mas sim aquilo que há de mais essencial na vida: valores.

## AGRADECIMENTOS

É chegado o momento de agradecer, e esta é a oportunidade de referenciar todas aquelas pessoas que foram importantes para o atingimento de um determinado objetivo, no meu caso, a conclusão deste mestrado.

Inicialmente, agradeço a Deus, pela saúde, pela perseverança, por não permitir que eu esmorecesse nem frente às maiores dificuldades, que não foram poucas nessa jornada; Aos meus pais, que na sua imensa simplicidade, transmitiram a mim valores incalculáveis, ao meu irmão e demais familiares e amigos, meu muito obrigado.

O verbo agradecer talvez seja insuficiente para expressar a gratidão que tenho pela Prof. Dra. Maria da Piedade Araújo. Em muitas oportunidades assumia o papel de “mãe carinhosa”, que pacientemente tentava ensinar o difícil caminho da econometria ao seu aluno não tão “letrado” no tema, em outras, o de “professora exigente”, pedindo mais ânimo e dedicação para a construção do trabalho, mas sempre com muito respeito e paciência, combinação de qualidades rara nos tempos atribulados em que vivemos. Não existem palavras para expressar o quanto sou grato por ter sido seu orientando e o quanto pude aprender com a senhora, tanto academicamente com métodos quantitativos e econometria, quanto em outros aspectos da vida, como de compromisso e responsabilidade, de dedicação, de perseverança, e tantos outros. A senhora sempre será um grande exemplo e inspiração, e a cada dia trabalharei para tentar me tornar alguém com uma fração das qualidades que a senhora possui. À senhora o meu mais sincero agradecimento.

Aos amigos de Foz do Iguaçu, Diego, Julio e Thiago. Sem dúvidas que a caminhada do mestrado foi mais prazerosa com a vossa companhia e vosso companheirismo, tanto nos momentos da mais rara felicidade quanto nos das mais truculentas dificuldades. Por incrível que pareça, já sinto falta das viagens “Foz × Cascavel” e dos mais de 10.000 km que rodamos juntos, regados, sempre, a muito café, boas conversas, apoio mútuo e ricas discussões.

Ao professor Denis, pela participação na banca de qualificação, oferecendo ricas e valorosas contribuições ao trabalho. Igualmente, à professora Delci, pela participação na banca de qualificação e também de defesa, bem como pelos ensinamentos transmitidos ao longo do mestrado.

A todos os professores do Programa de Pós-Graduação em Contabilidade da UNIOESTE, em especial aos professores Aládio e Sidnei pela oportunidade de ser seu aluno e pelo exemplo de profissionalismo, dedicação ao ensino, comprometimento com o Programa de mestrado. Levarei seus ensinamentos para toda a vida.

À Prof. Tatiana Albanez, por ter aceitado o convite para a banca de defesa, bem como pela imensurável ajuda no saneamento de dúvidas ligadas à dissertação. Ter a senhora na banca de defesa foi uma grande honra.

Por fim, aos demais colegas do mestrado, à equipe da coordenação do programa, à UNIOESTE, instituição que é mais que parte da minha vida, é minha segunda casa, à Escola de Negócios da PUC/PR, em especial na pessoa do prof. Dr. Wesley Vieira da Silva, pela gentileza em permitir, em mais de uma oportunidade, a realização da coleta dos dados na base Econômica, e a todos que direta ou indiretamente contribuíram para este momento, meu sincero agradecimento.

## RESUMO

A estrutura de capital vem sendo estudada desde meados dos anos 1950, em especial a partir de Durand (1952), tendo o tema sido explorado ainda por Modigliani e Miller (1958), Myers e Majluf (1984), e outros, sempre com diferentes abordagens ao longo do tempo. Uma das frentes teóricas que se dedica ao tema é a *pecking order theory*, encabeçada por Myers (1984) e Myers e Majluf (1984), que analisa a influência da assimetria de informação na estrutura de capital das organizações. Diante disso, e visando verificar a influência da assimetria na estrutura de capital das empresas brasileiras e norte-americanas de 2011 a 2015, realizou-se uma análise com dados em painel, modelando-se variáveis ligadas à assimetria de informação para verificação se elas influenciaram, ou não, o endividamento das empresas analisadas, para responder ao seguinte problema de pesquisa: “Qual a influência da assimetria de informação na determinação da estrutura de capital de empresas brasileiras e americanas de capital aberto no período de 2011 a 2015?”. Com isso, espera-se que o estudo contribua, em especial, no sentido da realização da análise comparativa entre os países mencionados, identificando o comportamento dos dados e a adequação das empresas aos preceitos das teorias financeiras, salientando que a análise comparativa empreendida se apresenta como a principal lacuna do estudo, dada a escassez de estudos comparativos dentro da temática da estrutura de capital. Como principais resultados, verificou-se que a existência de menores índices de assimetria de informação conduziu a um menor endividamento tanto nas empresas brasileiras quanto nas norte-americanas, o que é preconizado pela teoria *pecking order*, ou seja, constatou-se que de fato a assimetria de informação exerce influência no endividamento empresarial. Contudo, o comportamento das variáveis nas empresas brasileiras e norte-americanas diverge, e nem sempre as variáveis apresentaram o comportamento esperado, de acordo com o sugerido pela teoria, além de que diferenças de ambiente econômico, de estrutura de mercado, de custo de crédito e outros podem fazer com que um resultado inicialmente contrário ao previsto pela teoria não seja, necessariamente, um resultado divergente. Como contribuição prática do estudo, ao analisar dados de dois países distintos, tem-se uma visão mais ampla, em especial para o investidor (como usuário externo da informação contábil) e do administrador (como usuário interno), sobre o comportamento da dívida e sobre quais variáveis são capazes de afetar esse comportamento, em especial de aferir qual a influência das variáveis ligadas à assimetria de informação nessa temática. Com isso, pode-se verificar empiricamente como questões empresariais relevantes, como a governança corporativa, influenciam nos rumos tomados pelas companhias. Por fim, embora o tema seja amplamente estudado, continua aberto e com lacunas

de pesquisa, com amplo espaço para realização de estudos que contribuam com a explicação da questão.

**Palavras-chave:** estrutura de capital; assimetria de informação; teoria *pecking order*; dados em painel.

## ABSTRACT

The capital structure has been studied since the mid-1950s, especially since Durand (1952), and the subject has been explored by Modigliani and Miller (1958), Myers and Majluf (1984), and others, always with different approaches over time. One of the theoretical fronts is the pecking order theory, led by Myers (1984) and Myers and Majluf (1984), which analyzes the influence of information asymmetry on the capital structure of organizations. Therefore, in order to verify the influence of the asymmetry on the capital structure of Brazilian and North American companies from 2011 to 2015, a panel data analysis was carried out, modeling variables linked to information asymmetry to verify if they influenced, or not, the indebtedness of the companies analyzed, in order to respond to the following research problem: "What is the influence of information asymmetry in determining the capital structure of Brazilian and US publicly traded companies in the period from 2011 to 2015?". Thus, it is expected that the study will contribute, in particular, to the accomplishment of the comparative analysis between the mentioned countries, identifying the behavior of the data and the adequacy of the companies to the precepts of the financial theories mentioned, emphasizing that the comparative analysis undertaken is the main gap in the study, given the scarcity of comparative studies within the capital structure. As for main findings, it was verified that the existence of lower information asymmetry indexes led to lower indebtedness in both Brazilian and North American companies, which is recommended by pecking order, that is, it was verified that in fact, the information asymmetry has an influence on corporate indebtedness. However, the behavior of the variables in Brazilian and North American companies diverges, and not always the variables showed the expected behavior, according to what the theory suggested. In addition, differences in the economic environment, market structure, cost of credit and others may cause a result initially contrary to that predicted by the theory is not necessarily a divergent result. As a practical contribution of the study, when analyzing data from two different countries, a broader view is given, especially for the investor (as an external user of the accounting information) and the administrator (as internal user), about the debt behavior, and on which variables are able to affect this behavior, in particular to assess the influence of the variables related to the asymmetry of information in this theme. With this, it can be verified empirically as relevant business issues, such as corporate governance, influence the directions taken by companies. Finally, although the subject is widely studied, it remains available and with research gaps, with ample space for studies that contribute to the better understanding of the issue.

**Key words:** capital structure; asymmetry of information; pecking order theory; panel data.

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b> .....	<b>11</b>
1.1	PROBLEMA DE PESQUISA .....	15
1.1.1	Questão de Pesquisa .....	15
1.2	OBJETIVOS .....	16
1.2.1	Geral .....	16
1.2.2	Específicos.....	16
1.3	DELIMITAÇÃO PARA O ESTUDO .....	16
1.4	JUSTIFICATIVA E CONTRIBUIÇÃO DO ESTUDO.....	17
1.5	ESTRUTURA DA DISSERTAÇÃO .....	18
<b>2</b>	<b>BASE TEÓRICA</b> .....	<b>20</b>
2.1	ESTRUTURA DE CAPITAL: CONTEXTUALIZAÇÃO E AUTORES CLÁSSICOS.....	20
2.1.1	A abordagem de Durand.....	20
2.1.2	As proposições de Modigliani e Miller .....	22
2.1.3	<i>Trade-off theory</i> .....	24
2.1.4	<i>Pecking order theory</i> .....	26
2.1.5	Modelos baseados na assimetria de informação.....	28
2.1.6	Abordagem <i>market timing</i> .....	29
2.1.7	Determinantes da estrutura de capital – abordagem empírica.....	31
2.2	ESTRUTURA DE CAPITAL E ASSIMETRIA DE INFORMAÇÃO.....	32
2.2.1	Assimetria de informação como determinante da estrutura de capital: evidências empíricas	33
2.3	MECANISMOS DE GOVERNANÇA CORPORATIVA COMO REDUTOR DA ASSIMETRIA DE INFORMAÇÃO .....	36
2.4	MODELO TEÓRICO.....	40
2.5	MODELO TEÓRICO E FORMULAÇÃO DE HIPÓTESES/PROPOSIÇÕES (COM BASE NAS PESQUISAS SOBRE O TEMA NO BRASIL E NO MUNDO).....	40
<b>3</b>	<b>MÉTODO E PROCEDIMENTOS DA PESQUISA</b> .....	<b>42</b>
3.1	DELINEAMENTO DA PESQUISA.....	42
3.2	UNIDADE DE ANÁLISE, POPULAÇÃO E AMOSTRA.....	42
3.3	CONSTRUCTO DA PESQUISA.....	43
3.4	PROCEDIMENTOS DE COLETA E ANÁLISE DOS DADOS E LIMITAÇÕES DA PESQUISA .....	46
3.5	MODELO ECONOMETRICO .....	47
3.5.1	Por que usar dados em painel? .....	50
3.5.2	Quais as vantagens da utilização de dados em painel?.....	51
3.5.3	Quais os pressupostos do modelo de dados em painel? .....	52
3.5.4	Tipos de modelos existentes .....	53
3.5.5	Modelo de efeito fixo .....	54
3.5.6	Teste F .....	58
3.5.7	Modelo de efeito aleatório.....	59
3.5.8	Teste de Hausman.....	62
<b>4</b>	<b>ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS</b> .....	<b>65</b>
4.1	ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS – EMPRESAS NORTE-AMERICANAS .....	65
4.2	ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS – EMPRESAS BRASILEIRAS .....	73
4.3	REGRESSÕES – EMPRESAS NORTE-AMERICANAS .....	76

4.4	EMPRESAS NORTE-AMERICANAS DIVIDIDAS PELA MÉDIA DA VARIÁVEL DEPENDENTE.....	76
4.5	EMPRESAS NORTE-AMERICANAS DIVIDIDAS PELA MÉDIA DO ATIVO TOTAL	92
4.6	PRINCIPAIS RESULTADOS DOS MODELOS COM DADOS DE EMPRESAS NORTE-AMERICANAS .....	101
4.7	REGRESSÕES – EMPRESAS BRASILEIRAS.....	102
4.8	PRINCIPAIS RESULTADOS DOS MODELOS COM DADOS DE EMPRESAS BRASILEIRAS E COMPARAÇÃO DOS RESULTADOS DAS REGRESSÕES DAS EMPRESAS AMERICANAS E BRASILEIRAS .....	111
<b>5</b>	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS.....</b>	<b>116</b>
	<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>123</b>
	<b>APÊNDICE 1 - EMPRESAS AMERICANAS DA AMOSTRA, POR SEGMENTO ....</b>	<b>131</b>
	<b>APÊNDICE 2 - EMPRESAS BRASILEIRAS DA AMOSTRA, POR SEGMENTO ....</b>	<b>136</b>

## 1 INTRODUÇÃO

A empresa, como célula social, possui vários objetivos: obtenção de lucros, geração de valor para seus acionistas e demais *stakeholders*, geração e distribuição de riquezas, movimentação da economia de uma maneira geral. Para tanto, uma adequada gestão e a tomada de decisões acertadas são medidas necessárias para o atingimento de todos esses objetivos. De todas as decisões que influenciam a gestão da empresa, dois grupos merecem destaque: decisões ligadas ao investimento e ao financiamento da entidade.

Decisões ligadas a esses dois temas influenciam muitas das demais que serão tomadas pelos gestores das organizações. Um investimento realizado de maneira equivocada, ou um financiamento oneroso captado pela empresa, podem resultar em efeitos catastróficos para a entidade, quiçá sua falência. Assim, as empresas estão a todo momento trabalhando com essas duas variáveis e tomando decisões que resultem na realização do melhor investimento possível, e que captem financiamentos ao menor custo existente.

A estrutura de capital refere-se ao estudo da forma como as empresas utilizam capital próprio e capital de terceiros para financiar os seus ativos (Brito, Corrar & Batistella, 2006). Dada sua relevância, o tema vem sendo estudado desde o século passado, tendo ganhado maior destaque, em especial, com o trabalho de Durand (1952), que teorizou a existência de uma estrutura ótima de capital para as empresas, capaz de maximizar os resultados e gerar o menor custo de captação possível dentre as possibilidades existentes. Durand (1952) defendia essa tese; no entanto, reconhecia não saber se era possível determinar efetivamente essa relação ótima.

Pouco tempo depois, Modigliani e Miller (1958), em continuidade aos estudos sobre o tema, propuseram que o custo do capital da entidade se mantinha inalterado, independentemente do nível de alavancagem financeira a que estivesse submetida, defendendo que o valor da empresa dependia da qualidade dos seus ativos e não de como eles eram financiados.

Posteriormente, em 1963, Modigliani e Miller, revisitando seu posicionamento após várias críticas tecidas ao seu estudo inicial, consideraram que os benefícios fiscais sobre a dívida decorrentes da alavancagem financeira da empresa geram reflexos significativos na estrutura de capital, visto alterarem o valor da empresa. Assim, concluíram os autores que o valor de uma empresa alavancada financeiramente seria o mesmo de uma empresa não

alavancada, porém com a ressalva de que uma empresa alavancada teria benefícios fiscais decorrentes da sua estrutura de capital, que uma empresa não alavancada não teria.

Na visão de Modigliani e Miller (1963), os benefícios fiscais oriundos da alavancagem seriam um determinante da escolha da modalidade de financiamento empresarial, visto que os benefícios fiscais advindos do endividamento teriam potencial para reduzir o lucro tributável, gerando, portanto, benefícios à entidade. Segundo esse estudo, a empresa aumentaria tanto quanto possível seu endividamento com o objetivo de beneficiar-se da despesa com juros oriunda dos empréstimos, reduzindo seu lucro tributável e, com isso, aumentando o valor da empresa. Assim, as empresas se endividariam até o ponto em que isso fosse vantajoso a ponto de não colocar a empresa em uma situação de risco de falência.

Na esteira de trabalhos ligados à estrutura de capital, tem-se a teoria *trade-off*, que, segundo Myers (1984), preconiza que as empresas devem buscar uma estrutura ótima de capital, que maximize os benefícios decorrentes dessa estrutura e minimize os custos decorrentes do endividamento e que, no entanto, não exponha a entidade a riscos acentuados de falência, o que atrai a incidência de custos, o que acaba onerando a entidade. A *trade-off* possui duas formulações, sendo elas a *static trade-off* e a *dynamic trade-off*, que serão oportunamente discutidas.

Após o trabalho de Modigliani e Miller (1963), outros estudos continuaram sendo realizados, dado o interesse da literatura pelo tema. Em 1984, Myers e Majluf acrescentaram mais um ponto relevante para o estudo da estrutura de capital, que é o impacto da assimetria informacional sobre as decisões de financiamento corporativo.

Myers e Majluf (1984) desenvolveram a Teoria *pecking order*, apontando que a assimetria informacional seria uma variável relevante nas decisões de financiamento corporativo. A assimetria de informação, segundo Schmidt et al. (2005) se refere à diferença de informação existente entre um agente e um principal, em que uma dessas partes possui mais informação do que a outra, surgindo, com isso, a figura da *hidden information* (ou informação oculta), que afeta negócios envolvendo desde uma simples compra de um bem (como um carro, uma máquina, ou algo semelhante) até transações envolvendo grandes empresas, como decisões ligadas a investimento corporativo, compra de títulos de empresas, e outros análogos.

Diferentemente do que ocorre com as teorias anteriores, em que os autores como Durand (1952) e Modigliani e Miller (1958 e 1963) defendiam a existência de uma estrutura ótima de capitais para a empresa, Myers e Majluf (1984) e Myers (1984) defendem que as empresas, ao decidirem optar por uma ou outra escolha ligada ao financiamento de suas atividades, seguem uma ordem predeterminada de tipos de financiamento, utilizando, primeiramente, recursos

internos, posteriormente recursos captados junto ao mercado, como em bancos e demais instituições financeiras, e como *última ratio* fariam a opção de captação de recursos por meio da emissão de ações.

A assimetria informacional entra, neste contexto, no sentido de que, como os agentes (gestores da empresa e potenciais credores) envolvidos na captação de recursos não possuem o mesmo nível informacional a respeito da qualidade dos projetos pretendidos pela organização, isso faz com que as ações emitidas pela entidade recebam uma avaliação inferior pelos investidores em relação às expectativas dos gestores, justamente pelo fato de que os investidores não detêm todas as informações acerca do projeto que estão financiando. Nesse sentido, Berk e Demarzo (2010) esclarecem que a seleção adversa faz com que investidores estejam dispostos a pagar um preço inferior ao que o título vale, pois a emissão de ações passa a mensagem de que a empresa precisa de recursos, ou seja, está passando por uma má-fase. Assim, os investidores irão descontar do preço esse custo, pagando menos do que a empresa espera receber pelos títulos.

Portanto, como visto, estudar a influência da assimetria informacional sobre a estrutura de capital das empresas é relevante, para melhor compreender como ela impacta nas decisões de investimentos corporativos.

As teorias *pecking order* e *trade-off*, embora aparentemente opostas, em realidade são lentes teóricas parciais, ambas, que somadas, analisadas conjuntamente, são capazes de oferecer um conjunto explicativo maior às decisões de financiamento das organizações. Por conta disso, embora o estudo tenha foco na análise pela lente da teoria *pecking order*, em vários momentos faz menção e resgata elementos da teoria *trade-off* para a discussão, de forma a buscar oferecer uma explicação mais abrangente dos fenômenos aqui discutidos.

Diante disso, a proposta do trabalho é estudar a influência da assimetria de informações, elemento vinculado à teoria *pecking order*, nas decisões de financiamento de empresas brasileiras de capital aberto, verificando se a existência de maior ou menor assimetria informacional é capaz de refletir positiva ou negativamente sobre a estrutura de capital destas organizações. Além disso, objetiva-se realizar uma análise comparativa desses resultados com os obtidos com uma amostra de empresas norte-americanas.

Essa hierarquia de fontes afeta a estrutura de capital das organizações, visto que, segundo Myers (1984), quanto maior o nível de assimetria de informação existente, maior tende a ser o custo para captação de recursos externos. Por isso as empresas adotam a ordem de hierarquia das fontes, priorizando a utilização dos recursos próprios para financiar suas

atividades, dado que estes não possuem custos de transação. Posteriormente, optam pela captação de recursos no mercado e, por fim, pela emissão de ações.

O tema é relevante e desperta interesse na academia, existindo vários estudos que se dedicaram à questão, como o de Halov (2006), Bharath, Pasquariello e Wu (2008), Silva e Valle (2008), Lemmon et al. (2008), Albanez e Valle (2009), Cândido (2010), Matias Filho (2012), Medeiros (2013), Rocha (2014), dentre outros. No entanto, não se logrou êxito em encontrar estudos relativos à análise comparativa entre os países indicados, o que justifica a realização da pesquisa, por se tratar de um tema importante e capaz de contribuir com o aprimoramento do processo decisório das empresas de capital aberto.

## 1.1 PROBLEMA DE PESQUISA

Decisões de financiamento são diariamente tomadas pelas empresas e geram reflexos imediatos e futuros em suas operações, consistindo em uma área estratégica que deve ser tratada com o devido cuidado, justamente para que uma decisão errônea de financiamento não comprometa as operações presentes e futuras da entidade.

Diante disso, aprofundar os conhecimentos dos reflexos que a assimetria informacional, uma das correntes teóricas dessa linha de estudos, exerce sobre a estrutura de capital das empresas contribui para melhor conhecer seu mecanismo de funcionamento sobre a estrutura de financiamentos das empresas, possibilitando, assim, uma melhor tomada de decisões.

Por conta disso é que se propõe o estudo, para verificar a influência da assimetria informacional na estrutura de capital de empresas brasileiras e americanas de capital aberto. O corte temporal definido para a coleta de dados foi de 2011 a 2015, tendo em vista que desejava-se trabalhar com um corte temporal de pelo menos 5 anos e que, quando da coleta dos dados, eram os dados desse período que se encontravam completos, sem lacunas, na base de dados utilizada.

Estudos ligados à estrutura de capital são recorrentes na academia, dadas as possibilidades de pesquisa apontadas pela literatura e pelo fato de existirem, até hoje, lacunas de pesquisas e interesse acadêmico pelo tema, em especial por estudos empíricos. No entanto, estudos que buscam analisar estatisticamente a influência da assimetria informacional sobre a estrutura de capital são bem mais restritos, e estudos comparativos entre países o são ainda mais. No caso do estudo, objetiva-se modelar a assimetria de informação como variável do modelo econométrico, captando sua influência sobre a estrutura de capital das empresas. Além disso, objetiva-se realizar a análise comparativa dos resultados das regressões entre os países da amostra.

Assim, vislumbrou-se uma lacuna de pesquisa justamente na possibilidade de modelar as variáveis relativas à assimetria de informação e de analisar os resultados entre países comparativamente, o que não se verificou em outros estudos relativos à estrutura de capital.

### 1.1.1 Questão de Pesquisa

A pesquisa apresenta a seguinte questão a ser respondida no decorrer da sua execução: Qual a influência da assimetria de informação na determinação da estrutura de capital de empresas brasileiras e americanas de capital aberto no período de 2011 a 2015?

## 1.2 OBJETIVOS

### 1.2.1 Geral

Verificar a influência exercida pela assimetria de informação nas decisões de estrutura de capital de empresas brasileiras e americanas de capital aberto.

### 1.2.2 Específicos

- a) Verificar se a assimetria informacional constitui um determinante significativo para a estrutura de capital da empresa;
- b) Identificar quais variáveis explicativas mostram-se significativas para a explicação do endividamento das empresas brasileiras e norte-americanas da amostra;
- c) Avaliar a conformidade das decisões de estrutura de capital de empresas brasileiras e americanas de capital aberto com os preceitos da teoria *pecking order*.

## 1.3 DELIMITAÇÃO PARA O ESTUDO

No tocante à delimitação teórica do estudo, seu objetivo é analisar os dados das empresas da amostra e verificar qual das teorias de finanças melhor explica seu comportamento, partindo do pressuposto de que seja a teoria *pecking order* a que ofereça o melhor conjunto explicativo para os dados das empresas analisadas.

No que se refere à delimitação empírica, o estudo é realizado com uma amostra de 68 empresas brasileiras. Em relação às americanas, considerando a criação de subamostras para atendimento dos interesses da pesquisa, a primeira, em que se divide as empresas pela média da variável dependente Fornecedores / Ativo Total, a amostra é de 276 empresas. Na segunda, em que se divide as empresas pela média da variável tamanho das empresas (Logaritmo do Ativo Total), a amostra é de 281 empresas, todas elas de capital aberto listadas, no caso do Brasil, na Bovespa, e no caso dos Estados Unidos, na NYSE (New York Stock Exchange). Intencionalmente, excluiu-se da amostra empresas dos segmentos financeiros e seguros, dadas as peculiaridades que apresentam.

O corte temporal refere-se ao período de 2011 a 2015, intencionalmente definido, tendo em vista o interesse da pesquisa.

Para a análise da assimetria informacional, como não existem variáveis que a captem diretamente, o estudo faz uso de variáveis *proxies*, que serão mais bem detalhadas no capítulo destinado à metodologia da pesquisa.

Por fim, no tocante à delimitação social do estudo, é tarefa deveras difícil delimitar sob qual enfoque o estudo será conduzido, ou seja, se no enfoque do gestor, do investidor, do fornecedor, do usuário interno ou externo da informação contábil, ou qualquer outro, visto que os interesses de todos esses agentes, em algum momento, possuem um ponto de intersecção. No entanto, para não deixar essa delimitação sem a indicação de um posicionamento claro no contexto do estudo, entende-se que o estudo tem vocação para a análise na ótica do investidor, ou seja, o sujeito que demanda a informação contábil para decidir se investe ou não seu capital em uma determinada empresa. Assim, acredita-se que tal delimitação é a mais adequada para os objetivos do trabalho.

#### 1.4 JUSTIFICATIVA E CONTRIBUIÇÃO DO ESTUDO

Como já mencionado, a estrutura de capital constitui um fator relevante para o desempenho de qualquer organização, pois tem relação com a forma como a entidade é financiada e a análise da onerosidade do capital utilizado nesse processo de financiamento.

Diversas pesquisas são realizadas com o objetivo de explicar, via análise do comportamento dos dados, qual das teorias acerca da estrutura de capital melhor explica as decisões tomadas pelas empresas.

Ocorre que, conforme afirma Albanez (2008), ainda existe uma lacuna de pesquisa a ser preenchida, no tocante aos trabalhos ligados a analisar a assimetria informacional no contexto da estrutura de capital. Avançando, o trabalho busca realizar uma análise comparativa entre diferentes países, o que pode contribuir com o estudo da estrutura de capital no sentido de oferecer novos achados sobre o tema, fornecendo às novas pesquisas mais evidências, com o propósito de, cada vez mais, chegar-se a resultados mais contundentes sobre a temática. Portanto, essa constitui a justificativa do estudo no ponto de vista empírico.

Sob o ponto de vista teórico, com a implementação de mais uma pesquisa de caráter empírico, com o emprego de metodologia quantitativa com a análise de dados em painel, acredita-se que a análise implementada contribua para, uma vez mais, verificar qual das teorias de finanças melhor explica o comportamento dos dados analisados, verificando, novamente, se é a teoria *pecking order* ou a *trade-off* a que oferece o melhor conjunto explicativo para os dados dos países analisados.

Em relação ao ponto de vista social, é importante ao investidor compreender o comportamento das empresas em relação às suas decisões de financiamento para que decida investir seu capital. Nesse sentido, o estudo oferece sua contribuição analisando o comportamento dos dados das empresas da amostra e analisando qual teoria de finanças oferece a melhor explicação para eles, municiando o investidor (e qualquer outro interessado na informação contábil) com elementos que possibilitem uma análise mais abrangente da estrutura de capital das organizações. Saliente-se, por fim, que as análises realizadas no estudo se referem às empresas da amostra, não sendo possível a generalização dos resultados.

No tocante à justificativa do ponto de vista empresarial, a realização de estudos empíricos sobre a estrutura de capital com diferentes períodos e amostras se mostra relevante, em especial para que o caráter científico do tema seja cada vez mais discutido e haja um avanço teórico sobre o tema, para que cada vez mais haja maior segurança na explicação, no âmbito empresarial, dessas decisões.

Além disso, acredita-se que o estudo possa ser útil para analistas, credores, governo e demais *stakeholders*, visto que, além da análise empírica das empresas locais, realiza a análise comparativa com empresas norte-americanas, ampliando os horizontes de análise, oferecendo uma discussão mais abrangente e ampla acerca da estrutura de capital.

Finalmente, no tocante à contribuição desta pesquisa para com estudos futuros, é certo que o tema é bastante explorado na academia e que com os estudos que se tem, existe uma adequada compreensão sobre a estrutura de capital, seus determinantes e suas implicações para as empresas. No entanto, como destacado, existem poucos estudos que se dedicam a analisar a influência da assimetria informacional sobre a estrutura de capital das organizações. O número de estudos é ainda menor quando se realizam análises comparativas entre diferentes países. Assim, acredita-se que o estudo possa lançar um novo olhar sobre a questão, justamente em uma lacuna pouco explorada pela academia, que é a inclusão das variáveis de assimetria no modelo econométrico, associada à análise comparativa das empresas da amostra.

## 1.5 ESTRUTURA DA DISSERTAÇÃO

O trabalho possui a seguinte estrutura: no Capítulo 1 são discutidas as principais correntes teóricas que buscam explicar a política de financiamento empresarial. No Capítulo 2 discutem-se os efeitos da assimetria informacional nas decisões de financiamento. No Capítulo 3 são apresentados os delineamentos metodológicos da pesquisa, bem como a modelagem

econométrica desenvolvida. No Capítulo 4 são apresentados e discutidos os resultados alcançados pela pesquisa. Por fim, apresentam-se as considerações finais da pesquisa.

## 2 BASE TEÓRICA

Os estudos seminais sobre a estrutura de capital podem ser classificados de acordo com cada uma das bases teóricas adotadas. Os estudos sobre estrutura de capital que adotam como teoria de base aquelas ligadas à utilização de benefícios tributários advindos das decisões de investimentos tem como autores seminais Durand (1952) e Modigliani e Miller (1958 e 1963). Os estudos ligados à teoria *trade-off* não possuem um único autor que se possa chamar de seminal, mas a teoria foi sendo desenvolvida desde Myers (1977) e sendo construída ao longo do tempo.

Já na perspectiva da assimetria informacional, os trabalhos seminais são os de Myers e Majluf (1984) e Myers (1984). Finalmente, o estudo da estrutura de propriedade, que tem como base teórica os problemas de agência e seu reflexo na estrutura de capital, encontra referência, em especial, no trabalho de Jensen e Meckling (1976) e Jensen (1986).

Após tais estudos, diversos outros foram realizados na temática da estrutura de capital. No entanto, considerando o enfoque do estudo, o devido delineamento se faz necessário, de modo que sejam priorizados os estudos que gravitem em torno da avaliação da assimetria informacional sobre a estrutura de capital.

Assim, os tópicos do referencial teórico, propostos para o estudo são:

- a) estrutura de capital: contextualização e autores clássicos;
- b) estrutura de capital e assimetria de informação;
- c) mecanismos de governança corporativa como redutores da assimetria de informação.

### 2.1 ESTRUTURA DE CAPITAL: CONTEXTUALIZAÇÃO E AUTORES CLÁSSICOS

#### 2.1.1 A abordagem de Durand

Durand (1952) é tido como pioneiro da Escola Tradicionalista da estrutura de capital, que, em suma, defende a existência de uma estrutura ótima de capital para a empresa, em que haveria um ponto ótimo no qual o custo de capital de terceiros permaneceria estável até um determinado nível de endividamento, sendo que, a partir desse ponto, a empresa tornar-se-ia mais propensa ao risco de falência, gerando, portanto, maiores custos para financiamento de suas atividades.

Para Durand (1952), a estrutura de capital da empresa gera reflexos em seu valor, visto que o custo do capital para financiamento das atividades da empresa se altera em uma relação diretamente proporcional ao risco que a empresa apresenta. Portanto, quanto maior o risco da empresa decorrente do seu endividamento, maior será o custo de captação de recursos, impactando o valor da entidade.

Por conta disso, este autor defendia que a empresa deveria buscar o ponto ótimo da sua estrutura de capital, em que haveria maximização do valor da firma, sendo que o risco de falência seria compensado pela possibilidade de aproveitamento dos benefícios decorrentes do endividamento, devendo a empresa buscar encontrar esse ponto ótimo, no qual o custo de capital atinja o patamar que gere o melhor resultado para a entidade.

Isso ocorre porque, segundo Durand (1952), a estrutura de capital da entidade pode ser analisada sob duas óticas distintas: *Net Income Method* (método do lucro líquido) e *Net Income Operating Method* (método do lucro líquido operacional). Segundo os preceitos do *Net Income Method*, o valor da empresa pode ser aumentado mediante a diminuição do custo total de capital da entidade. Segundo esse método, a forma como a empresa é endividada vai afetar diretamente o seu valor. Isso implica que os custos globais de capital podem ser aumentados ou reduzidos dependendo do *mix* financeiro ou da estrutura de capital da empresa. Gabriel e Nneji (2015) argumentam que se a empresa aumenta seu nível de alavancagem, seu valor tende a aumentar, enquanto que o custo global de capital tende a diminuir, razão pela qual o valor da empresa é fortemente dependente da forma como é utilizada sua estrutura de capital.

De acordo com o *Net Income Operating Method*, o valor da empresa não é afetado pelo seu nível de alavancagem. Portanto, o custo global do capital seria, segundo essa abordagem, constante. Assim, considerando que o custo de capital e o valor total da empresa são independentes entre si, o valor da empresa não é afetado pelo seu nível de alavancagem, seja ele qual for (Gabriel & Nneji, 2015).

Por conta de tais proposições, Durand é tido pela academia como um dos pioneiros dessa abordagem tradicionalista da estrutura de capital, que teoriza justamente para explicar como as decisões de financiamento ocorrem no contexto empresarial. No entanto, teóricos das finanças empresariais apresentam visões divergentes em relação às de Durand. Uma dessas abordagens é a de Modigliani e Miller, conforme será a seguir descrito.

### 2.1.2 As proposições de Modigliani e Miller

Contestando a abordagem tradicional de Durand (1952), Modigliani e Miller (1958) defendem que, sob um conjunto peculiar de circunstâncias, o valor da empresa não é afetado pela sua estrutura de capital, o que implica concluir que a escolha da forma de financiamento das atividades da empresa é irrelevante para a definição do seu valor.

Na abordagem de Modigliani e Miller, o valor da empresa independe da forma como seus ativos são financiados, estando relacionado unicamente com o retorno esperado dos projetos da firma. Segundo os referidos autores, “*That is, the market value of any firm is independent of its capital structure and is given by capitalizing its expected return at the rate  $P_k$  appropriate to its class*”. Em tradução livre, tem-se que o valor de mercado de qualquer empresa é independente de sua estrutura de capital e é dado pela capitalização do retorno esperado na taxa apropriada para sua classe.

As proposições de Modigliani e Miller (1958), de que a estrutura de capital não impacta de nenhuma forma o valor da firma, estão embasadas em um rol peculiar de circunstâncias, conforme a seguir elencadas. Para os referidos autores, a estrutura de capital não afetaria o valor da empresa quando:

- a. todas as empresas possuem o mesmo grau de risco em relação aos seus negócios;
- b. o mercado de capitais é perfeito e não há assimetria informacional entre os agentes internos à empresa, tampouco aos agentes externos;
- c. as empresas não estão sujeitas a custos de falência;
- d. não há custos de agência, pois os agentes objetivam, sempre, maximizar o resultado dos investidores;
- e. os investidores têm expectativas homogêneas sobre os ganhos e os riscos da empresa;
- f. não há impostos.

Além das condições já elencadas por Modigliani e Miller (1958), Silva (2009) inclui, além das já mencionadas, que seriam emitidos apenas dois tipos de títulos pelas empresas (dívida sem risco e ações). Já Gabriel e Nneji (2015) incluem, ainda, que seria uma condição imposta por Modigliani e Miller a existência de fluxos de caixa perpétuos.

O trabalho de Modigliani e Miller (1958) está pautado em três proposições. A primeira diz que a decisão de financiar a empresa não pode afetar o seu valor. Comentando tal proposição, Ahmeti e Prenaj (2015) esclarecem que, por conta desse enunciado, é a

rentabilidade dos ativos e o risco a que a empresa está sujeita que determinam o valor da companhia, e não sua estrutura de capital.

A segunda proposição do modelo de Modigliani e Miller (1958) é que o custo do capital próprio da empresa aumenta em razão do seu grau de endividamento. Segundo Miller (1988), a segunda proposição evidencia que o custo do capital próprio da empresa é uma função linear crescente da relação dívida / capital próprio. Assim, quando a empresa obtém um ganho utilizando uma fonte de financiamento menos onerosa aparentemente, imediatamente haveria o equilíbrio dessa relação mediante o correspondente aumento do custo do capital, agora mais arriscado. Como a proposição defende a existência de uma média ponderada destes custos de capital para a empresa, o custo continuaria a ser sempre o mesmo, não importa qual a combinação de fontes de financiamento que a empresa tenha escolhido.

A terceira e última proposição de Modigliani e Miller (1958) é de que o valor total de mercado de uma empresa é independente da sua política de dividendos. Ahmeti e Prenaj (2015), ao analisarem tal proposição, esclarecem que a política de dividendos de uma empresa é irrelevante para a determinação do seu valor, não existindo nenhuma dependência, portanto, do valor de mercado das companhias com sua política de dividendos, visto que seu valor de mercado é determinado, como esclarecem Modigliani e Miller, pelo valor dos seus ativos e pelo risco a que está sujeita.

Souza (2002) aduz que, segundo a abordagem de Modigliani e Miller, os resultados da empresa apresentam comportamento independente da sua estrutura de capital e são decorrentes da capacidade de geração de lucros dos seus ativos, bem como do risco a que se encontra exposta.

No entanto, o trabalho de Modigliani e Miller (1958) foi alvo de duras críticas da academia, o que levou os autores a revisitarem, em 1963, o trabalho de 1958. Os autores reconheceram o efeito dos impostos como elemento que aumenta o valor da empresa. Suas proposições iniciais consideravam um cenário com ausência de efeitos tributários; porém, no mundo real, o imposto de renda incide diretamente sobre os lucros empresariais. Logo, comparando-se duas empresas, uma alavancada e outra não, obviamente que a empresa alavancada, com possibilidade de dedução das despesas com juros do seu resultado, obtendo, conseqüentemente, benefícios fiscais, gerará mais valor ao seu acionista do que a empresa que não possui qualquer nível de alavancagem. Nesse sentido, Famá, Barros e Silveira (2001) esclarecem que em razão do benefício fiscal proporcionado pelo endividamento, havendo aumento do nível de alavancagem da empresa, ocorrerá, conseqüentemente, a diminuição do

custo médio ponderado de capital e, via de consequência, aumento no valor da empresa. Foi exatamente isso que Modigliani e Miller (1963) reconheceram.

Nesse sentido, Famá, Barros e Silveira (2001) esclarecem que, na ausência do imposto de renda, a primeira proposição de Modigliani e Miller (1958) permanece válida. Porém, o imposto de renda é uma realidade, tanto da economia americana, quanto da brasileira. Por conta disso, há a possibilidade da dedutibilidade dos juros pagos como serviço das dívidas da empresa. Assim, quanto maior for a alavancagem, menor será o montante de imposto de renda a ser pago para um mesmo lucro antes dos impostos, o que gera um benefício visível para a empresa decorrente da maior alavancagem.

No entanto, como o mercado não é perfeito, não é possível à empresa que se financie exclusivamente por meio de dívidas, pois isso lhe colocaria em situação de risco de falência. Por conta disso, com a reformulação teórica realizada em 1963, Modigliani e Miller passaram, como visto, a considerar os efeitos tributários como relevante variável na estrutura de capital da empresa, reconhecendo que ela gera, sim, efeitos sobre o valor da empresa.

Dessa dicotomia entre as abordagens tradicional, encabeçada por Durand (1952) e a abordagem de Modigliani e Miller (1958; 1963), surgiram muitas outras linhas teóricas que contribuem com o melhor entendimento da estrutura de capital das empresas. Dentre elas destacam-se a teoria *trade-off*, *pecking order*, abordagens ligadas às relações de agência e aquelas ligadas à assimetria de informação. Cada uma delas será, em seguida discutida para melhor compreensão.

### 2.1.3 *Trade-off theory*

O estudo da teoria *trade-off* tem como um dos seus maiores expoentes Myers (1977), Myers (1984), e outros, que discutiram tanto a *trade-off theory* quanto a *pecking order theory*. Segundo Myers (1984), a *trade-off theory* preconiza que as empresas devem buscar uma estrutura ótima de capital, que maximize os benefícios decorrentes dessa estrutura e minimize os custos decorrentes do endividamento.

De acordo com Myers (2001), o foco da teoria *trade-off* está no efeito que os impostos geram sobre a empresa, preconizando que elas devem buscar um nível de endividamento que permita a geração de benefícios fiscais, mas que, ao mesmo tempo, não exponha a entidade a riscos acentuados de falência, o que atrai a incidência de custos e acaba onerando a entidade.

No entanto, esse alvo precisa ser constantemente calibrado, pois as dinâmicas e imperfeições do mercado fazem com que haja ajustes para obtenção do nível ótimo de endividamento pelas corporações (Myers, 2003). Com isso, tem-se a abordagem dinâmica da teoria *trade-off*.

Albanez (2008) esclarece que na teoria *trade-off* as empresas possuem um nível-alvo de endividamento a ser atingido. Com isso, empresas muito lucrativas tendem a possuir uma maior utilização de recursos de terceiros, alavancando sua estrutura de capital, justamente para se beneficiar da despesa com juros, dedutível para fins tributários, gerando menor valor de impostos a pagar.

Jahanzeb et al. (2014) esclarecem que a teoria *trade-off* tem como foco a análise de custos e dos benefícios da dívida, para que a empresa identifique o ponto ótimo de endividamento da sua estrutura de capital, de modo que a dívida ajude a maximizar o valor da empresa. Segundo os autores, faz-se necessário haver um balanceamento entre os benefícios que a dívida proporciona, como é o caso das deduções fiscais, e os custos decorrentes do incremento da dívida.

Por sua vez, Santos (2006) esclarece que a utilização do endividamento gera duplo efeito: positivo, pela possibilidade de a empresa beneficiar-se da dedução das despesas com juros para fins tributários; e negativo, pelo risco de falência a que está sujeita por conta de uma estrutura de capital alavancada.

Já para Damodaran (2004), na ótica da teoria *trade-off*, as vantagens do endividamento empresarial são a utilização dos benefícios fiscais com a dedução das despesas de juros sobre o lucro tributável e o fato de que a utilização de recursos de terceiros pode forçar uma maior disciplina dos administradores (agentes), que usarão os recursos da empresa com maior parcimônia, aplicando-os em benefício dos acionistas.

Quanto às desvantagens, o autor menciona o fato de que, quanto maior o endividamento empresarial, maior o volume de juros a pagar que a empresa terá, o que gera um incremento no risco de falência da entidade. Além disso, outra desvantagem seria a incidência de maiores custos de agência, visto que a empresa, agindo racionalmente, deveria instituir maiores controles sobre o agente que atua com recursos de terceiros, evitando, assim, a tomada de decisões errôneas.

Por fim, vale ressaltar que a teoria *trade-off* possui duas formulações, sendo elas a *static trade-off* e a *dynamic trade-off*. Segundo Rocha (2014), a *trade-off* estática preconiza que as empresas buscam alcançar um nível ótimo de endividamento, algo como um alvo, o que maximizaria seu valor final no ponto em que as empresas conseguissem balancear os benefícios

da dívida com seus custos, sendo que, caso houvessem desvios em relação a esse nível ótimo de endividamento, a empresa deveria fazer a devida correção, retomando-o novamente.

No entanto, essa faceta da teoria *trade-off* mostrou-se frágil, em especial por não considerar os custos para recolocar a empresa no caminho do endividamento alvo, que poderia ser, inclusive, maior que o benefício gerado.

Por conta disso, emergiu a segunda faceta da teoria *trade-off*, batizada de *dynamic*, que preconiza o balanceamento entre os custos e os benefícios do endividamento pelas corporações, que estariam a todo tempo avaliando seu endividamento e realizando os ajustes necessários para obter o melhor desempenho possível da sua estrutura de capital (Rocha, 2014).

A outra linha teórica em finanças é a teoria *pecking order*, que será a seguir delineada.

#### 2.1.4 *Pecking order theory*

A sistematização da teoria *pecking order* é atribuída a Myers e Majluf (1984), que iniciaram suas discussões. O tema é de especial interesse para o estudo, pois a discussão da assimetria informacional está concentrada neste modelo teórico.

Para Myers e Majluf (1984, p. 6), “*managers have information that investors do not have, and that both managers and investors realize this. We take this information asymmetry as given—a fact of life. We side—step the question of how much information managers should release, except to note the underlying assumption that transmitting information is costly*”. Em tradução livre, gerentes da empresa possuem informações que investidores não tem, ambos (os gerentes e investidores) percebem isso. Essa assimetria de informação é um fato da vida. Nós, de lado a lado, questionamos a quantidade de gerentes de informações que devem ser liberados, exceto para assinalar o pressuposto subjacente de que a transmissão de informações é dispendiosa.

Conforme Cotei e Farhat (2009), a teoria *pecking order* se baseia na ideia de que existe assimetria de informações entre gestores e investidores, e que os gerentes têm muito mais informações sobre o verdadeiro valor da empresa e o grau de risco a que ela está sujeita do que os investidores externos, menos informados nesta relação. Essa assimetria encarece o custo de captação de recursos pelas empresas, visto que o mercado subavalia os títulos das empresas, fazendo com que elas busquem uma hierarquia de fontes para financiar suas atividades, que é o cerne da *pecking order theory*.

Segundo Myers e Majluf (1984), pela teoria *pecking order*, as decisões de financiamento das empresas seguem uma determinada ordem hierárquica de fontes de financiamento. Inicialmente, as empresas buscam financiar suas atividades por meio dos seus lucros retidos, ou seja, seus recursos internos. Em seguida, a segunda opção é a captação de recursos onerosos no mercado, precipuamente pela assunção de dívidas. Por fim, como última opção para financiamento, as empresas emitiriam ações. Essa ordem se deve à assimetria informacional existente entre os agentes econômicos e pelo impacto que a assimetria exerce no custo de cada uma dessas modalidades de financiamento.

Para Myers e Majluf (1984), existe essa ordem de preferência das empresas visto que os investidores possuem uma carga informacional muito menor sobre a empresa do que os seus gestores. Assim, dada a incidência dessa assimetria, o valor dos títulos da companhia serão, muito provavelmente, subprecificados pelos investidores, visto que não dispõem de informações sólidas sobre a empresa por conta da assimetria, o que faz com que o mercado reaja desta maneira, subavaliando os títulos.

Segundo Shaha et al. (2015), a teoria *pecking order* assumiu que empresas com maior rentabilidade tendem a emitir menos dívidas, justamente por estarem mais propensas a financiar suas atividades com recursos internos. Como a teoria *trade-off* não considerou a assimetria de informação em suas formulações, e considerando a relevância dessa variável para o estudo da estrutura de capital, ficou essa lacuna, que foi suprida pela *pecking order theory*. Assim, como principais diferenças entre as teorias *pecking order* e *trade-off* estão justamente a questão da assimetria de informação e o fato de que, para a *pecking order*, não há uma busca pela estrutura ótima de capital, como ocorre na *trade-off*.

Analisando esse contraponto entre a teoria *trade-off* e a *pecking order*, Jibrán et al. (2012) esclarecem que como implicações dessa comparação entre esses dois modelos é possível concluir que a teoria *trade-off* é útil para explicar os níveis da dívida corporativa, enquanto que a teoria *pecking order* é superior para explicar as mudanças na estrutura de capital dessas entidades. Portanto, cada uma dessas abordagens teóricas possui sua finalidade e contribui para explicar uma determinada parcela desse complexo fenômeno que é a estrutura de capital das empresas.

### 2.1.5 Modelos baseados na assimetria de informação

A questão da assimetria de informação permeia grande parte das discussões relativas às finanças corporativas. No tocante à estrutura de capital, sua influência é visível, amplamente discutida na literatura e testada empiricamente nos estudos aplicados.

O tema é discutido por diversos autores, como Albanez (2008), Cândido (2010), Medeiros (2013), e tantos outros, com muitas abordagens, e está inserido em muitas teorias, como na *pecking order*, na teoria da agência, e em muitos outros segmentos de estudo, em especial na área de finanças.

Segundo Albanez (2008), existem duas principais linhas de pesquisa abordando a assimetria informacional como um dos importantes determinantes da estrutura de capital das empresas. A primeira preconiza que as decisões de financiamento são uma forma de mitigar ineficiências das decisões de investimento causadas pela assimetria de informação, tendo como expoentes Myers e Majluf (1984) e Myers (1984). A segunda defende que a estrutura de capital é um meio de sinalizar para o mercado a informação que, a princípio, apenas a empresa detém, tendo como expoentes Ross (1977) e Leland e Pyle (1977).

A literatura atribui a Akerlof (1970) o primeiro escrito contundente a tratar da assimetria de informação, em que o autor, discorrendo sobre o mercado de compra e venda de veículos usados nos Estados Unidos, consegue demonstrar a relevância que a informação assimétrica exerce no mercado. De lá para cá, o tema vem sendo cada vez mais pesquisado, em diversos contextos diferentes.

Myers (1984), um dos autores seminais da assimetria de informação, argumenta que se os gerentes sabem mais do que o resto do mercado sobre o valor da empresa (situação com assimetria de informação, portanto), o mercado penaliza a emissão dos títulos da empresa com uma avaliação abaixo do esperado, o que encarece a estrutura de capital e reduz o valor da empresa. Por conta disso, há uma imperfeição no mercado, gerada pela assimetria informacional, que penaliza a empresa pela ausência de informações, pelo potencial investidor, da real situação da firma. Com isso, segundo os pressupostos da *pecking order theory*, visando evitar tal situação, a empresa deveria optar, inicialmente, pelo autofinanciamento de suas atividades, como medida alternativa buscar recursos no mercado, e somente como *última ratio*, fazer a emissão de ações, dada a onerosidade dessa opção.

Por sua vez, Ross (1977), ao discutir a questão da assimetria de informação, esclarece que devido à assimetria de informação existente, os investidores não detêm condições de avaliar

se os projetos da empresa são efetivamente bons ou ruins, o que acaba influenciando no valor que estão dispostos a pagar pelos títulos emitidos pela companhia.

Segundo Leland e Pyle (1977), uma conduta que passa certa segurança ao mercado e mitiga a questão da assimetria de informação é a realização de compra de títulos da própria empresa pelos seus gestores. Essa conduta sinaliza ao mercado, ao menos em tese, que os administradores daquela companhia possuem boas perspectivas em relação ao seu futuro, sinalizando, portanto, ao mercado que se trata de uma empresa em que vale a pena investir seus recursos.

Como se verifica, os estudos que têm como foco a assimetria informacional caminham por pelo menos duas rotas distintas. Dado o interesse do estudo, que é analisar a influência da assimetria de informação na estrutura de capital, a orientação teórica se dá pela *pecking order theory*, de Myers (1984) e Myers e Majluf (1984), servindo de guia orientativo para a condução do trabalho.

#### 2.1.6 Abordagem *market timing*

Uma abordagem teórica bastante discutida em se tratando da estrutura de capital é a do *market timing*. Segundo Baker e Wurgler (2002), *in corporate finance, equity market timing refers to the practice of issuing shares at high prices and repurchasing at low prices. The intention is to exploit temporary fluctuations in the cost of equity relative to the cost of other forms of capital*. Em tradução livre, tem-se que o "timing" do mercado de ações refere-se à prática de emissão de ações a preços elevados e recompra a preços baixos. A intenção é explorar as flutuações temporárias no custo do patrimônio em relação ao custo de outras formas de capital.

Por conta disso, empresas com maior alavancagem financeira são aquelas que captam recursos quando o valor de mercado da firma está desvalorizado, e empresas com baixa alavancagem captam recursos externos quando o valor de mercado da entidade está elevado. Isso pode evidenciar o que a literatura classifica como "comportamento oportunista" das empresas, e que isso influencia de maneira significativa sua estrutura de capital.

Para Huang e Ritter (2005), de acordo com a teoria *market timing*,

*corporate executives sometimes perceive their risky securities as misvalued by the market. Conditional on having financing needs, firms issue equity when they perceive*

*the relative cost of equity as low, and issue debt when they perceive the relative cost of equity as high.*

Ou seja, os executivos corporativos às vezes percebem títulos de risco como desvalorizados pelo mercado. Condicionais ao ter necessidades de financiamento, as empresas emitem ações quando percebem o custo relativo do capital próprio como baixo e emitem dívida quando percebem que o custo relativo do capital é tão elevado.

Em função disso, diversos estudos analisaram o efeito do *Market timing* sobre a estrutura de capital das companhias. Por exemplo, Hovakimian (2006), em seu estudo, concluiu que “*I find no evidence of significant equity market timing for debt issues and debt reductions*”, ou seja, que não encontrou evidências de um momento significativo do mercado de ações para problemas e reduções de dívidas. Afirma o referido autor que “*while my results are consistent with market timing of equity issues and, to a lesser extent, of equity repurchases, I find that the effects of equity transactions on capital structure are small and transitory, implying that equity transaction timing is unlikely to be responsible for significant long lasting effects of market-to-book ratios on leverage*”, ou seja, que seus resultados são consistentes com o *market timing* das emissões de capital e, em menor medida, das recompras de capital, considerando que os efeitos das transações de capital sobre a estrutura de capital são pequenos e transitórios, o que implica que o tempo de transação de capital não é suscetível de ser responsável para efeitos duradouros significativos dos índices de mercado para o *market-to-book*.

Em outro estudo sobre o tema, Bie e Haan (2007) analisaram a estrutura de capital e o *Market timing* em empresas Holandesas, tendo concluído que o *Market timing* é relevante para a definição da estrutura de capital das referidas empresas. Ainda, os referidos autores salientaram que “*Stock price run-ups increase the probabilities of equity and dual issues. Further, the effects of stock price run-ups on the choices between issuance of debt, equity or both are consistent with the predictions of the market timing hypothesis. However, in contrast to the existing evidence for US firms, we do not find persistent effects of market timing on capital structures of Dutch firms*”. Em tradução livre, tem-se que as altas de preços das ações aumentam as probabilidades de emissão de ações. Além disso, os efeitos das altas de preços das ações sobre as escolhas entre a emissão de dívida, patrimônio ou ambos são consistentes com as previsões da hipótese do *market timing*. No entanto, em contraste com a evidência existente para as empresas dos EUA, não foram encontrados efeitos persistentes do tempo de mercado nas estruturas de capital das empresas holandesas.

Em nível local, Albanez (2012) analisou os efeitos do *market timing* sobre a estrutura de capital das empresas listadas na bolsa e concluiu que quanto maior o custo de capital próprio, maiores tendem a ser os níveis de endividamento, bem como quanto maior o custo do financiamento menor é o uso da dívida como fonte de recursos. Ou seja, segundo a autora, o *market timing* afeta a estrutura de capital das empresas brasileiras, que estão atentas às melhores oportunidades para captação de recursos para financiamento de suas atividades.

### 2.1.7 Determinantes da estrutura de capital – abordagem empírica

O estudo dos determinantes da estrutura de capital das empresas brasileiras é objeto de variados estudos, sendo que cada autor, dependendo da amostra, do corte temporal e dos seus objetivos, estudam um conjunto específico de determinantes para condução da sua pesquisa.

Por exemplo, Oliveira et al. (2012) estudaram os determinantes da estrutura de capital de empresas brasileiras por meio de uma abordagem por regressão quantílica. Perobelli e Famá (2003), por sua vez, estudaram os fatores determinantes da estrutura de capital para empresas latino-americanas. Nakamura et al. (2007) estudaram os determinantes de estrutura de capital no mercado brasileiro – análise de regressão com painel de dados no período 1999-2003. Enfim, os estudos na temática são os mais diversos, conforme é possível observar.

No tocante às pesquisas internacionais, segundo Miller (1977), os principais determinantes da estrutura de capital são os impostos e os custos de falência. Jensen e Meckling (1976), por sua vez, definem os custos de agência como o principal determinante da estrutura de capital das organizações. Segundo Baker e Wurgler (2002), o *market timing* constitui outro relevante determinante da estrutura de capital.

Brito, Corrar e Batistella (2007), ao estudarem os fatores determinantes da estrutura de capital das maiores empresas que atuam no Brasil, testaram como determinantes da estrutura de capital das empresas as variáveis rentabilidade, risco, tamanho, composição dos ativos, crescimento e tipo de capital. Após a realização da análise empírica, constataram que as variáveis risco, tamanho, composição dos ativos e crescimento são fatores determinantes da estrutura de capital das empresas, enquanto que a rentabilidade e o tipo de capital não se mostraram relevantes para a forma como as empresas se financiam.

Perobelli e Famá (2003), por sua vez, analisaram empiricamente os fatores determinantes da estrutura de capital para empresas latino-americanas. Selecionando fatores determinantes identificados pela literatura, elegeram como determinantes a serem incluídos em

seu modelo de análise a estrutura dos ativos da empresa, outros benefícios fiscais que não os gerados pelo endividamento, expectativa de crescimento da empresa, singularidade, tamanho, volatilidade e lucratividade.

Após a condução da análise empírica, concluíram os autores que, para o México, todos os atributos, exceto a estrutura dos ativos, mostraram-se relacionados ao grau de endividamento, ou seja, podem ser considerados determinantes da estrutura de capital das empresas da amostra daquele país. Na Argentina, apenas o atributo lucratividade mostrou-se relacionado ao grau de endividamento, enquanto que todos os demais não se mostraram significantes. No Chile, houve relação significativa entre os atributos tamanho, lucratividade e estrutura dos ativos. Verifica-se, pelos resultados apontados pelos autores, que os determinantes variam de país para país, bem como de pesquisador para pesquisador. Os determinantes testados por um autor não são os mesmos testados por outro, sendo essa a dinâmica da pesquisa ligada à estrutura de capital.

Oliveira et al. (2012), ao estudarem os determinantes da estrutura de capital das empresas brasileiras por meio da abordagem em regressão quantílica, definiram como determinantes da estrutura de capital as variáveis tamanho, lucratividade, oportunidade de crescimento, tangibilidade e volatilidade. Após a realização dos testes empíricos, verificaram que existe uma influência significativa dos quantis sobre os coeficientes estimados pela regressão, e que os efeitos dos determinantes variam dependendo do quantil. Verificaram, ainda, que as variáveis tamanho e lucratividade mostram que a teoria *pecking order* se torna mais forte à medida que os quantis aumentam.

Conforme se verifica, os determinantes da estrutura de capital das empresas são muitos, a depender da linha teórica adotada pelo pesquisador e dos seus objetivos com a pesquisa. Os determinantes definidos para a presente pesquisa e o respectivo aporte teórico serão demonstrados no capítulo de Metodologia, conduzindo o leitor à correta definição de quais determinantes serão testados no estudo.

## 2.2 ESTRUTURA DE CAPITAL E ASSIMETRIA DE INFORMAÇÃO

Considerando que o objetivo do estudo é analisar a influência da assimetria de informação na estrutura de capital de empresas brasileiras e norte-americanas, a seguir serão realizadas discussões mais aprofundadas acerca da assimetria de informação, bem como serão apresentados trabalhos que já discutiram o tema.

### 2.2.1 Assimetria de informação como determinante da estrutura de capital: evidências empíricas

Harris e Raviv (1991), após analisarem grande quantidade de artigos publicados cujo tema era a estrutura de capital, identificaram quatro fatores determinantes dessa estrutura: a) conflitos de agência entre acionistas, administradores e credores; b) desigualdade de informações sobre a empresa entre administradores e o mercado, provocada pela assimetria de informação; c) influência das características dos produtos e da estratégia de negócios da empresa em sua estrutura de capital e; d) situações de disputa por controle acionário.

Akerlof (1970) foi um dos primeiros autores a discorrer sobre a assimetria de informação, que de forma lúdica, oferece um exemplo de fácil compreensão sobre seus efeitos. Segundo o autor, os compradores de carros usados possuem muito menos informação do que os vendedores sobre quais carros apresentam problemas, razão pela qual um veículo que aparentemente está em bom estado pode acabar se revelando uma péssima opção de compra, ou um “*lemon*”, como o autor apresenta no trabalho original. No entanto, quem detém essa informação é tão somente o vendedor.

Esse ambiente de incerteza envolvendo o mercado de veículos usados tem potencial para gerar uma espiral catastrófica. Isso faz com que os compradores sejam mais relutantes a pagar mais por um determinado veículo usado, sendo que, caso soubessem com mais clareza que o carro que estão comprando não apresenta problemas, estariam dispostos a pagar um valor maior pelo veículo.

Em consequência dessa relutância em se pagar mais, os vendedores retirarão seus melhores carros do mercado, dado que consideram que os preços oferecidos são inadequados. Isso, por sua vez, induz os compradores a oferecer preços ainda menores, já que, com os melhores carros fora do mercado, as chances de se adquirir um carro ruim aumentam exponencialmente. Essa espiral descendente ameaça destruir esse mercado, por completo.

Todo esse problema, segundo Akerlof (1970), se originou de um fato: os compradores desconfiados decidem que não há como saber se o carro é bom ou ruim, e os vendedores são incapazes de persuadi-los do contrário. Daí a hipótese da informação assimétrica: uma situação em que o vendedor ou o comprador possui alguma informação importante que o outro lado não possui.

A solução apresentada pela literatura para esse problema seria a imposição, pelo Estado, de regulamentações ao mercado de veículos, algo que obrigasse a todos os integrantes dessas relações privadas a fornecer todas as informações que possuem sobre o estado dos carros, bem

como leis mais severas que obrigassem os vendedores a restituir os compradores caso o carro não corresponda ao esperado, impedindo, assim, que o mercado entre em colapso.

Em âmbito internacional, a pesquisa da assimetria informacional, e sua influência na estrutura de capital, é mais desenvolvida do que no Brasil, dado o número de estudos internacionais sobre o tema.

Pettit e Singer (1985) pesquisaram os problemas de assimetria informacional e os custos de agência em pequenas empresas. Eles verificaram que as menores empresas geralmente possuem níveis mais altos de assimetria de informação, em especial por problemas em seus relatórios contábeis.

Rajan e Zingales (1995) analisaram os fatores de alavancagem das maiores indústrias dos países do G-7 (Estados Unidos, Japão, Alemanha, França, Itália, Reino Unido e Canadá). Partiram da hipótese de que as empresas com poucos ativos tangíveis teriam maior predisposição à informação assimétrica, possuindo, portanto, uma estrutura mais alavancada. Após os testes empíricos, rejeitaram tal hipótese, visto que a alavancagem estava positivamente relacionada à tangibilidade dos ativos das organizações.

Bharath, Pasquariello e Wu (2008) conduziram estudo em que testaram se a assimetria de informação é um importante determinante das decisões de estrutura de capital, ou seja, se ela efetivamente direciona as decisões de estrutura de capital das empresas. A amostra foi composta por empresas norte-americanas no período de 1972 a 2002. Concluíram os autores que a assimetria de informação é um importante determinante do nível de alavancagem das empresas da amostra no período analisado, verificando, ainda, que empresas com maior índice de assimetria de informação emitiam mais títulos de dívida em relação a ações, quando em comparação com menor índice de informação assimétrica.

Michaelas, Chittenden e Poutziouris (1999), ao estudarem as políticas financeiras e a estrutura de capital das pequenas empresas do Reino Unido, concluíram que os custos de agência e assimetria de informações têm um efeito direto no grau de endividamento de curto e de longo prazos das pequenas empresas. A ocorrência de maior assimetria de informações, e a incidência de maiores custos de agência nas pequenas empresas, em especial naquelas com poucos ativos, são consideradas como clientes arriscados pelas instituições financeiras, por serem empresas mais sensíveis às oscilações econômicas, razão pela qual tais empresas têm que se confiar em níveis mais baixos de endividamento externo.

Merton (1987), ao estudar o equilíbrio do mercado de capitais com informações incompletas, concluiu que o prêmio que os investidores exigem para suportar riscos quando há uma situação de assimetria de informação entre os gestores e investidores externos é um

incremento nas divulgações voluntárias. No entanto, verificaram os autores que essa é uma solução um tanto quanto inaplicável, dados os custos associados à implementação e à manutenção de tais divulgações às empresas.

Miguel e Pindado (2000), ao analisarem os determinantes da estrutura de capital de empresas espanholas, identificaram que, em sua modelagem, ocorreu uma relação inversa entre a capacidade de geração de caixa pelas empresas e seu endividamento, o que indica que os fluxos de caixa próprios da empresa são preferidos à contratação de dívidas para financiamento dos seus projetos. Esta preferência, segundo os autores, se origina na tentativa de evitar os problemas decorrentes da assimetria de informação pelo qual passam tais empresas. No entanto, verificaram, ainda, que na ausência de assimetria de informações, as empresas recorrem à alavancagem para incentivar os gestores a tomarem decisões mais acertadas em relação aos projetos da empresa.

Outro importante trabalho do tema foi realizado por Halov (2006), que, ao analisar a dinâmica da assimetria de informação e a estrutura de capital de empresas americanas no período de 1986 a 2005, verificou que a dispersão das previsões dos analistas durante o ano atual e o ano seguinte tem relevante efeito nas decisões de estrutura de capital das empresas, sendo que empresas com informação assimétrica futura esperada mais alta, estimada pelos analistas, mantêm níveis mais altos de caixa e títulos negociáveis, como uma alternativa para evitar no futuro os custos mais altos de seleção adversa da dívida.

O resultado principal obtido pelo autor é que a emissão de dívida é relacionada positivamente com a informação assimétrica do período atual e negativamente com a informação assimétrica e necessidades de investimentos futuros.

Sobre a assimetria de informação na estrutura de capital das organizações, Albanez, Valle e Corrar (2012) argumentam que os administradores possuem informação privada sobre o fluxo de retornos da empresa ou sobre suas oportunidades de investimento, o que caracteriza a assimetria informacional entre os administradores da empresa e seus potenciais investidores.

Ao testarem empiricamente se 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, os referidos autores verificaram que a assimetria informacional não perde significância estatística e econômica no modelo empírico proposto, e que após a inclusão de variáveis representativas de fatores institucionais evidenciou-se a importância da assimetria informacional na determinação da estrutura de capital de empresas brasileiras.

Albanez (2008), ao analisar os impactos da assimetria de informação na estrutura de capital de empresas brasileiras de capital aberto, incluiu diversas variáveis visando captar a

maior ou menor incidência de assimetria pelas empresas de capital aberto, tais como liquidez em bolsa e volatilidade, concluindo que as empresas consideradas com menor grau de assimetria informacional foram as mais endividadas que as demais na análise do nível de endividamento total, resultado que contraria os ditames da *pecking order*. Observou, ainda, que as 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, favorecendo a utilização de dívidas por meio da redução dos custos de seleção adversa.

Cândido (2010), ao estudar os efeitos da governança corporativa sobre a estrutura de capital, inclui no modelo econométrico estruturado para o trabalho variáveis que captam a assimetria de informação, como os níveis de governança da Bovespa, por exemplo, concluindo que as empresas com melhores práticas de governança corporativa apresentaram menor endividamento do que aquelas com menores níveis de governança.

Medeiros et al. (2013), ao estudarem a estrutura de capital e assimetria de informação nas empresas brasileiras do setor de energia elétrica, buscaram verificar se assimetria de informação é determinante para o modelo de estrutura do capital. Como resultado, verificaram que no setor elétrico os ditames da *pecking order theory* são parcialmente obedecidos, visto que as empresas que aderiram aos níveis 1 e 2 de Governança da Bovespa apresentaram menores taxas de endividamento. No entanto, outras variáveis testadas pelos autores mostraram-se avessas à teoria *pecking order*, verificando-se que os resultados empíricos contrariam as disposições teóricas para um determinado período de tempo e uma determinada amostra de empresas.

Portanto, pela literatura colacionada, fica nítido que a assimetria de informação é tida pela literatura como um relevante determinante da estrutura de capital das organizações e amplamente pesquisado. A seguir, será discutido o papel da Governança Corporativa e seu desempenho, em especial o reflexo sobre a assimetria informacional.

### 2.3 MECANISMOS DE GOVERNANÇA CORPORATIVA COMO REDUTOR DA ASSIMETRIA DE INFORMAÇÃO

É fato que a governança corporativa é um relevante instrumento de controle pelos *stakeholders* da empresa, dando condições aos diversos interessados na organização, em especial aos investidores, de ter maior clareza e segurança nas decisões ligadas a investir ou não seu recurso em determinada empresa. Mas teria a governança alguma relação com a estrutura de capital das empresas?

Respondendo a este questionamento, Silveira, Perobelli e Barros (2008) esclarecem que a governança corporativa pode influenciar as decisões de financiamento na medida em que as empresas com melhores mecanismos de governança possuem mais condições de captar recursos externos, independentemente do ambiente institucional em que estão inseridas, devido às maiores transparência e confiança repassadas a terceiros.

Em igual sentido, Silveira (2004) esclarece que a governança corporativa se faz importante frente à estrutura de capital, pois impacta na forma de financiamento escolhida pela empresa – isso porque empresas com melhores níveis de governança corporativa mostram-se mais atrativas aos investidores, o que provocaria uma diminuição do custo médio ponderado do capital dessas empresas. Portanto, é direta a relação da governança com a estrutura de capital.

De acordo com Silveira (2002), a governança corporativa torna as empresas mais eficientes e desenvolvidas, visto que se preocupa grandemente com os controles internos, avaliação dos riscos e o processo de transparência empresarial, possibilitando, por fim, a mensuração do desempenho financeiro e controle perante a estrutura de capital empresarial.

Vieira et al. (2011), ao discorrerem acerca da governança corporativa, esclarecem que ela se refere à forma como as empresas são dirigidas e controladas e vincula-se a princípios como da equidade, transparência, ética, *accountability* e outros que regem as decisões da empresa. Por sua vez, Malacrida e Yamamoto (2006) defendem que a governança corporativa deve seguir aos princípios da equidade, transparência, prestação de contas e responsabilidade corporativa. Nesse sentido, Kajanathan (2012) esclarece que não existe um conjunto globalmente aceito de princípios de governança corporativa aplicável a todas as situações, pois isso depende do ambiente legal, político e econômico em que as organizações estão situadas; porém, aspectos como transparência e responsabilidade são praticáveis em quase todos esses ambientes.

Por conta dos princípios que orientam a governança corporativa, fica nítida a relação entre a assimetria de informação e a governança, e o potencial que esta tem para contribuir grandemente para a redução da assimetria. Nesse sentido, Oliveira et al. (2014) esclarecem que a assimetria informacional pode ser reduzida pela observância das práticas estabelecidas como governança corporativa, além do fornecimento de informações contábeis com maior qualidade, o que, conseqüentemente, conduz à melhoria da eficiência do investimento.

Matragrano, Bernardes e Goncalves (2015) aduzem que a governança corporativa pode mitigar os conflitos existentes nas organizações, contribuindo para elevação dos seus lucros. Ademais, a governança corporativa proporciona a redução da assimetria de informação entre agentes internos e externos da organização, o que contribui para uma redução dos custos da

estrutura de capital por conta desse fator. Nesse sentido, Martins et al. (2005) esclarece que uma boa estrutura de governança corporativa não só fornece informações úteis para os investidores e reduz a assimetria de informações, como também auxilia a companhia a melhorar suas operações.

A assimetria de informações, falha de mercado, tem estreita relação com o conflito de agência, sendo um dos seus principais fatores de surgimento. No caso das empresas brasileiras, dado que sua estrutura de propriedade é bastante concentrada, com a presença de um acionista controlador atuando como gestor da empresa, o conflito tem foco nos problemas entre o acionista controlador e os outros fornecedores de recursos financeiros, que são os acionistas minoritários e os credores de longo prazo (Santos et al., 2008).

Assim, visando contribuir para mitigar os problemas decorrentes dos problemas de agência no mercado acionário nacional, foi que no ano 2000 a Bovespa criou uma listagem especial de empresas com Governança Corporativa, composto pelo Novo Mercado (NM) e os Níveis 1 (N1GC) e 2 (N2GC). Assim, segundo Santos et al. (2008), empresas desses segmentos estariam comprometidas, voluntariamente, com a adoção de práticas de governança corporativa e aberturas adicionais de informações em relação ao que é exigido pela legislação.

Sobre o objetivo da governança corporativa, Martins et al. (2005) esclarecem que ela visa proteger o valor da empresa com políticas de controle e *disclosure* da informação, mediante a melhoria dos controles internos da empresa, que garantem maior confiabilidade nas informações contábeis.

Desta forma, substancialmente, a governança corporativa constitui uma série de procedimentos adotados pelas empresas, cujo objetivo maior é reduzir a assimetria de informações entre os agentes internos e externos, repassando maior transparência e confiabilidade para o mercado, para os credores e os investidores da empresa, de modo que haja maior segurança por parte desses e de outros *stakeholders* nas transações. Ainda, obviamente que as empresas adotam tais procedimentos para reduzir os custos da sua estrutura de capital, visto que a governança gera, como um dos seus resultados imediatos, a redução dos custos ligados à estrutura de endividamento da empresa.

O tema, dada sua relevância para as finanças empresariais, é estudado em âmbito nacional e internacional. Matragrano, Bernardes e Goncalves (2015), ao estudarem a governança corporativa e a estrutura de capital, verificaram que uma melhor pontuação no Índice de Governança Corporativa [IGOV], proposto por Silveira (2004), associam-se à um maior endividamento relativo das empresas da amostra. Por sua vez, Procianoy e Schnorrenberger (2004) verificaram que o acúmulo de direitos de votos nas mãos dos maiores

acionistas da empresa é inversamente proporcional ao seu grau de endividamento, o que evidencia a existência de receios pelos investidores de aplicar seus recursos em empresas com alto controle concentrado. Silveira, Perobelli e Barros (2008) verificaram que há relação negativa entre a alavancagem, o grau de endividamento, e o fator rentabilidade, constatação esta compatível com os ditames da teoria *pecking order*, demonstrando uma preferência pelo financiamento promovido por fontes internas de recursos da empresa.

Procianoy e Schnorrenberger (2004), ao estudarem a influência da estrutura de controle nas decisões de estrutura de capital das companhias brasileiras, constataram que, de forma indireta, havia relação entre a governança corporativa e a estrutura de capital das empresas da amostra. Seus resultados mostram que uma maior concentração acionária está ligada a um menor endividamento, mas não afirma que tais resultados provêm de problemas de agência, e sim do risco financeiro percebido pelos maiores acionistas que associam a empresa à sua riqueza própria.

Gompers, Ishii e Metrick (2001), ao estudarem a governança corporativa e o valor do capital próprio, construíram um índice de governança corporativa para 1500 empresas, relacionando-o com medidas de desempenho usuais, encontrando uma relação positiva e significativa entre governança corporativa e retorno das ações das empresas da amostra.

Silveira (2002) investigou a estrutura de governança corporativa das companhias abertas brasileiras em 1998 a 2000 e se as empresas que estavam adequadas às normas do Instituto Brasileiro de Governança Corporativa (IBGC) haviam tido um maior valor de mercado ou desempenho. Como resultados, verificaram que, em média, para os cargos de diretor e presidente do conselho, as empresas que possuem pessoas distintas ocupando o cargo são mais valorizadas pelo mercado. Verificaram que o tamanho do conselho apresentou relação com o desempenho, e que a independência do conselho não apresentou relação com o valor da firma.

Por sua vez, Mitton (2002) analisou a relação entre variáveis de governança corporativa e o desempenho de 398 empresas asiáticas durante a crise de 1997. Os resultados indicam um retorno superior pelas empresas com melhores práticas de governança corporativa e com alta concentração de direitos de fluxo de caixa nas mãos do acionista controlador.

Cândido (2010), ao realizar estudo visando verificar os efeitos da governança corporativa sobre a estrutura de capital das empresas, constatou que empresas com melhores índices de governança corporativa apresentaram menor endividamento, o que contraria, em princípio, determinadas teorias que indicam haver maior alavancagem para empresas com melhores índices de governança.

Stiglbauer (2011), ao estudar o impacto do capital e da estrutura de propriedade sobre a governança corporativa e o desempenho da empresa, verificou que não existe relação significativa entre a estrutura de capital e o desempenho da empresa, porém constatou que a estrutura de capital e de propriedade constituem importantes fatores de governança corporativa para as organizações da amostra.

Por fim, apresentados tais delineamentos acerca da governança corporativa, bem como alguns estudos empíricos que trataram do tema, passar-se-á, em seguida, à exposição dos aspectos metodológicos da pesquisa.

## 2.4 MODELO TEÓRICO

A teoria que embasa o estudo é a *pecking order*, proposta por Myers e Majluf (1984) e Myers (1984). De toda sorte, apresenta-se, a seguir, um quadro sinótico com as principais teorias discutidas no referencial teórico do estudo, para melhor visualização pelo leitor.

**Quadro 1.** Principais aportes teóricos do estudo

Nome da teoria	Breve resumo da teoria	Autores seminais
Pecking order	Decisões de financiamento são tomadas levando-se em conta uma ordem pré-estabelecida pela teoria, inicialmente com utilização de recursos internos, em seguida recursos de terceiros e, por último, a emissão de ações, dado o custo que a assimetria de informações exerce nessa decisão.	Myers e Majluf (1984) e Myers (1984)
Trade-off	Para essa teoria, existe uma estrutura ótima de capital das empresas, determinada pelo balanceamento dos efeitos dos impostos sobre as dívidas e dos custos de falência associados à alavancagem, o que faz com que as empresas elevem seu endividamento até o ponto em que o benefício fiscal sobre a dívida adicional for compensado pelo aumento do valor presente dos custos de dificuldades financeiras.	Myers (1977), Myers (1984) e outros
<i>Market timing</i>	O <i>market timing</i> refere-se à prática de emissão de ações a preços elevados e recompra a preços baixos. A intenção é explorar as flutuações temporárias no custo do patrimônio em relação ao custo de outras formas de capital.	Baker e Wurgler (2002) e outros

## 2.5 MODELO TEÓRICO E FORMULAÇÃO DE HIPÓTESES/PROPOSIÇÕES (COM BASE NAS PESQUISAS SOBRE O TEMA NO BRASIL E NO MUNDO)

Com base em estudos anteriores, como Albanez (2008), Cândido (2010) e Medeiros (2013), formulam-se as seguintes hipóteses para o estudo:

*H1: a assimetria de informações constitui um determinante da estrutura de capital de empresas brasileiras e americanas de capital aberto e influencia as decisões de financiamento destas empresas.*

*H2: a assimetria de informações constitui um determinante da estrutura de capital de empresas brasileiras de capital aberto e influencia as decisões de financiamento destas empresas.*

*H3: a assimetria de informações constitui um determinante da estrutura de capital de empresas americanas de capital aberto e influencia as decisões de financiamento destas empresas.*

A título de estudos anteriores, tem-se a pesquisa realizada por Albanez (2008), que pesquisou a influência da assimetria de informação na estrutura de capital de empresas brasileiras de capital aberto, concluindo que empresas que apresentam menor nível de assimetria informacional possuem maiores índices de endividamento.

Em estudo similar, Cândido (2010) estudou os efeitos da governança corporativa sobre a estrutura de capital, analisando, ainda, os efeitos da assimetria informacional nesta relação, concluindo, em seu estudo que empresas com melhores práticas de governança corporativa apresentam menores índices de endividamento.

### 3 MÉTODO E PROCEDIMENTOS DA PESQUISA

A metodologia compreende o conjunto de passos a serem seguidos pelo pesquisador para atingimento dos seus objetivos. Assim, serão apresentados os principais passos da pesquisa.

#### 3.1 DELINEAMENTO DA PESQUISA

Para se avaliar estatisticamente a relação das variáveis do estudo com a estrutura de capital, fez-se a opção de trabalhar com a modelagem econométrica com dados em painel, dado o recorte temporal do estudo (2011 a 2015 – 5 anos) e o número de empresas da amostra.

De acordo com Greene (2002), este tipo de modelagem permite ao pesquisador incluir no modelo as diferenças de comportamento entre as unidades econômicas em análise. Ou seja, no caso da presente proposta, pressupõe-se que fatores não observáveis possam influenciar, no mesmo instante de tempo, todas as empresas da amostra, o que pode ser captado com o apoio da modelagem proposta.

Diante disso, o modelo econométrico de dados em painel permite a análise econométrica em duas dimensões: uma série temporal (relativamente curta) e uma série *cross-section* (relativamente longa), sendo possível captar a presença de heterogeneidade entre as empresas.

O software estatístico a ser utilizado para a realização das análises é o Eviews 7.0. Os dados da amostra foram coletados na base de dados Econômica, na Escola de Negócios do curso de Mestrado em Administração da PUC/PR, que gentilmente franqueou o acesso, em mais de um momento, ao autor para realização das coletas de dados. Ainda, sempre que possível, optou-se por coletar os valores brutos que formam cada variável, e não o índice pronto, para evitar distorções nos dados. Assim, por exemplo, ao invés de coletar-se o índice de Liquidez Corrente, se fez a coleta dos valores do Ativo Circulante e do Passivo Circulante das empresas da amostra, de maneira que o índice de liquidez seja calculado diretamente pelo Eviews, evitando, assim, possíveis valores incorretos de tais índices.

#### 3.2 UNIDADE DE ANÁLISE, POPULAÇÃO E AMOSTRA

A amostra é composta por empresas de capital aberto do Brasil e dos Estados Unidos, listadas na Bovespa e na NYSE (New York Stock Exchange). Do Brasil, a amostra é composta por 68 (sessenta e oito) empresas. Em relação às empresas dos Estados Unidos, estas foram

separadas em duas amostras. A primeira tomando como referência a média da variável dependente, que resultou em um grupo de 187 (abaixo da média) e outro de 89 empresas (acima da média da variável dependente – relação entre o endividamento empresarial e o ativo total), totalizando 276 empresas. A segunda tomou como referência a média do log do ativo, *proxy* para o tamanho das empresas, que resultou em um grupo com 156 (abaixo da média) e outro com 125 (acima da média em relação ao tamanho da empresa, medido pelo log do ativo) empresas, totalizando 281. O número relativamente menor de empresas brasileiras se deve ao fato de algumas variáveis (por exemplo, lucro) apresentarem observações negativas, o que não é suportado para a modelagem econométrica utilizada neste trabalho. Assim, foram excluídas todas as empresas que apresentaram, em algum instante do tempo e para alguma variável, observações negativas.

Como a pesquisa utilizou de procedimentos de amostragem intencional, com exclusão de alguns segmentos e exclusão de empresas com dados faltantes, não se realiza a generalização dos resultados obtidos nesta pesquisa.

As variáveis dependentes utilizadas, representativas da alavancagem das empresas, são: a relação entre o passivo oneroso de curto prazo e o ativo (POcp/A) e a relação entre o passivo oneroso de longo prazo e o ativo (POlp/A).

Os passivos onerosos são compostos por financiamentos de curto e longo prazos para as empresas do Brasil. Já em relação às empresas dos Estados Unidos, devido à nomenclatura das contas contábeis fornecida pela base de dados Económica ser diferente entre os países, buscou-se adotar contas com o mesmo propósito. Assim, adotou-se as seguintes contas como variáveis dependentes para a amostra de empresas dos EUA: fornecedores de longo prazo, financiamentos de curto prazo, obrigações de longo prazo e outras obrigações de curto prazo.

Pelas características da pesquisa, com muitas empresas analisadas e dados distribuídos em um longo período de tempo, considera-se adequado o emprego da análise com painel de dados, pois permite analisar as relações dinâmicas das empresas da amostra no tempo e no espaço (Wooldridge, 2006).

### 3.3 CONSTRUCTO DA PESQUISA

A seguir apresenta-se o quadro com a relação esperada para as variáveis de interesse do estudo, constituindo, isso, o principal constructo da pesquisa. O detalhamento das variáveis é apresentado no Quadro 2.

Quadro 2. Variáveis da pesquisa

Dimensão	Indicador	Fórmula/Operac.	Relação Esperada	Autores/Fonte
Dependente	End it = Indicador de endividamento	Empresas Brasileiras: <ul style="list-style-type: none"> <li>• FinCP/Ativo Total</li> <li>• FinLP/Ativo Total</li> </ul> Empresas Americanas: <ul style="list-style-type: none"> <li>• FinCP/Ativo Total</li> <li>• Fornecedores (LP)/Ativo Total</li> </ul>	-----	Albanez (2008); Cândido (2010).
<b>VARIÁVEIS EXPLICATIVAS</b>				
Explicativa: Variável de Controle	Rentabilidade	LAJ/Ativo	Negativa, pois quanto maior a lucratividade, menor a dependência do financiamento externo.	Albanez (2008); Cândido (2010).
Explicativa: Variável de Controle	Tamanho	Logaritmo Natural de Vendas Líquidas ou Logaritmo Natural do Ativo	Negativa, pois quanto maior o tamanho, menor a dependência do financiamento externo.	Albanez (2008); Cândido (2010).
Explicativa Variável de Controle	Tangibilidade	At. Imob. / At. Total	Positiva, pois quanto mais ativos tangíveis a empresa possui, mais propensa à alavancagem está.	Albanez (2008); Cândido (2010); Frank e Goyal (2003).
Explicativa Variável de Controle	Oportunidade de crescimento ( <i>Market to Book Value Ratio</i> )	Cotação ação / V. Pat. Ação	Negativa, pois quanto maior a oportunidade de crescimento, menor tende a ser um grande acúmulo de dívidas com terceiros.	Albanez (2008); Cândido (2010).
Explicativa Variável de Controle	Risco	$\frac{Beta}{1 + (1 - 0,34) \times \frac{PO}{PL}}$ Risco = Desvio Padrão (LAJIR / A)	Negativa entre risco (represent. pelo indicador beta) e endivid.	Albanez (2008); Cândido (2010).
Explicativa Proxy para Assimetria	Liquidez em bolsa	$Liq = 100 \times \frac{p}{P} \times \sqrt{\frac{n}{N}} \times \frac{v}{V}$	Negativa entre a liquidez e o endiv. da empresa	Albanez (2008).
Explicativa Proxy para Assimetria	Volatilidade	$Volat = \sqrt{\frac{\sum(S_i - S_m)^2}{n \times PPA}}$	Negativa entre volatilidade do preço acionário e endivid.	Albanez (2008).
Explicativa Proxy para Assimetria	Intensidade de negócio	Intensidade de negócio = Qtde de Negócios / Qtde de títulos da empresa	Negativa. Se a intensidade de negócio é alta, a teoria sugere menor assimetria informacional. Logo, empresas com maior intensidade de negócio seriam menos	Albanez (2008).

			endividadas que as demais.	
<b>Dimensão</b>	<b>Indicador</b>	<b>Fórmula/Operac.</b>	<b>Relação Esperada</b>	<b>Autores/Fonte</b>
Explicativa Proxy para Assimetria	<i>Bid-ask spread</i>	$BAS = \frac{pv - pc}{\frac{pv + pc}{2}}$	Positiva. Essa variável representa o grau de assimetria do ativo negociado. Logo, quanto maior for o bid-ask, maior a assimetria, o que resultaria em uma maior alavancagem.	Boone (1998); Oliveira, Paulo e Martins (2013).
<b>VARIÁVEIS DUMMIES</b>				
Explicativa	Nível de governança BOVESPA	Assume valor 1 se: Empresas listadas nos segmentos N1, N2 e Novo Mercado da Bovespa Assume valor 0 em caso contrário	Negativa. Se a empresa possui nível diferenciado na Bovespa, a teoria sugere que há menor assimetria informacional. Logo, essas empresas seriam menos endividadas que as demais.	Albanez (2008); Cândido (2010).
Explicativa	Emitentes de ADR's	Assume valor 1 se: Empresas brasileiras que emitiram ADR's na NYSE (DNYSE) Assume valor 0 em caso contrário	Negativa. Se a empresa emite ADRs, a teoria sugere que há menor assimetria informacional. Logo, essas empresas seriam menos endividadas que as demais.	Albanez (2008); Cândido (2010).
Explicativa	Troféu transparência	Assume valor 1 se: Empresas indicadas ao prêmio "Troféu Transparência" da Associação Nacional dos Executivos de Finanças, Administração e Contabilidade – ANEFAC Assume valor 0 em caso contrário	Negativa. Se a empresa foi vencedora do troféu ANEFAC, a teoria sugere que há menor assimetria informacional. Logo, essas empresas seriam menos endividadas que as demais.	Albanez (2008).

Como o tema de interesse do estudo é a análise da assimetria de informação sobre a estrutura de capital das organizações, importante se faz tecer alguns comentários acerca das variáveis que captam a assimetria.

Inicialmente, é de se considerar que a literatura não aponta, de modo inquestionável, variáveis específicas que captem a assimetria de informação no contexto da estrutura de capital, razão pela qual o grau assimetria de informação nessa temática é, habitualmente, estimado de forma indireta.

Por conta disso, são muitas as variáveis utilizadas como *proxies* para captar a assimetria de informação. Por exemplo, Iquiapaza, Lamounier e Amaral (2007) utilizam como *proxy* para

assimetria de informação na estrutura de capital o fato da empresa emitir ou não ADRs (American Depositary Receipts) na Bolsa de Nova Iorque. Por sua vez, Albanez (2008) utilizou como proxy para assimetria a indicação ao prêmio Troféu Transparência da ANEFAC. A autora ressaltou, ainda, que outra proxy para a assimetria de informação refere-se à dispersão do retorno das ações, dentre outras.

Conforme se verifica, a depender do autor, da sua filiação teórica, ou ainda de outras circunstâncias específicas, muitas variáveis podem ser utilizadas como proxies para mensurar a assimetria de informação, não sendo possível afirmar, portanto, que exista apenas um conjunto específico de variáveis que mensurem esse fenômeno. Diante disso, no trabalho, optou-se por mensurar a assimetria de informação conforme variáveis já apresentadas no Quadro 2.

### 3.4 PROCEDIMENTOS DE COLETA E ANÁLISE DOS DADOS E LIMITAÇÕES DA PESQUISA

A coleta se deu mediante o uso da base de dados Economatica, de acordo com alguns procedimentos indicados pela literatura, a seguir descritos:

- período da coleta: de 2011 (inclusive) a 2015 (inclusive);
- empresas: Brasil (todos os segmentos) e Estados Unidos (todos os segmentos), exceto empresas dos segmentos financeiro e de seguros, dadas suas especificidades;
- filtrou-se apenas empresas ativas, de modo que as canceladas não fossem relacionadas;
- tipo de ativo: ação, selecionando-se a opção “mostrar apenas uma ação por empresa” (a de maior volume no último mês), para que os dados de uma empresa fossem apresentados apenas uma vez no ano;
- dados financeiros: consolidados. Quando esta opção não era aplicável, a coleta se deu com dados da controladora;
- data-base das demonstrações financeiras: 31 de dezembro;
- moeda: em milhares de reais.

Desta forma, em atenção ao procedimento que os demais autores ligados ao tema já utilizaram em suas pesquisas, adotou-se os procedimentos acima, configurando os campos da base de dados Económica para que a coleta de dados fosse realizada desta forma.

Quanto a análise dos dados, como o enfoque do estudo é quantitativo, foram realizadas análises estatísticas dos resultados, com a realização de inferências suportadas pelos resultados das regressões, bem como da teoria de base.

Por fim, quanto às limitações da pesquisa, atribui-se como limitador a própria questão do *corpus* da pesquisa, dado o número limitado de empresas, bem como o corte temporal definido (5 anos). Tais elementos constituem, por si só, limitações da pesquisa, pois deve-se, a todo instante, inferir com base nos dados obtidos, evitando-se generalizações e inferências não suportadas pelos dados coletados.

Além disso, a dificuldade em compatibilizar as análises em empresas de diferentes países também constitui um importante limitador, dado que a base de dados não apresentava as informações de interesse do estudo na forma desejada, o que gerou a necessidade de alguns ajustes – essas e outras limitações serão mais bem analisadas oportunamente.

### 3.5 MODELO ECONOMÉTRICO

Seguindo as diretrizes da literatura, optou-se por rodar dois modelos distintos para cada país, tendo cada um deles as variáveis dependentes que seguem:

- a) a relação entre o passivo oneroso de curto prazo e o ativo, representada conforme segue:
  - a. Para empresas brasileiras:
    - i. Pela relação entre o financiamento de curto prazo e o ativo total (FinCP/Ativo Total).
  - b. Para empresas norte-americanas:
    - i. Pela relação entre o financiamento de curto prazo e o ativo total (FinCP/Ativo Total).
- b) a relação entre o passivo oneroso de longo prazo e o ativo total, representada conforme segue:
  - a. Para empresas brasileiras:
    - i. Pela relação entre o financiamento de longo prazo e o ativo total (FinLP/Ativo Total).
  - b. Para empresas norte-americanas:

- i. Pela relação entre a conta fornecedores (representativa de obrigações de longo prazo) e o ativo total (Fornec/Ativo Total).

Pretendia-se, como sugerido por Valle (2008) e Albanez (2008) e Cândido (2010), utilizar como variável dependente conta representativa das debêntures das empresas; porém, por conta da existência de muitas empresas com valor zero nessa conta, seria inviável sua utilização.

Saliente-se que foram excluídos os setores financeiro e de seguros da amostra, por apresentarem informações específicas em relação aos demais ramos de atividades.

No tocante às variáveis explicativas, tem-se:

1. Rentabilidade
2. Tamanho (logaritmo natural de vendas e ativo)
3. Tangibilidade dos ativos
4. Oportunidades de crescimento
5. Risco
6. Liquidez em bolsa
7. Volatilidade
8. Intensidade do negócio
9. *Bid-ask spread*

Por fim, as variáveis *Dummies* do modelo são:

1. Nível de governança
2. Emite ADR/NYSE
3. Troféu transparência

É importante destacar que, ao se inserir no modelo tais variáveis binárias para captar efeitos qualitativos, a primeira hipótese que está sendo testada é se o efeito qualitativo existe – ou seja, se o coeficiente associado a tal variável binária for estatisticamente significativo é porque para a amostra em questão, independente das variáveis quantitativas, tais efeitos qualitativos influenciam o nível de endividamento.

Há de se salientar que, tendo em vista que a amostra é composta por empresas de diferentes países (Brasil e Estados Unidos da América), nem todas as variáveis disponíveis para um país são aplicáveis ao outro, bem como que houve necessidade da realização de adaptações em função de restrições da própria base de dados.

Um exemplo disso se verifica em relação às variáveis dependentes, que para as empresas do Brasil foram FinCP/A e FinLP/A, enquanto que para as empresas dos Estados Unidos. Por restrições da base de dados Económica, foi necessário buscar variáveis análogas, dada a indisponibilidade das mesmas variáveis para empresas norte-americanas na Económica. Por conta disso, utilizou-se como variável dependente para as empresas norte-americanas as contas Fornecedores/Ativo Total e Financiamentos de Curto Prazo / Ativo Total. Portanto, tais questões devem ser levadas em consideração.

Os modelos propostos são:

Empresas brasileiras:

$$\text{Modelo 1: } \text{FinCP/A}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{RENT}_{it} + \beta_2 \text{TAM}_{it} + \beta_3 \text{TANG}_{it} + \beta_4 \text{OPOR}_{it} + \beta_5 \text{RISC}_{it} + \beta_6 \text{LIQ}_{it} + \beta_7 \text{VOL}_{it} + \beta_8 \text{INT}_{it} + \beta_9 \text{BAS}_{it} + \delta_1 \text{NGOV}_{it} + \delta_2 \text{ADR}_{it} + \delta_3 \text{TRANSP}_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Modelo 2: } \text{FinLP/A}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{RENT}_{it} + \beta_2 \text{TAM}_{it} + \beta_3 \text{TANG}_{it} + \beta_4 \text{OPOR}_{it} + \beta_5 \text{RISC}_{it} + \beta_6 \text{LIQ}_{it} + \beta_7 \text{VOL}_{it} + \beta_8 \text{INT}_{it} + \beta_9 \text{BAS}_{it} + \delta_1 \text{NGOV}_{it} + \delta_2 \text{ADR}_{it} + \delta_3 \text{TRANSP}_{it} + \varepsilon_{it}$$

Empresas norte-americanas:

$$\text{Modelo 3: } \text{Fornec/A}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{RENT}_{it} + \beta_2 \text{TAM}_{it} + \beta_3 \text{TANG}_{it} + \beta_4 \text{OPOR}_{it} + \beta_5 \text{BAS}_{it} + \beta_6 \text{INTENS}_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Modelo 4: } \text{FinCP/A}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{RENT}_{it} + \beta_2 \text{TAM}_{it} + \beta_3 \text{TANG}_{it} + \beta_4 \text{OPOR}_{it} + \beta_5 \text{BAS}_{it} + \beta_6 \text{INTENS}_{it} + \varepsilon_{it}$$

Como já informado, as variáveis foram coletadas na base de dados Económica, que em grande parte já oferece as variáveis prontas, sem necessidade de construção da variável a partir de dados. No entanto, isso não ocorre para o *bid-ask* e a oportunidade de crescimento, que terão seu detalhamento demonstrado a seguir.

O *bid-ask* é calculado pela diferença entre o preço de compra e de venda de determinado ativo. No caso do estudo, o *bid-ask* anual foi calculado levando-se em conta a cotação diária

das ações das empresas da amostra, de modo que o  $pv$  (preço de venda) utilizado foi a maior cotação do ano, enquanto que o  $pc$  (preço de compra) utilizado foi a menor cotação do ano. As cotações diárias dos títulos das empresas foram obtidas na base de dados Económica. De posse dessas informações, utilizou-se para cálculo do *bid-ask* a equação proposta por Boone (1998):

$$BAS = \frac{pv - pc}{\frac{pv + pc}{2}}$$

Onde:

BAS é o *bid-ask spread* médio da ação  $i$  no período  $t$ ;

$pv$  é o preço de venda, dado pelo preço máximo no período  $t$  (melhor oferta);

$pc$  é o preço de compra, dado pelo preço mínimo no período  $t$  (melhor compra).

Outra variável explicativa modelada foi a oportunidade de crescimento (ou intangibilidade). Essa variável é calculada pela seguinte equação:

$$OpCresc = \frac{Cotação}{VPA}$$

Onde:

$OpCresc$  = Oportunidade de crescimento;

Cotação = Para esse dado da equação, o autor utilizou dois parâmetros distintos;

1 – Cotação média da ação no ano;

2 – Cotação da ação no último dia em que houve pregão na bolsa;

VPA = Valor patrimonial da ação.

Apresentados tais aspectos relacionados ao modelo econométrico e às variáveis, em seguida serão discutidas questões essenciais ligadas aos modelos, em especial para permitir ao leitor a adequada compreensão da escolha do método do estudo, da utilização dos dados em painel, dentre outros elementos importantes para o correto entendimento dos aspectos metodológicos do estudo.

### 3.5.1 Por que usar dados em painel?

Existem, basicamente, três tipos de dados que, em geral, estão disponíveis para a análise aplicada: as séries temporais, os cortes transversais e os painéis. Nas séries temporais, analisam-se os dados de uma ou mais variáveis em um determinado período de tempo. Já na

análise com dados de corte transversal, coletam-se dados relativos a uma ou mais variáveis para várias entidades amostrais no mesmo período. Nos dados em painel, a mesma unidade de corte transversal é acompanhada ao longo do tempo, razão pela qual a literatura atribui ao painel as dimensões espacial e temporal, fazendo com que tal alternativa seja muito utilizada por estudos científicos, em especial na área de contabilidade e finanças, em que se analisam dados de várias empresas em diferentes cortes temporais, tornando o painel uma ferramenta bastante útil na análise desse conjunto de dados (Gujarati & Porter, 2011).

Portanto, no presente estudo, que analisa um grande número de empresas em um corte temporal de 5 anos, modelos de séries temporais ou de cortes transversais não atenderiam, na plenitude, os objetivos da pesquisa, razão pela qual a utilização do painel de dados se mostra a opção mais vantajosa para o estudo.

### 3.5.2 Quais as vantagens da utilização de dados em painel?

Para que se justifique a utilização de determinada técnica, vantagens devem advir da sua utilização, para que se justifique seu emprego. As principais vantagens apontadas pela literatura para o emprego dos dados em painel serão discutidas a seguir. Por exemplo, Hsiao (2003, p. 3), ao discorrer sobre as vantagens dos dados em painel esclarece que:

*Panel data usually give the researcher a large number of data points, increasing the degrees of freedom and reducing the collinearity among explanatory variables – hence improving the efficiency of econometric estimates. More importantly, longitudinal data allow a researcher to analyze a number of important economic questions that cannot be addressed using cross-sectional or time-series data sets.*

Em tradução livre, tem-se que os dados em painel geralmente dão ao pesquisador um grande número de pontos de dados, aumentando os graus de liberdade e reduzindo a colinearidade entre as variáveis explicativas – melhorando, assim, a eficiência das estimativas econométricas. Mais importante ainda, os dados longitudinais permitem que o pesquisador analise uma série de questões econômicas importantes que não podem ser tratadas usando conjuntos de dados em séries transversais ou de séries temporais.

Ainda conforme Hsiao (2003, p. 7),

*Panel data also provide the possibility of generating more accurate predictions for individual outcomes than time-series data alone. If individual behaviors are similar conditional on certain variables, panel data provide the possibility of learning an individual's behavior by observing the behavior of others, in addition to the information on that individual's behavior.*

Em tradução livre, os dados em painel também fornecem a possibilidade de gerar previsões mais precisas para os resultados individuais do que os dados da série temporal. Se os comportamentos individuais são semelhantes e condicionados a certas variáveis, os dados do painel fornecem a possibilidade de aprender o comportamento de um indivíduo observando o comportamento dos outros, além da informação sobre o comportamento desse indivíduo.

Segundo Marques (2000), os dados em painel providenciam uma maior quantidade de informação, maior variabilidade dos dados, menor colinearidade entre as variáveis, maior número de graus de liberdade e maior eficiência na estimação.

Portanto, frente às demais opções, a utilização dos dados em painel se mostrou a melhor para a análise dos dados do estudo. Em seguida, são analisados os pressupostos do modelo de dados em painel, bem como analisadas sua relevância e a importância do respeito a essas regras para que o modelo atinja seu resultado.

### 3.5.3 Quais os pressupostos do modelo de dados em painel?

A equação do modelo econométrico precisa ser estimada por algum dos métodos de estimação usuais na literatura, sendo que o modelo de dados em painel possui alguns pressupostos básicos.

Segundo Loureiro e Costa (2009), os pressupostos básicos do modelo de dados em painel referem-se ao fato do termo de erro ser homoscedástico e não-correlacionado no tempo e no espaço.

Uma vez que esses pressupostos não sejam cumpridos, o modelo seguramente apresentará problemas que enviesarão os resultados, oferecendo estimativas não confiáveis.

A depender do problema verificado no modelo, a literatura oferece soluções para tentar sanar o problema, como o uso do método dos Mínimos Quadrados Generalizados para corrigir o problema da não homocedasticidade dos resíduos, dentre outros, a depender do caso concreto em análise.

Segundo Loureiro e Costa (2009), outro problema que pode surgir em dados em painel, e que inviabilizaria a utilização de MQO é a endogeneidade, que ocorre quando a correlação entre alguma variável explicativa  $x_j$  e o erro é diferente de zero, ou seja,  $Cov(x_j, \varepsilon_{it}) \neq 0$ . Segundo os autores, as principais causas da endogeneidade são a omissão de variáveis do modelo (heterogeneidade não-observada), erros de medição das variáveis e simultaneidade entre as variáveis.

Sobre a heterogeneidade não-observada, Loureiro e Costa (2009) esclarecem que ocorre quando existem fatores que determinam a variável dependente, mas não estão sendo considerados na equação dentro do conjunto de variáveis explicativas, por não serem diretamente observáveis ou mensuráveis, sugerindo como possível solução para essa situação o emprego de modelagem com Mínimos Quadrados Ordinários Agrupados.

Portanto, o que não pode ocorrer é a violação aos pressupostos do modelo de dados em painel, sendo que para cada situação verificada a literatura sugere um determinado caminho para prosseguir com a análise. O que é importante se destacar é que não se violem os pressupostos da modelagem, sob pena de serem retornados estimadores viesados, inócuos para explicar as relações econômicas pretendidas.

#### 3.5.4 Tipos de modelos existentes

Quando se fala de modelagem com dados em painel, a literatura aponta 4 tipos de modelos diferentes, passíveis de utilização. Assim, segundo Gujarati e Porter (2011), para dados em painel os modelos aplicáveis são:

1 – Modelo MQO para dados empilhados (*pooled data*). Para Gujarati e Porter (2011), nessa modelagem, estima-se uma regressão “grande”, desprezando-se a natureza de corte transversal e de séries temporais dos dados. Nesse sentido, conforme Marques (2000), o estimador desse modelo se baseia no comportamento uniforme dos indivíduos ao longo do tempo e na homogeneidade das observações.

2 – Modelo de mínimos quadrados com variáveis *dummies* para efeitos fixos (MQVD). Segundo Gujarati e Porter (2011), nesse modelo ocorre a combinação de todas as observações da amostra; no entanto, cada unidade de corte transversal tem seu próprio intercepto estimado individualmente.

3 – Modelo de efeitos fixos dentro de um grupo (*fixed effects within-group model*). Nesse modelo, segundo Gujarati e Porter (2011), combinam-se todas as observações dos dados, mas para cada empresa expressa-se cada variável como um desvio de seu valor médio e, então, estima-se uma regressão de MQO contra esses valores corrigidos para a média.

4 – Modelo de efeitos aleatórios (MEA). Segundo Gujarati e Porter (2011), diferentemente do que ocorre no modelo MQVD, em que cada *cross-section* tem seu próprio valor de intercepto, no modelo de efeitos aleatórios pressupõe-se que os valores de intercepto sejam extraídos aleatoriamente de uma população bem maior de *cross-sections*. Para

Marques (2000), esta especificação pressupõe que o comportamento específico dos indivíduos e períodos de tempo é desconhecido, não podendo ser observado nem medido.

Para fins do estudo, serão mais detidamente analisados e discutidos os modelos de efeitos fixos e aleatórios e os testes a eles atrelados, conforme está a seguir delineado.

### 3.5.5 Modelo de efeito fixo

Como já mencionado por Gujarati e Porter (2011), o modelo de efeito fixo conta com a heterogeneidade entre indivíduos, permitindo que cada um tenha seu próprio intercepto. Segundo Marques (2000), nesse tipo de modelo, os coeficientes podem variar de indivíduo para indivíduo ou no tempo.

Segundo Greene (2002, p. 287), *“This formulation of the model assumes that differences across units can be captured in differences in the constant term. Each  $\alpha_i$  is treated as an unknown parameter to be estimated”*. Em tradução livre, esta formulação do modelo pressupõe que as diferenças entre unidades podem ser capturadas em diferenças no termo constante. Cada  $\alpha_i$  é tratada como um parâmetro desconhecido a ser estimado.

Para Duarte, Lamounier e Takamatsu (2007), uma importante suposição do modelo de efeitos fixos é que o intercepto é um parâmetro fixo e desconhecido que capta as diferenças entre os indivíduos que estão na amostra. Assim, as inferências feitas acerca do modelo são somente sobre os indivíduos dos quais dispõe-se de dados.

Ainda segundo Greene (2002), a forma algébrica do modelo é:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{1it} + \dots + \beta_k x_{kit} + e_{it}$$

Neste modelo, segundo Duarte, Lamounier e Takamatsu (2007),  $\alpha_i$  representa os interceptos a serem estimados, um para cada indivíduo. Como o modelo assume que os parâmetros não variam entre os indivíduos e nem ao longo do tempo, todas as diferenças de comportamento entre os indivíduos deverão ser captadas pelo intercepto.

Ainda segundo tais autores, o modelo de efeitos fixos é empregado, por exemplo, quando existem variáveis não observadas que provavelmente afetam o valor da variável dependente, visto que controla as variáveis omitidas da regressão.

Os valores dos betas são estimados, como dito, pelo método dos mínimos quadrados ordinários. Segundo Gujarati e Porter (2011), é considerado o melhor estimador linear não viesado (ou não tendencioso) de Beta se atender às seguintes condições:

1. É linear, isto é, uma função linear de uma variável aleatória, como a variável dependente Y no modelo de regressão;

2. É não viesado (ou não tendencioso), isto é, seu valor médio ou esperado é igual ao verdadeiro valor Beta;

3. Tem variância mínima na classe de todos os estimadores lineares não viesados; um estimador não viesado com a menor variância é conhecido como um estimador eficiente.

Segundo Greene (2002, p. 287), para o cálculo dos estimadores Beta no modelo de efeito fixo, “We write the least squares estimator of  $\beta$  as”

$$b = [X'M_D X]^{-1} [X M_D y]$$

Onde

$$M_D = I - D(D'D)^{-1}D'$$

Estimadores de dentro (*within*) e entre (*between*) grupos. O cálculo dos estimadores, segundo Greene (2002), segue três formulações:

a) A primeira denominada de original:

$$Y_{it} = x'_{it}\beta + \alpha + \varepsilon_{it}$$

b) Uma denominada *within-group*, dada por:

$$Y_{it} - \bar{Y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i)' \beta + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i$$

c) E, por fim, uma denominada *between-group*, dada por:

$$\bar{Y}_i = \bar{x}'_i \beta + \bar{\varepsilon}_i$$

Essas diferentes formas de cálculo servem para obtenção de estimadores mais consistentes e aplicam-se em diferentes casos. O estimador original, segundo Greene (2002), possui a seguinte formulação:

$$S_{xx}^{total} = \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x})' \text{ and } S_{xy}^{total} = \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x})' (y_{it} - \bar{y})$$

Segundo Silva (2015), a variação *within* é a variação existente intra indivíduo, enquanto a variação *between* é a variação entre os indivíduos.

Para Gujarati e Porter (2011), o estimador *within* calcula os desvios de seus respectivos valores médios para cada variável. Assim, para cada empresa da amostra, obtêm-se os valores médios amostrais por variável e subtrai-se esse valor dos valores individuais de cada uma dessas variáveis. Os valores resultantes são chamados corrigidos para a média. Faz-se isso para cada empresa e combina-se todos os valores corrigidos para a média, efetuando em seguida uma regressão de MQO.

Nesse sentido, Silva, Araújo Junior e Silva (2015) esclarecem que o estimador *within-group* é baseado na variação interna dos grupos, antes da aplicação do método de OLS, para obter estimadores consistentes e eficientes para os coeficientes, por colocar os dados em forma de desvios.

Ainda segundo Fávero e Almeida (2011), o estimador *within* mostra os desvios de uma determinada variável em relação à média individual de cada *cross-section*. Quanto à forma algébrica do estimador *within*, Greene (2002) demonstra matematicamente que este possui a seguinte formulação:

$$S_{xx}^{within} = \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)' \text{ and } S_{xy}^{within} = \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i)$$

Por sua vez, o estimador *between*, de acordo com Silva (2015), é a variação entre os próprios indivíduos. Fávero e Almeida (2011) esclarecem que o estimador *between*, por sua vez, demonstra a variação entre as *cross-sections*, ou seja, mostra os desvios em relação à média geral para cada instante de tempo.

Fávero (2013), discutindo a temática, esclarece que a variação total das observações de um regressor qualquer em torno da média geral pode ser decomposta na variação *within* (já discutida) e na *between*, que, segundo o autor, ocorre entre os indivíduos, e é dada por  $\bar{x}_i$  em torno de  $\bar{x}$ . Ou seja, verifica-se que o estimador *between* analisa a média por *cross section* (subscrito i) em torno da média da variável em análise (em torno de x), ficando claro o entendimento que se realiza a variação entre as *cross-sections*, mostrando os desvios em relação à média geral para cada instante de tempo.

De acordo com Greene (2002),

$$S_{xx}^{between} = \sum_{i=1}^n T(\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x})' \text{ and } S_{xy}^{between} = \sum_{i=1}^n T(\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{y}_i - \bar{y})$$

Portanto, segundo Greene (2002)

$$S_{xx}^{total} = S_{xx}^{within} + S_{xx}^{between} \text{ and } S_{xy}^{total} = S_{xy}^{within} + S_{xy}^{between}$$

Nessa temática, Marques (2000) esclarece que, sobre os estimadores em análise, pode-se ver o OLS (*Ordinary Least Squares*, ou seja, Mínimos Quadrados Ordinários) e o LSDV (*Least-Squares Dummy Variables*, ou seja, Mínimos Quadrados com Variáveis Dummy) como dois casos extremos: o OLS dá um peso excessivo à variação entre as unidades, em vez de relegar parte destas para variações aleatórias atribuíveis ao termo de perturbação; já o LSDV assume que a única variação entre os indivíduos deve-se a um efeito constante no tempo, pelo que a questão de saber se este é fixo ou aleatório torna-se irrelevante. Portanto, defende o autor, que o estimador GLS (modelo original), que é um estimador de mínimos quadrados ponderados, pode ser visto como uma combinação ótima dos estimadores Within (LSDV) e Between (OLS), visto ser esse, o estimador total, a soma dos estimadores *within* e *between*.

Finalizando a discussão sobre os estimadores, Greene (2002) apresenta a forma como os parâmetros Beta são estimados, segundo cada método de estimação. Na estimação com base no GLS (total), se tem:

$$b^{total} = [S_{xx}^{total}]^{-1} S_{xy}^{total} = [S_{xx}^{within} + S_{xx}^{between}]^{-1} [S_{xy}^{within} + S_{xy}^{between}]$$

Na estimação com base no LSDV, ou seja, o estimador *within*, a estimação de Beta se dá da seguinte forma:

$$b^{within} = [S_{xx}^{within}]^{-1} S_{xy}^{within}$$

Por fim, o estimador alternativo, qual seja, OLS, estimador *between*, é encontrado, segundo Greene (2002), conforme segue:

$$b^{between} = [S_{xx}^{between}]^{-1} S_{xy}^{between}$$

Ressalte-se que nos modelos rodados no estudo o estimador adotado foi o painel EGLS, ou seja, mínimos quadrados generalizados, o que segundo Marques (2000) representa uma combinação ótima dos estimadores Within e Between, conforme já mencionado.

Superada a análise dos estimadores, a seguir será discutido, rapidamente, a álgebra do teste F para efeito fixo e, em seguida, discutido acerca dos modelos de efeito aleatório e dos testes a ele atrelados.

### 3.5.6 Teste F

Uma vez estimados os parâmetros, deve-se testar se as suposições sobre o modelo estão adequadas. Para tanto, recomenda-se a realização de um teste para verificar se os interceptos são diferentes entre os indivíduos, o que se dá mediante a realização do teste F.

No modelo de efeito fixo, pressupõe-se que cada empresa tenha seu próprio intercepto – ou seja, testa-se a hipótese de que existe heterogeneidade entre as unidades *cross sections*, sendo esta heterogeneidade não modelada, mas captada pelo termo constante. Na realidade, este teste F é construído utilizando-se o  $R^2$  de determinação de um modelo empilhado (*pooled*), estimado por meio do método de mínimos quadrados ordinários e o  $R^2$  do modelo LSDV (mínimos quadrados com variáveis *dummy*). Assim, o teste é conduzido sob a seguinte hipótese de nulidade contra a hipótese alternativa:

$H_0: \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_k;$

$H_1:$  os interceptos associados a cada empresa são diferentes entre si.

Rejeitando-se  $H_0$  a um determinado nível de significância relevante, conclui-se que os interceptos não são todos iguais, satisfazendo a suposição do modelo de  $n$  interceptos diferentes. Greene (2002, p. 289), ao discorrer sobre o teste F, esclarece que “*Under the null hypothesis of equality, the efficient estimator is pooled least squares*”, ou seja, o teste é realizado sob a hipótese nula de igualdade, o estimador eficiente é agrupado por mínimos quadrados.

Segundo Greene (2002), a equação para a realização do teste F é dada por

$$F(n - 1, nT - n - k) = \frac{(R_{LSDV}^2 - R_{Pooled}^2)/(n-1)}{(1 - R_{LSDV}^2)/(nT - n - K)}$$

É curioso notar que, segundo Gujarati e Porter (2011), existe uma estreita relação entre o teste F e o  $R^2$ . Segundo os autores, os dois variam diretamente. Quando  $R^2$  é igual a zero, F é igualmente zero. Assim, quanto maior o  $R^2$ , maior o valor de F. Salientam os autores que, no limite, quando  $R^2$  é igual a 1, F é infinito. Por isso aduzem Gujarati e Porter (2011) que o teste F, que é uma medida de significância geral da regressão estimada, é também um teste de significância de  $R^2$ . Essa análise se mostra significativa para as hipóteses em que se obtém um coeficiente de determinação ( $R^2$ ) do modelo muito baixo, chegando-se a duvidar do poder explicativo do modelo.

Gujarati e Porter (2011) exemplificam a questão ao expor um modelo que utiliza as variáveis explicativas PIB<sub>pcr</sub> (PIB per capita relativo) e o PIB<sub>pcr</sub> ao quadrado para explicar as variações da variável dependente TCPIB (taxa de crescimento do PIB). No exemplo, o  $R^2$  do modelo foi de apenas 0,1092. Sob a hipótese nula de que o  $R^2$  de 0,1092 é igual a zero, analisa-se o valor de F. Se significativo ao nível de 5% (como foi no caso do exemplo), e como  $R^2$  e F variam diretamente, pode-se rejeitar a hipótese nula de que os dois regressores (PIB<sub>pcr</sub> e PIB<sub>pcr</sub> ao quadrado) não influenciam o regressando (TCPIB), apesar de  $R^2$  ser de apenas 0,1092. Portanto, demonstram os autores a íntima relação entre essas duas métricas.

Portanto, na modelagem de efeitos fixos, esses são os principais aspectos algébricos a serem observados. Evidentemente que o pacote estatístico é que realiza todos esses procedimentos ao realizar as estimativas. Porém, acredita-se que trazer a formulação algébrica ao trabalho constitui um elemento agregador, em especial no sentido de possibilitar ao leitor, mesmo que de maneira sucinta, contato com os mecanismos adotados pelo pacote estatístico para realização das operações aritméticas realizadas.

### 3.5.7 Modelo de efeito aleatório

Para Duarte, Lamounier e Takamatsu (2007), o modelo de efeitos aleatórios possui as mesmas suposições do modelo de efeitos fixos, isto é, o intercepto varia de um indivíduo para o outro, mas não ao longo do tempo, e os parâmetros resposta são constantes para todos os indivíduos e em todos os períodos de tempo. A diferença entre os dois modelos refere-se ao tratamento do intercepto, visto que no modelo de efeitos aleatórios, e os interceptos são tratados como variáveis aleatórias – ou seja, o modelo considera que os indivíduos sobre os quais dispõem-se de dados são amostras aleatórias de uma população maior de indivíduos.

Marques (2000), ao discorrer sobre o modelo de efeitos aleatórios, ressalta as seguintes vantagens do emprego desse tipo de modelagem:

- a) a sua capacidade para trabalhar com bases de dados de qualquer dimensão;
- b) o fato de a inferência estatística aplicável ser uma mera derivação dos testes de hipóteses usuais;
- c) a possibilidade de a maior parte dos problemas e das dificuldades poderem ser resolvidos dentro do quadro econométrico tradicional;
- d) o fato de ser o modelo de dados em painel estudado com maior profundidade;
- e) a facilidade com que são interpretados os resultados de estimação;

f) o fato de ser pouco exigente em termos de *software* econométrico.

Sobre a equação do modelo de efeitos aleatórios, Greene (2002) indica que a equação do modelo pode ser descrita por:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + (\alpha + \mu_i) + \varepsilon_{it}$$

Greene (2002, p. 294) esclarece que “*The component  $\mu_i$  is the random heterogeneity specific to the  $i$ th observation and is constant through time*”, ou seja, que o componente em questão é a heterogeneidade aleatória específica da  $i$ -ésima observação e é constante ao longo do tempo.

Outros autores, ao tratar do modelo de efeitos aleatórios, apresentam-no com outra formulação, no entanto, com o mesmo sentido. Por exemplo, Duarte, Lamounier e Takamatsu (2007) apresentam o modelo de efeito aleatório como sendo:

$$y_{it} = \bar{\beta}_0 + \beta_1 x_{1it} + \beta_k x_{kit} + v_{it}$$

em que  $v_{it} = e_{it} + \alpha_i$

Ou seja, embora a formulação não seja exatamente a proposta por Greene (2002), tem-se o mesmo modelo, embora apresentado de forma ligeiramente diferente. Sobre o modelo de efeitos aleatórios, Hill, Griffiths e Judge (1999) apresentam as quatro propriedades do termo estocástico  $v_{it}$ , acima apresentado:

I.  $E(v_{it}) = 0$

II.  $var(v_{it}) = \sigma_e^2 + \sigma_\alpha^2$

III.  $cov(v_{it}, v_{is}) = \sigma_\alpha^2, \forall t \neq s$

IV.  $cov(v_{it}, v_{jt}) = 0, \forall i \neq j$

Esclarecendo sobre as propriedades do termo de heterogeneidade aleatória em questão, Duarte, Lamounier e Takamatsu (2007) aduzem que as duas primeiras propriedades indicam que  $v_{it}$  possui média zero e variância constante, ou seja, que o erro é homocedástico.

Sobre a terceira propriedade, esclarecem que os erros do mesmo indivíduo em diferentes períodos de tempo são correlacionados, caracterizando a autocorrelação. Quanto à quarta propriedade, esta indica que os erros de diferentes indivíduos no mesmo instante de tempo não são correlacionados, isto é, não existe correlação contemporânea.

Marques (2000), ao discorrer sobre o modelo de efeito aleatório, esclarece que a heterogeneidade individual no termo de perturbação poderá ser dividida em duas partes: uma comum, com média nula e variância  $\sigma_u^2$ , e uma individual, também com média zero, mas com variância  $\sigma_\alpha^2$  e que se assumem independentes.

Sobre a estimação no modelo de efeitos aleatórios, Marques (2000) esclarece que a estimação por OLS no modelo com efeitos aleatórios não é eficiente, tampouco a estimação LSDV. Aduz o autor que o candidato óbvio é o estimador GLS.

Por fim, resta sempre a questão sobre qual modelo utilizar, se o de efeito fixo ou aleatório. Segundo a literatura, não existe resposta pronta para essa pergunta. Silva, Araújo Junior e Silva (2015) esclarecem que a escolha entre os modelos de estimação, se de efeitos fixos ou de efeitos aleatórios, depende fundamentalmente do objetivo que se propõe o estudo e do contexto no qual foram coletados os dados. Marques (2000) exemplifica a questão. Relata o autor que se o que se pretende é efetuar inferência sobre uma população a partir de uma amostra aleatória desta, os efeitos aleatórios serão a escolha apropriada. Se o objetivo é estudar o comportamento de uma unidade individual em concreto, então os efeitos fixos são a escolha óbvia, na medida em que é indiferente considerar-se a amostra como aleatória ou não.

Para que se faça a escolha adequada do melhor modelo, há necessidade de se conhecer em profundidade quais as diferenças entre um modelo econométrico de efeito fixo e um de efeito aleatório. Para tentar esclarecer a questão, além do que já foi discorrido sobre um e outro modelo, socorre-se aos ensinamentos de Greene (2002), que discorre acerca do tema.

Sobre o modelo de efeito fixo, Greene (2002, p. 285) esclarece que esse modelo:

*Embodies all the observable effects and specifies an estimable conditional mean. This fixed effects approach takes  $\alpha_i$  to be a group-specific constant term in the regression model. It should be noted that the term "fixed" as used here indicates that the term does not vary over time, not that it is nonstochastic, which need not be the case.*

Em tradução livre, tem-se que o modelo de efeitos fixos incorpora todos os efeitos observáveis e especifica uma média para os termos constantes, em que  $\alpha_i$  passa a ser um termo constante no modelo de regressão. Greene (2002) ressalta que o termo "fixo" ligado ao modelo de efeito fixo é empregado no sentido de que o termo não varia ao longo do tempo, e não que seja um termo não-estocástico.

Ainda sobre o modelo de efeito fixo, Greene (2002, p. 287) aduz que *"This formulation of the model (fixed effects) assumes that differences across units can be captured in differences in the constant term. Each  $\alpha_i$  is treated as an unknown parameter to be estimated"*, ou seja, que nesta formulação, de efeito fixo, o modelo pressupõe que as diferenças entre as *cross-sections*

podem ser capturadas pelas diferenças no termo constante, em que cada  $\alpha_i$  é tratado como um parâmetro desconhecido a ser estimado.

Nesse sentido, Greene (2002, p. 285) esclarece que

*This random effects approach specifies that  $u_i$  is a group specific random element, similar to  $\varepsilon_{it}$  except that for each group, there is but a single draw that enters the regression identically in each period. Again, the crucial distinction between these two cases is whether the unobserved individual effect embodies elements that are correlated with the regressors in the model, not whether these effects are stochastic or not.*

Ou seja, que a modelagem para efeitos aleatórios especifica que o termo “ $u_i$ ” é um elemento aleatório específico do grupo, semelhante ao erro ( $\varepsilon_{it}$ ), exceto que para cada grupo, há apenas um único valor que entra na regressão de forma idêntica em cada período. O autor chama a atenção para o fato de que o efeito individual não observado no modelo incorpora apenas os elementos que estão correlacionados com os regressores no modelo, e não se esses efeitos são estocásticos ou não.

Por conta disso, um importante pressuposto do modelo de efeito aleatório é que, na sua especificação, esse modelo pressupõe que o efeito aleatório não está correlacionado com as variáveis explicativas da regressão.

Greene (2002, p. 294), por fim, chama atenção ao fato de que, no modelo de efeito aleatório, “*The payoff to this form is that it greatly reduces the number of parameters to be estimated*”, ou seja, que a “recompensa” ao pesquisador é que, nesta modelagem, se reduz grandemente o número de parâmetros a serem estimados, dada a forma como o modelo analisa os dados.

Tentando responder sobre a questão de qual modelo é mais adequado aos dados, se de efeito fixo ou de efeito aleatório, Gujarati e Porter (2011) ponderam: qual o melhor modelo, o de efeitos fixos ou aleatórios? Os resultados retornados pelos modelos são confiáveis? Qual deveria ser a escolha entre os dois modelos? Respondendo a estas perguntas, os autores informam que aplicar o teste de Hausman contribui para elucidar a questão. Por essa razão, em seguida é analisado o referido teste.

### 3.5.8 Teste de Hausman

Sobre o teste de Hausman, Greene (2002) inicia o tópico do seu livro questionando qual é o melhor modelo a ser usado: o de efeitos fixos ou aleatórios? Esclarece Greene (2002, p. 301) que

*There is little justification for treating the individual effects as uncorrelated with the other regressors, as is assumed in the random effects model. The random effects treatment, therefore, may suffer from the inconsistency due to this correlation between the included variables and the random effect. The specification test devised by Hausman (1978) is used to test for orthogonality of the random effects and the regressors. The test is based on the idea that under the hypothesis of no correlation, both OLS in the LSDV model and GLS are consistent, but OLS is inefficient, whereas under the alternative, OLS is consistent, but GLS is not. Therefore, under the null hypothesis, the two estimates should not differ systematically, and a test can be based on the difference.*

Ou seja, existe pouca justificativa para tratar os efeitos individuais como não correlacionados com os outros regressores, como é assumido no modelo de efeitos aleatórios. O tratamento de efeitos aleatórios, portanto, pode sofrer a inconsistência devido a esta correlação entre as variáveis incluídas e o efeito aleatório. O teste de especificação elaborado por Hausman em 1978 é usado para testar a ortogonalização dos efeitos aleatórios e os regressores. O teste baseia-se na ideia de que, sob a hipótese de nenhuma correlação, tanto o OLS no modelo LSDV quanto o GLS são consistentes, mas o OLS é ineficiente, enquanto que, na alternativa, o OLS é consistente, mas o GLS não é. Portanto, sob a hipótese nula, as duas estimativas não devem diferir sistematicamente, e um teste pode ser baseado na diferença.

Segundo Gujarati e Porter (2011), a hipótese nula subjacente ao teste de Hausman é que os estimadores do modelo de efeito fixo e do modelo de componentes dos erros não diferem substancialmente. O teste estatístico desenvolvido por Hausman tem uma distribuição assintótica  $X^2$ . Se a hipótese nula for rejeitada, a conclusão é que o MCE (modelo de componentes de erro, ou simplesmente modelo de efeitos aleatórios) não é adequado, porque os efeitos aleatórios provavelmente estão correlacionados com um ou mais regressores. Nesse caso, o modelo de efeitos fixos é preferível aos de efeitos aleatórios/componentes dos erros.

Como informado por Gujarati e Porter (2011), o teste de Hausman parte das seguintes  $H_0$  e  $H_1$ :

$H_0$  :  $\alpha_i$  não é correlacionado com as variáveis explicativas;

$H_1$  :  $\alpha_i$  é correlacionado com as variáveis explicativas.

Greene (2002, p. 301), discorrendo sobre o teste de Hausman esclarece que “*Hausman’s essential result is that the covariance of an efficient estimator with its difference from an inefficient estimator is zero, which implies that...*”, ou seja, que o resultado essencial de Hausman é que a covariância de um estimador eficiente com a diferença de um estimador ineficiente é zero. Assim:

$$Cov[(b - \hat{\beta}), \hat{\beta}] = Cov[b, \hat{\beta}] - Var[\hat{\beta}] = 0$$

Discorrendo acerca do teste de Hausman, Xavier e Marçal (2004) esclarecem que a estatística para cálculo é dada por:

$$\begin{bmatrix} b_1 - \beta_1 \\ b_2 - \beta_2 \\ \vdots \\ b_k - \beta_k \end{bmatrix} [Var(b) - Var(\beta)]^{-1} \begin{bmatrix} b_1 - \beta_1 \\ b_2 - \beta_2 \\ \vdots \\ b_k - \beta_k \end{bmatrix} \sim X^2(K)$$

Reiterando-se a análise do teste de Hausman, considerando a hipótese nula do teste, de que  $\alpha_i$  não é correlacionado com as variáveis explicativas, é de se concluir, conforme Greene (2002), que o modelo de efeitos aleatórios é o melhor, devendo ser escolhido para análise dos dados.

Desta forma, apresentados esses breves tópicos metodológicos acerca dos modelos e dos testes discutidos ao longo deste trabalho, prosseguir-se-á com as análises dos dados, em que todos os aspectos discutidos ao longo desse capítulo metodológico dão suporte para a realização das análises de interesse do estudo.

## 4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Neste capítulo será realizada a apresentação dos resultados das regressões realizadas, bem como a análise e a interpretação dos resultados obtidos. Como o estudo refere-se à análise de empresas norte-americanas e brasileiras, sempre que possível a análise dos resultados será realizada individualizada, sendo que, ao realizar-se a análise comparativa, isso será ostensivamente objeto de indicação no texto, para evitar confusões ao leitor.

Antes, porém, passar-se-á à análise das estatísticas descritivas, que possibilitam ao leitor ter uma noção preliminar das empresas componentes da amostra, como seus valores médios por amostra, mínimo, máximo, e outras informações igualmente relevantes.

### 4.1 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS – EMPRESAS NORTE-AMERICANAS

As estatísticas descritivas das variáveis contribuem para a melhor compreensão dos dados por meio da utilização de medidas de diversas naturezas, como medidas de tendência central (como a média, a mediana e a moda), medidas de dispersão (valores mínimo e máximo, desvio padrão e variância), percentis, medidas de distribuição e outras, a depender dos dados e dos objetivos do pesquisador.

Como informado, a amostra de empresas dos EUA, inicialmente composta por 314 empresas, foi dividida em dois grupos: o primeiro composto por empresas com valores acima e abaixo da média da variável dependente Fornecedores/Ativo Total. Ou seja, de posse da totalidade das empresas da amostra, apurou-se o valor médio da variável dependente e da variável logaritmo natural do ativo, separando-se a amostra em dois grupos, um composto por empresas com valores da variável dependente e do ativo em valor superior à média amostral, e outro em valor inferior. É importante salientar que foram necessários alguns ajustes nos dados, o que reduziu o número de empresas em cada subamostra, isso porque, ao dividirem-se as empresas em grupos menores, algumas acabaram por ficar com parte dos dados em uma subamostra e parte em outra, o que gerou a necessidade de cortes dessas empresas quando da ocorrência dessa circunstância. As estatísticas descritivas do grupo abaixo da média são evidenciadas a seguir:

Tabela 1

**Estatísticas descritivas – empresas norte-americanas divididas pela média da variável dependente**

Estatísticas descritivas 1 – empresas com valores abaixo da média da variável dependente							
	LOG(FORNEC_A TTOTAL)	LOG(FINCP_AT_ TOTAL)	LOG(BID_ASK)	LOG(INTNEGVO LNEG_MEDIA)	LOG(OP_CRESC _MEDIA)	LOG(RENTABIL IDADE)	LOG(TANGIBILI DADE)
Média	-3,60	-4,02	-1,13	11,07	0,86	-2,65	-1,41
Mediana	-3,51	-3,73	-1,15	11,13	0,80	-2,62	-1,18
Máximo	-2,57	-0,78	0,27	14,41	5,13	-0,79	-0,07
Mínimo	-9,54	-10,45	-2,20	5,10	-1,03	-6,87	-4,56
Desvio padrão	0,73	1,49	0,41	1,25	0,67	0,69	1,04
Nº de observ.	935	935	935	935	935	935	935
Estatísticas descritivas 2 – empresas com valores acima da média da variável dependente							
	LOG(FORNEC_A TTOTAL)	LOG(FINCP_AT_ TOTAL)	LOG(BID_ASK)	LOG(INTNEGVO LNEG)	LOG(OP_CRESC _MEDIA)	LOG(RENTABIL IDADE)	LOG(TANGIBILI DADE)
Média	-1,92	-4,49	-1,05	11,03	1,11	-2,48	-1,86
Mediana	-2,09	-4,03	-1,03	10,98	1,05	-2,37	-1,69
Máximo	-0,62	-1,40	0,18	14,36	6,18	-1,07	-0,29
Mínimo	-2,56	-10,90	-1,98	7,98	-0,32	-5,50	-4,77
Desvio padrão	0,49	1,97	0,39	1,13	0,74	0,70	0,85
Nº de observ.	445	445	445	445	445	445	445

*Nota.* Fonte: Resultados da pesquisa, conforme saída do Eviews. LOG(FORNEC\_ATTOTAL) = Logaritmo de Fornecedores (conta representativa de obrigação de Longo Prazo) sobre o ativo total; LOG(FINCP\_AT\_TOTAL) = Logaritmo de Financiamentos de curto prazo (conta representativa de obrigação de Curto Prazo) sobre o ativo total; LOG(BID\_ASK) = Logaritmo do Bid Ask; LOG(INTNEGVO\_LNEG\_MEDIA) = Logaritmo da intensidade do volume de negócios apresentada pela quantidade de negócios realizados no período; LOG(OP\_CRESC\_MEDIA) = Logaritmo da oportunidade de crescimento apurada pela média anual; LOG(RENTABILIDADE) = Logaritmo da rentabilidade; LOG(TANGIBILIDADE) = Logaritmo da tangibilidade dos ativos.

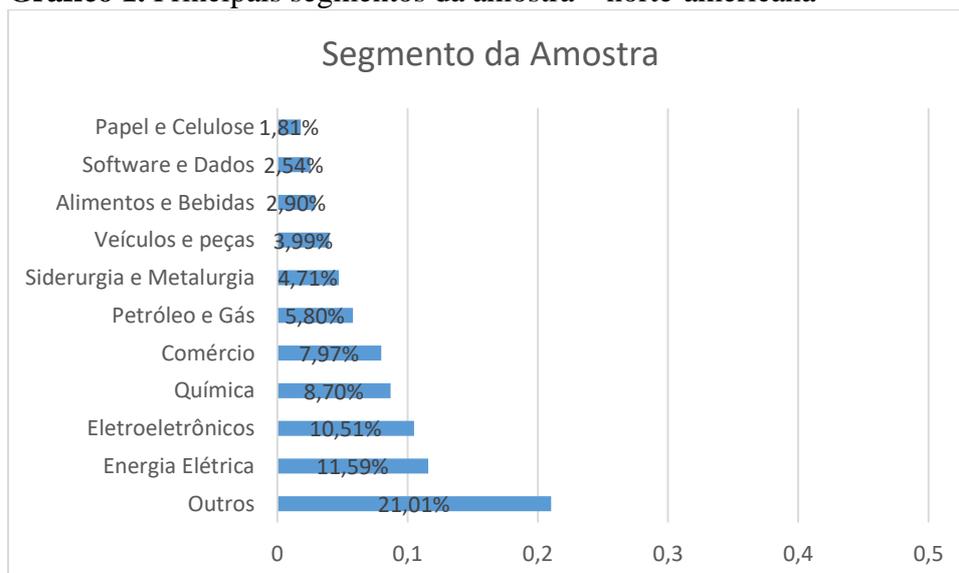
As variáveis da tabela são a seguir apresentadas: Log: logaritmo neperiano adotado na modelagem, devido ao alto grau de relações não-lineares nos dados. Fornec/AtTotal: relação entre a conta fornecedores – longo prazo e o ativo total das companhias. Fincp/AtTotal: relação entre a conta financiamento – curto prazo e o ativo total das companhias. Bid-ask: *spread* médio da ação  $i$  no período  $t$ . IntNegVolNeg: intensidade de negócios, calculada pelo volume de negócios da companhia. OpCresc: oportunidade de crescimento. Rentabilidade: rentabilidade da companhia. Tangibilidade: tangibilidade dos ativos da companhia.

Analisando a tabela com a saída do Eviews, verifica-se que a decisão de dividir as empresas em dois grupos mostrou-se acertada, visto que analisar empresas tão heterogêneas no mesmo modelo econométrico traria, certamente, problemas e vieses na análise dos dados. Isso se verifica analisando o valor média da variável dependente FORNEC\_ATTOTAL, que no quadro “estatísticas descritivas 1” apresenta valor de -3.606154, enquanto que no quadro “estatísticas descritivas 2” o valor para a mesma variável é de -1.921283. Ou seja, trata-se de valores bastante distantes entre si, representativo de empresas com grande variabilidade nos dados, o que inviabilizaria analisar todas elas em uma mesma amostra de dados.

Quanto ao número de empresas, na amostra composta por empresas com valores abaixo e acima da média geral da variável dependente, obtiveram-se 276 empresas na amostra, composta por companhias que negociam suas ações na Bolsa de Nova Iorque (NYSE). Os dados, como já informado no capítulo destinado aos procedimentos metodológicos, foram obtidos na base de dados da Económica. Dividindo-se a amostra pela média do log do ativo, o número de empresas foi de 281.

Quanto ao segmento das empresas que compõem a amostra, o Gráfico 1, a seguir, indica que a maioria das empresas, 21%, foi classificada pela Económica no ramo de atividade “outros”. Além disso, 11,59% das empresas foi classificada no ramo de energia elétrica, 8,7% no segmento de química, 5,8% no de petróleo e gás, 2,90% no segmento de alimento e bebidas, dentre outros, conforme se verifica a seguir.

**Gráfico 1.** Principais segmentos da amostra – norte-americana



Ou seja, verifica-se, como já era de se esperar, que o ramo de atuação das empresas é bastante heterogêneo, o que é salutar para o estudo, pois possibilita analisar empresas de

diferentes áreas de atuação, dando uma visão mais holística para a questão de interesse da pesquisa. A listagem das empresas que compõem a amostra da pesquisa é apresentada no Apêndice 1.

As estatísticas descritivas das empresas separadas pelo tamanho são a seguir evidenciadas:

Tabela 2

**Estatísticas descritivas – empresas norte-americanas divididas pela média do ativo**

Estatísticas descritivas 1 – empresas com valores abaixo da média do ativo						
	LOG(FORNEC_ ATOTAL)	LOG(BID_ASK)	LOG(INTNEGV OLNEG)	LOG(OP_CRES C_MEDIA)	LOG(RENTABI LIDADE)	LOG(TANGIBIL IDADE)
Média	-2,92	-1,02	10,28	1,04	-2,52	-1,69
Mediana	-2,78	-1,01	10,37	1,01	-2,38	-1,65
Máximo	-0,71	0,18	12,67	6,18	-1,07	-0,07
Mínimo	-9,54	-2,20	5,10	-1,03	-5,87	-4,77
Desvio padrão	1,05	0,38	0,93	0,72	0,75	0,91
Nº de observ.	780	780	78	780	780	780
Estatísticas descritivas 2 – empresas com valores acima da média do ativo						
	LOG(FORNEC_ ATOTAL)	LOG(BID_ASK)	LOG(INTNEGV OLNEG)	LOG(OP_CRES C_MEDIA)	LOG(RENTABI LIDADE)	LOG(TANGIBIL IDADE)
Média	-3,05	-1,22	12,08	0,86	-2,69	-1,41
Mediana	-3,07	-1,22	12,00	0,79	-2,71	-1,33
Máximo	-0,62	0,23	14,41	3,68	-0,82	-0,10
Mínimo	-6,17	-2,13	10,22	-0,95	-7,71	-3,77
Desvio padrão	0,94	0,40	0,86	0,67	0,64	0,97
Nº de observ.	625	625	625	625	625	625

*Nota.* Fonte: Resultados da pesquisa, conforme saída do Eviews. LOG(FORNEC\_ATTOTAL) = Logaritmo de Fornecedores (conta representativa de obrigação de Longo Prazo) sobre o ativo total; LOG(FINCP\_AT\_TOTAL) = Logaritmo de Financiamentos de curto prazo (conta representativa de obrigação de Curto Prazo) sobre o ativo total; LOG(BID\_ASK) = Logaritmo do Bid Ask; LOG((INTNEGVOLNEG)) = Logaritmo da intensidade do volume de negócios apresentada pela quantidade de negócios realizados no período; LOG(OP\_CRESC\_MEDIA) = Logaritmo da oportunidade de crescimento apurada pela média anual; LOG(RENTABILIDADE) = Logaritmo da rentabilidade; LOG(TANGIBILIDADE) = Logaritmo da tangibilidade dos ativos.

É de se salientar que o número de empresas na divisão de amostras não é exatamente o mesmo pelo fato de que, quando da divisão realizada, algumas empresas apresentavam valores

para determinado ano acima e abaixo da média, o que gerou a necessidade de algumas exclusões pontuais, porém, sem comprometer a amostra.

Apresentadas as estatísticas descritivas da amostra, importante se faz demonstrar a matriz de correlação das variáveis. Embora se espere algum grau de colinearidade entre as variáveis explicativas, a magnitude desta colinearidade não pode ser muito alta. Variáveis explicativas altamente correlacionadas reduzem a capacidade estatística do modelo em medir a influência individual de cada variável explicativa. Em outras palavras, alta correlação entre as variáveis explicativas se traduz em estimativas de variâncias dos estimadores elevadas (lembrando que o coeficiente de correlação entre as variáveis encontra-se no denominador das fórmulas das variâncias dos estimadores), conseqüentemente com erros padrão altos, o que interfere diretamente nos testes de hipóteses. É certo que, segundo Gujarati e Porter (2011), não há muito o que se fazer quando variáveis explicativas importantes na avaliação da variável dependente sejam muito correlacionadas, pois retirá-las do modelo causaria prejuízo maior (retornando estimadores viesados). Ressalta-se, no entanto, que não se deve, ao se avaliar os resultados do modelo, desconsiderar se há a presença de correlação alta entre as variáveis. As matrizes de correlação, separadas por subamostra, são apresentadas a seguir.

Tabela 3  
**Matriz de Correlação das empresas norte-americanas**

<b>EMPRESAS COM VALORES ABAIXO DA MÉDIA DA VARIÁVEL DEPENDENTE</b>							
	LOG(FORNEC _ATTOTAL)	LOG(BI D_ASK)	LOG(INTNEGVO LNEG_MEDIA)	LOG(OP_CRES C_MEDIA)	LOG(RENTA BILIDADE)	LOG(TANGI BILIDADE)	LOG(ATIV O_TOTAL)
LOG(FORNEC_A TTOTAL)	1	-0,03	0,14	-0,03	-0,04	0,12	0,12
LOG(BID_ASK)		1	-0,11	0,00	-0,01	-0,07	-0,26
LOG(INTNEGVO LNEG_MEDIA)			1	0,23	0,21	0,00	0,81
LOG(OP_CRESC_ MEDIA)				1	0,44	-0,35	-0,16
LOG(RENTABILI DADE)					1	-0,27	-0,08
LOG(TANGIBILI DADE)						1	0,20
LOG(ATIVO_TO TAL)							1
<b>EMPRESAS COM VALORES ACIMA DA MÉDIA DA VARIÁVEL DEPENDENTE</b>							
	LOG(FORNEC _ATTOTAL)	LOG(BI D_ASK)	LOG(INTNEGVO LNEG)	LOG(OP_CRES C_MEDIA)	LOG(RENTA BILIDADE)	LOG(TANGI BILIDADE)	LOG(ATIV O_TOTAL)
LOG(FORNEC_A TTOTAL)	1	0,03	-0,13	-0,10	-0,15	-0,25	0,22
LOG(BID_ASK)		1	-0,22	-0,25	-0,15	0,02	-0,05
LOG(INTNEGVO LNEG)			1	0,20	0,13	0,14	0,05
LOG(OP_CRESC_ MEDIA)				1	0,48	0,07	-0,03
LOG(RENTABILI DADE)					1	0,09	-0,02
LOG(TANGIBILI DADE)						1	-0,05
LOG(ATIVO_TO TAL)							1
<b>EMPRESAS COM VALORES ABAIXO DA MÉDIA DO LOG DO ATIVO TOTAL (PROXY PARA TAMANHO)</b>							
	LOG(FORNEC _ATTOTAL)	LOG(BI D_ASK)	LOG(INTNEGVO LNEG)	LOG(OP_CRES C_MEDIA)	LOG(RENTA BILIDADE)	LOG(TANGI BILIDADE)	LOG(ATIV O_TOT)
LOG(FORNEC_A TTOTAL)	1	0,04	0,24	0,12	0,09	-0,03	0,13
LOG(BID_ASK)		1	-0,03	-0,14	-0,09	-0,04	-0,15
LOG(INTNEGVO LNEG)			1	0,45	0,31	0,03	0,52
LOG(OP_CRESC_ MEDIA)				1	0,49	-0,12	-0,14
LOG(RENTABILI DADE)					1	-0,07	-0,19
LOG(TANGIBILI DADE)						1	0,14
LOG(ATIVO_TO T)							1
<b>EMPRESAS COM VALORES ABAIXO DA MÉDIA DO LOG DO ATIVO TOTAL (PROXY PARA TAMANHO)</b>							
	LOG(FORNEC _ATTOTAL)	LOG(BI D_ASK)	LOG(INTNEGVO LNEG)	LOG(OP_CRE SC_MEDIA)	LOG(RENTA BILIDADE)	LOG(TANGI BILIDADE)	LOG(ATIV OT)
LOG(FORNEC_A TTOTAL)	1	0,04	-0,02	0,08	-0,06	-0,31	0,08
LOG(BID_ASK)		1	-0,06	-0,10	-0,06	-0,05	-0,12
LOG(INTNEGVO LNEG)			1	0,36	0,36	-0,16	-0,05
LOG(OP_CRESC_ MEDIA)				1	0,35	-0,21	0,06

LOG(RENTABILIDADE)	1	-0,14	-0,06
LOG(TANGIBILIDADE)		1	0,07
LOG(ATIVOT)			1

Nota. Fonte: Resultados da pesquisa, conforme saída do Eviews.

Na matriz de correlação verifica-se a magnitude do grau de correlação entre cada uma das variáveis. Essa interpretação, segundo Franzblau (1958) obedece a seguinte dinâmica, demonstrada na Tabela 4, a seguir:

Tabela 4

#### **Interpretação da Matriz de Correlação**

<b>Valor de p (+ ou -)</b>	<b>Interpretação</b>
de 0,00 a 0,20	Correlação negligenciável
de 0,20 a 0,40	Correlação fraca
de 0,40 a 0,60	Correlação moderada
de 0,60 a 0,80	Correlação forte
acima de 0,80	Correlação muito forte

Nota. Fonte: Adaptado de “A primer of statistics for non-statisticians”, de A. Franzblau, 1958.

No caso das variáveis do estudo, verifica-se que as variáveis apresentam, quase que na totalidade, correlação negligenciável entre si, com valores abaixo de 0,20. Não se verificou nenhum caso de correlação forte ou muito forte entre as variáveis explicativas.

Nota-se, no entanto, correlações de grau moderado e fraco entre variáveis, como é o caso da oportunidade de crescimento com a rentabilidade, que apresentou correlação de 0,44, 0,48, 0,49 e 0,35 em cada uma das subamostras. A intensidade do volume negociado e a oportunidade de crescimento também apresentaram grau de correlação moderado em alguns casos, como, por exemplo, 0,23, 0,20, 0,45 e 0,36. No mais, em geral as variáveis apresentam correlação negligenciável, como verificado.

Em relação ao grau de correlação das variáveis explicativas com a dependente, verifica-se para as empresas norte-americanas que o logaritmo neperiano do ativo, apresenta correlação positiva, porém, sempre em grau negligenciável ou fraco.

No geral, a rentabilidade apresentou correlação negativa com o endividamento, o que se mostra coerente com a teoria *pecking order*, visto que empresas com maior lucratividade seriam menos dependentes de endividamento externo.

Sobre a correlação entre a tangibilidade e o endividamento, Albanez (2008) esclarece que é de se esperar uma relação positiva entre tais variáveis, de forma que empresas maiores e com mais ativos tangíveis seriam mais alavancadas que as demais. Já Frank e Goyal (2003) argumentam que, de acordo com a teoria de *pecking order*, empresas com menos ativos

tangíveis estariam mais sujeitas à assimetria de informações, e tenderiam a acumular mais dívida com o passar do tempo, tornando-se mais alavancadas. Também afirmam, porém, que é igualmente válido o argumento de que quanto mais ativos tangíveis as empresas apresentam, mais garantias podem oferecer às dívidas e, com isso, mais alavancadas seriam.

Dada a coerência da argumentação, causou estranheza o fato de que a variável tangibilidade tenha apresentado grau negativo de correlação com o endividamento para a maioria das subamostras, sendo que em apenas uma verificou-se correlação positiva (0,12) negligenciável.

Enfim, superada a análise de correlação, saliente-se que a análise mais detida e aprofundada sobre as variáveis e suas implicações é realizada quando da análise do painel de dados, o que se encontra adiante.

Antes, porém, é de se evidenciar que a análise de correlação, além de colaborar com a análise descritiva dos dados, identificando possíveis graus de correlação entre as variáveis, é útil no sentido de detectar, preliminarmente, qual tipo de relação é estabelecida entre as variáveis. Explica-se. Ao analisar a correlação das variáveis, já é possível, de antemão, ter uma ideia do tipo de relação entre as variáveis, se linear ou não. No caso dos dados do estudo, os gráficos de dispersão, em análise conjunta com a matriz de correlação, evidenciam a ocorrência de uma relação não linear nos dados, isso porque, segundo a literatura técnica, uma medida do grau e do sinal da correlação linear entre duas variáveis ( $X$ ,  $Y$ ) é dado pelo Coeficiente de Correlação. Portanto, para muito além da simples função descritiva, a análise de correlação já indicou, de antemão, tratar-se de uma relação não linear, o que inclusive se confirmou posteriormente, à medida em que no caso das empresas norte-americanas, o modelo econométrico adotado foi o logarítmico.

Saliente-se, desde logo que, ao dividir a amostra em dois grupos, pelas médias do ativo ou da variável dependente, algumas empresas da amostra norte-americana foram excluídas pelo fato de que em um exercício seus valores ficaram acima e, no outro, abaixo da média. Assim, para evitar escolher, discricionariamente, qual grupo a empresa iria compor (acima ou abaixo da média), optou-se por excluir as empresas que ficaram nesta circunstância.

Apresentadas as estatísticas iniciais das empresas norte-americanas, em seguida é realizada, rapidamente, a análise descritiva dos dados das empresas brasileiras, para, em seguida, analisarem-se as regressões dos modelos rodados para os dados do estudo.

## 4.2 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS – EMPRESAS BRASILEIRAS

As estatísticas descritivas das empresas brasileiras são a seguir apresentadas.

Tabela 5

### Estatísticas descritivas – empresas brasileiras

	VARIÁVEIS QUANTITATIVAS									
	ATIVO_TOT	BID_ASK	FINCP_A	FINLP_A	INT_NEG__QTDE	LIQ	OP_CRESC_MEDIA	RENT	RISCO	VOL
Média	15,78	-0,79	-3,17	-2,13	0,88	-1,69	0,39	-2,59	3,50	3,50
Mediana	15,66	-0,79	-3,11	-1,95	0,93	-1,28	0,34	-2,56	3,48	3,48
Máximo	18,62	0,38	-0,79	-0,64	4,04	1,13	2,80	-1,36	4,42	4,43
Mínimo	12,70	-1,88	-11,39	-6,89	-1,29	-6,26	-1,45	-7,64	3,00	3,00
Desvio padrão	1,19	0,40	1,06	1,04	0,62	1,53	0,73	0,66	0,25	0,25
Nº de observ.	340	340	340	340	340	340	340	340	340	340

*Nota.* Fonte: Resultados da pesquisa, conforme saída do Eviews. ATIVO\_TOT = ativo total; BID\_ASK = Bid Ask; FINCP\_A = Financiamento de curto prazo sobre ativo total; FINLP\_A = Financiamento de longo prazo sobre ativo total; INT\_NEG\_\_QTDE = Intensidade do volume de negócios apresentada pela quantidade de negócios realizados no período; LIQ = Liquidez em bolsa; OP\_CRESC\_MEDIA = Oportunidade de crescimento pela média anual; RENT = Rentabilidade; RISCO = Risco (Beta); VOL = Volatilidade.

De imediato, chama atenção o menor número de empresas brasileiras em relação às norte-americanas na amostra; porém, isso é perfeitamente natural dadas as diferenças existentes entre tais países, em especial o número de empresas que negociam em bolsa.

Como se verifica nas estatísticas descritivas, uma das variáveis binárias do modelo econométrico é a indicação da empresa ao Troféu Transparência da ANEFAC. Analisando os dados da amostra, verifica-se que, das 68 empresas brasileiras da amostra, 17 foram indicadas como finalistas do troféu transparência. Dessas, 16 estavam em algum nível diferenciado de governança da Bovespa, e apenas 1 empresa estava listada no segmento Tradicional, o que evidencia que, de fato, empresas com melhores níveis de governança, listadas pela Bovespa, tendem a ter melhores práticas de transparência, com reconhecimento perante as instituições que acompanham a transparência organizacional.

Outro dado interessante refere-se à quantidade de empresas que emitem ADRs na NYSE. Das 68 empresas brasileiras da amostra, 13 emitiam ADRs na Bolsa de Nova Iorque. A literatura classifica empresas emissoras de ADRs como detentoras de níveis diferenciados de governança, visto que as condições de acesso à Bolsa de Nova Iorque são rígidas, fazendo com que empresas aceitas a negociar seus títulos na NYSE possuam, no geral, melhores níveis de governança corporativa e, conseqüentemente, níveis de transparência mais robustos.

No tocante à matriz de correlação das empresas brasileiras, esta é apresentada a seguir.

Tabela 6  
**Matriz de correlação – empresas brasileiras**

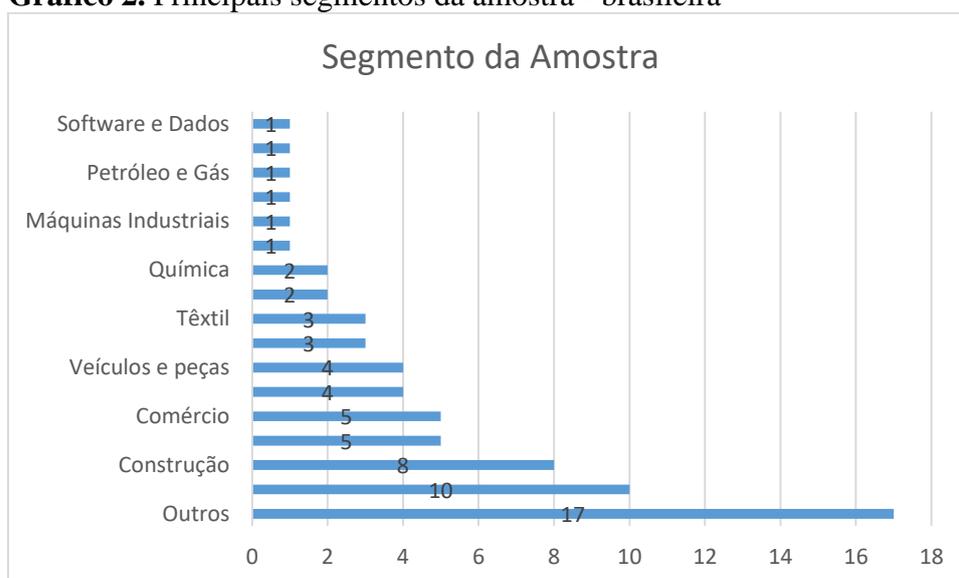
	Log(ativo_tot)	Log(bid_ask)	Emitte_adr	Log(int_neg__qtde)	Log(liq)	Log(op_cresc_media)	Log(rent)	Log(risco)	Segdif_bovespa	Log(tang)	Trtransp	Log(vol)
Log(ativo_tot)	1	-0,05	0,63	0,33	0,71	-0,05	-0,09	-0,02	0,20	0,12	0,24	-0,02
Log(bid_ask)		1	-0,05	-0,12	-0,11	-0,30	-0,37	0,70	0,07	0,01	-0,00	0,70
Emitte_adr			1	0,17	0,40	-0,09	-0,01	-0,07	0,30	0,23	0,32	-0,07
Log(int_neg__qtde)				1	0,37	0,05	-0,07	-0,13	0,08	-0,02	0,07	-0,13
Log(liq)					1	0,26	0,07	-0,09	0,17	0,03	0,19	-0,09
Log(op_cresc_media)						1	0,48	-0,38	0,01	0,11	-0,04	-0,38
Log(rent)							1	-0,42	-0,04	0,04	-0,06	-0,42
Log(risco)								1	0,10	0,03	0,02	0,99
Segdif_bovespa									1	0,12	-0,07	0,10
Log(tang)										1	0,03	0,03
Trtransp											1	0,03
Log(vol)												1

*Nota.* Fonte: Resultados da pesquisa, conforme saída do Eviews. LOG(BID\_ASK) = Logaritmo neperiano do Bid Ask; LOG(INT\_NEG\_\_QTDE) = Logaritmo neperiano da Intensidade do volume de negócios apresentada pela média da quantidade de negócios realizados no período; LOG(OP\_CRESC\_MEDIA) = Logaritmo neperiano da Oportunidade de crescimento pela média anual; LOG(RENT) = Logaritmo neperiano da Rentabilidade; LOG(TANG) = Logaritmo neperiano da Tangibilidade; LOG(ATIVO\_TOT) = Logaritmo neperiano do Ativo total; LOG(LIQ) = Logaritmo neperiano da Liquidez em Bolsa; LOG(VOL) = Logaritmo neperiano da Volatilidade; LOG(RISCO) = Logaritmo neperiano do Risco (Beta); EMITE\_ADR = Empresas que emitem ADRs na NYSE; SEGDIFF\_BOVESPA = Empresas listadas em segmentos diferenciados de Governança da Bovespa; TRTRANSP = Empresas finalistas do Troféu Transparência da ANEFAC.

Analisando a matriz da Tabela 6, verifica-se que, no geral, a grande maioria das variáveis não possuem correlação significativa entre si. No entanto, liquidez em bolsa e log do ativo total apresentaram correlação positiva em grau forte (0,71), volatilidade com bid ask apresentou correlação positiva forte de 0,70 e volatilidade com risco apresentou correlação positiva forte de 0,99.

É de se salientar que um alto grau de correlação entre as variáveis pode causar problemas ao modelo econométrico; portanto, esse fato será objeto de análise oportunamente.

Quanto ao segmento de atuação das empresas da amostra, verificou-se que a maioria das empresas da amostra estão classificadas pela Economia no ramo de atuação “outros”. 10 empresas, o que corresponde a 14,5%, atuam no segmento de Energia Elétrica. 11,6% da amostra atua com construção, 7,2% com comércio e 5,8% no ramo de veículos e peças. Os demais segmentos possuem percentuais de participação inferiores aos citados. O Gráfico 2, a seguir, indica a distribuição das companhias por segmento de atuação.

**Gráfico 2.** Principais segmentos da amostra - brasileira

Analisando os dados retornados pelo Eviews, verifica-se que dentro da amostra de empresas brasileiras, a amplitude dos dados é bastante significativa, evidenciando a grande diferença existente entre as empresas que compõem a amostra.

Por exemplo, em relação à variável dependente Financiamento de Curto Prazo/Ativo Total, os valores vão de 0,0000113 até 0,451870, ou seja, uma diferença bastante grande. Isso ocorre de igual forma com as demais variáveis. A liquidez em bolsa varia de 0.001903 até 3.096363, a oportunidade de crescimento de 0,233042 até 16,53088, enfim, a amplitude dos dados evidencia empresas com valores bastante distantes entre si.

Apresentadas algumas estatísticas descritivas dos dados, no Apêndice 2 é apresentado o rol de empresas brasileiras da amostra, por segmento.

Em seguida serão discutidos os principais resultados da estimação das equações dos modelos econométricos demonstrados na metodologia, com a discussão dos resultados e a realização das inferências possíveis.

De toda sorte, a divisão das empresas brasileiras em subamostras não se mostrou viável, justamente pelo pequeno número de empresas (68 empresas). Mesmo não sendo uma decisão que agrada, do ponto de vista estatístico, não foi possível subdividir a amostra, como ocorreu com as empresas norte-americanas.

### 4.3 REGRESSÕES – EMPRESAS NORTE-AMERICANAS

Como já informado, a amostra de empresas norte-americanas foi segregada em dois grupos para evitar a análise conjunta de empresas com grande variabilidade nos dados. Assim, os resultados das regressões são apresentados também dessa forma.

Inicialmente são apresentados os resultados das regressões considerando a divisão da amostra em duas subamostras: uma com média inferior à variável dependente Fornecedores / Ativo Total, e outra com valores inferiores à tal média.

### 4.4 EMPRESAS NORTE-AMERICANAS DIVIDIDAS PELA MÉDIA DA VARIÁVEL DEPENDENTE

Na Tabela 7, a seguir, são apresentados os resultados para as diferentes modelagens tendo como variável dependente, usada como *proxy* para o nível de endividamento da empresas norte-americanas, a conta Fornecedores dividida pelo Ativo Total (FORNEC/Ativo Total). Observe-se que o primeiro modelo retrata a subamostra delimitada ao se levar em consideração todas as empresas que se encontravam abaixo da média da variável dependente Fornecedores dividida pelo Ativo Total; neste caso o modelo foi rodado para 187 empresas totalizando 935 observações (cinco períodos – 2011 a 2015 e 187 empresas). No modelo seguinte (subamostra 2), foram selecionadas todas as empresas que estavam acima da média amostral. Neste caso foram 89 empresas, totalizando uma amostra de 445 observações.

O primeiro importante teste a ser avaliado é o teste F, que testa a aderência do modelo – ou seja, testa se todos os parâmetros associados aos regressores são simultaneamente iguais a zero, a um determinado nível de significância relevante. Observa-se que, no caso das duas subamostras, tanto o modelo de efeito fixo quanto o de efeito aleatório, passam pelo teste de aderência ao nível de significância de 1%.

Tabela 7

**Resultado da regressão – Modelo não-linear (logarítmico) para empresas americanas com a variável dependente FORNEC/Ativo Total**

Variável Dependente: LOG(FORNEC/ATTOTAL)						
Método de Estimação: Panel EGLS (Cross-section weights)						
Período: 2011 a 2015 (5 períodos)						
Sub-amostra 1: Empresas com valores abaixo da média da variável dependente (fornecedores/ativo total)						
VARIÁVEIS	EFEITO FIXO			EFEITO ALEATÓRIO		
	Coefficient	Std. Error	Prob.	Coefficient	Std. Error	Prob.
C	1,43					
	<i>Antilog:</i>	0,25	0,00	-0,65	0,45	0,15
	27,16					
LOG(BID_ASK)	0,01	0,01	0,07	0,02	0,02	0,39
LOG(INTNEGVOLNEG_MEDIA)	0,00	0,02	0,70	0,01	0,03	0,66
LOG(OP_CRESC_MEDIA)	0,03	0,01	0,00	0,02	0,02	0,50
LOG(RENTABILIDADE)	-0,00	0,01	0,91	0,03	0,02	0,10
LOG(TANGIBILIDADE)	0,31	0,03	0,00	0,22	0,04	0,00
LOG(ATIVO_TOTAL)	-0,29	0,02	0,00	-0,17	0,04	0,00
Número de Cross-Sections da Subamostra		187		Número de Observações		935
R <sup>2</sup>	0,98			0,077		
R <sup>2</sup> Ajustado	0,97			0,071		
Teste de Aderência do Modelo (teste F)	<b>156,61</b>			<b>12,97</b>		
	Prob: 0,00			Prob: 0,00		
Teste para Efeito Fixo nas cross-sections	Teste F = <b>156,5249</b>		<b>Prob: 0,0000</b>			
	GL: (186; 742)					
Teste de Hausmann para Efeito Aleatório				<b>Chi-Sq = 54,26</b>		<b>Prob: 0,00</b>
				GL: (6)		
Subamostra 2: Empresas com valores acima da média da variável dependente (fornecedores/ativo total)						
VARIÁVEIS	EFEITO FIXO			EFEITO ALEATÓRIO		
	Coefficient	Std. Error	Prob.	Coefficient	Std. Error	Prob.
C	-1,58					
	<i>antilog:</i>	0,14	0,00	-1,61	0,36	0,00
	0,02					
LOG(BID_ASK)	0,01	0,01	0,11	0,03	0,02	0,13
LOG(INTNEGVOLNEG_MEDIA)	0,00	0,01	0,86	-0,04	0,02	0,01
LOG(OP_CRESC_MEDIA)	0,02	0,01	0,00	0,03	0,02	0,07
LOG(RENTABILIDADE)	0,11	0,02	0,00	0,10	0,02	0,00
LOG(TANGIBILIDADE)	0,16	0,03	0,00	0,03	0,04	0,40
LOG(ATIVO_TOTAL)	0,01	0,00	0,00	0,03	0,02	0,15
Número de Cross-Sections da Subamostra		89		Número de Observações		445
R <sup>2</sup>	0,99			0,06		
R <sup>2</sup> Ajustado	0,98			0,05		

Teste de Aderência do Modelo (teste F)	Teste F = 429,06 Prob: 0,0000	4,96	Prob:0,000116
Teste para Efeito Fixo nas cross-sections	Teste F = 400,70 Prob: 0,0000 GL: (88;350)		
Teste de Hausmann para Efeito Aleatório		Chi-Sq = 29,33 GL: (6)	Prob: 0,0001

*Nota.* Fonte: Resultados da pesquisa, conforme saída do Eviews. C = Constante; LOG(BID\_ASK) = Logaritmo neperiano do Bid Ask; LOG(INTNEGVOLNEG\_MEDIA) = Logaritmo neperiano da Intensidade do volume de negócios apresentada pela média da quantidade de negócios realizados no período; LOG(OP\_CRESC\_MEDIA) = Logaritmo neperiano da Oportunidade de crescimento pela média anual; LOG(RENTABILIDADE) = Logaritmo neperiano da Rentabilidade; LOG(TANGIBILIDADE) = Logaritmo neperiano da Tangibilidade; LOG(ATIVO\_TOTAL) = Logaritmo neperiano do Ativo total.

O método de estimação para o painel de dados foi o *Generalized Least Squares Estimator* (EGLS) ponderado pelas empresas, e para a correção da heterocedasticia foi utilizada o método de White usando a matriz diagonal para variância e covariância dos erros.

Na Tabela 7 estão apresentados os resultados tanto para o modelo de efeito fixo quanto para o de efeito aleatório ou modelo de componente de erros. Ao se utilizar dados em painel, como apresentado anteriormente, se faz necessário avaliar inicialmente se os dados podem ser simplesmente empilhados (*pooled regression*) ou, se havendo heterogeneidade, como ela deve ser modelada. Assim sendo, procedeu-se inicialmente ao teste F, para efeito fixo nas empresas. Este teste testa o modelo empilhado comparado ao modelo com variáveis binárias.

No presente resultado, o efeito fixo testado foi das empresas, o qual se mostrou altamente significativo, ou seja, existe heterogeneidade entre as empresas, mas são invariantes no tempo. Foi testado também o efeito tempo, mas este não se mostrou relevante.

É importante lembrar que o modelo de efeito fixo “consume” um número considerável de graus de liberdade (é estimado um intercepto para cada empresa), procedeu-se o teste de Hausman para avaliar se a heterogeneidade pode ser captada pelo componente de erro  $\varepsilon_i$  (aleatório) – ou seja, se não se rejeitar a hipótese nula subjacente ao teste de Hausman, os estimadores do modelo de efeito fixo e do modelo de componentes de erros, não diferem substancialmente. Assim, ganha-se em graus de liberdade com o modelo de componente de erro, ou de efeito aleatório.

Conforme se verificou na Tabela 7, o resultado do teste de Hausman reportado indicou um *p-value* de 0,00, o que permite rejeitar com segurança a hipótese nula a qualquer nível de significância. Assim, assume-se que o modelo apresenta efeito fixo, uma vez que existe correlação entre os efeitos individuais e as variáveis explicativas do modelo.

Outro ponto a ser destacado no modelo é que as regressões foram ajustadas com todas as variáveis quantitativas e a variável dependente no logaritmo neperiano. Os coeficientes estimados são coeficientes de elasticidade. Neste caso, variação de 1% na variável explicativa causa variação percentual na variável dependente, na magnitude do coeficiente estimado.

Analisando-se, agora sim, os resultados da regressão, iniciar-se-á pela análise dos dados da subamostra 1, composta por empresas com valores abaixo da média da variável dependente  $\log(\text{fornecedores}/\text{ativo total})$ . Como já salientado, todos os modelos apresentados na Tabela 7 foram rodados com correção de White que, segundo Martins, Machado e Callado (2014), aumenta o erro padrão, diminuindo a estatística t, tornando sua estimativa mais robusta.

O coeficiente associado a constante é uma média ponderada pelas empresas, tendo se mostrado altamente significativa. O coeficiente associado à variável *Bid-Ask* foi de 0,013, mostrando uma relação positiva com o endividamento e, sendo significativo somente ao nível de significância de 10%.

Não se deve olvidar que o *bid-ask spread*, neste trabalho, não é variável diretamente relacionada com o endividamento, mas sim foi utilizada como *proxy* para a assimetria de informação, conforme sugere a literatura, referendada por Girão e Machado (2013), Watts e Zimmerman (1986), dentre outros autores da temática. A literatura sugere, ainda, que a existência de maior assimetria de informação faz com que as empresas prefiram a assunção de dívidas do que a emissão de ações (Albanez & Valle, 2009). Portanto, o sinal encontrado na regressão é condizente com o aporte teórico. Para a presente amostra, uma variação de 1% no *bid-ask* causa, em média, uma variação de 0,013% no endividamento, no mesmo sentido.

Quanto maior o *spread* do ativo, maior a assimetria de informação, tendo em vista a grande diferença entre os preços de compra e venda do título. Para Welker (1995) e Lee, Mucklow e Ready (1993), quanto maior é o *spread*, maior é a probabilidade de se ter transações com informações privilegiadas. Nesse sentido, Diamond e Verrecchia (1991) esclarecem que um *spread* menor pode ser obtido pelo aumento da liquidez dos ativos das empresas, o que, por sua vez, é obtido pela adoção de procedimentos de governança corporativa mais robustos.

Comentando sobre a questão, Girão e Machado (2013) aduzem que a assimetria de informações está diretamente relacionada com a falta de liquidez dos ativos, afirmando que incrementos no *spread* de ativos aumentam a iliquidez do título, concluindo, por fim, que o *spread*, medido no caso deste estudo pelo *bid-ask spread*, pode ser considerado também uma medida de assimetria da informação.

Outra variável modelada e utilizada como *proxy* para assimetria de informação foi a Intensidade de Negócio, calculada pela média do volume negociado pelas empresas por

período. O coeficiente estimado foi de 0,009, com sinal positivo em relação à variável dependente, mas não se mostrou significativo na presente amostra. Albanez (2008) também fez uso dessa variável em seus estudos sobre finanças e verificou uma relação positiva com a variável dependente Passivo Operacional de Longo Prazo / Ativo.

Dierkens (1991), ao tratar da variável intensidade do negócio como *proxy* para assimetria de informação, esclarece que quanto maior a quantidade de informações disponibilizadas publicamente pelas empresas, tornando favorável a emissão de ações, menor será a assimetria de informação e maior será a intensidade com que ocorre a negociação dos títulos.

Portanto, a relação positiva da variável com a variável dependente apresenta sinal incoerente com a teoria *pecking order*. Por essa teoria, quanto maior a assimetria de informações, menor tenderia a ser o endividamento da companhia, pois, a uma, menor seria sua facilidade em obter crédito tanto na praça quanto via emissão de ações, e a duas, maior seria a taxa de utilização de recursos próprios para autofinanciar suas atividades. De qualquer maneira, entende-se que a relação verificada diverge dos pressupostos teóricos, ao menos em tese, mas não sendo significativa estatisticamente.

Outra variável explicativa modelada foi a oportunidade de crescimento (ou intangibilidade). Essa métrica também é amplamente conhecida no mundo das finanças como Market-to-book. Segundo Kirch (2008), as oportunidades de crescimento de uma empresa estão relacionadas às expectativas futuras, sendo que, em situações de dificuldades financeiras dessas empresas e em casos de risco acentuado de falência, esse indicador demonstra queda acentuada, indicando perda de valor de mercado dessas companhias. Complementa o autor que empresas com latentes oportunidades de crescimento procuram manter baixos níveis de endividamento, justamente para que, caso necessário, possam recorrer com mais facilidade ao mercado de dívidas para se financiarem.

Rajan e Zingales (1995), ao discorrerem acerca dessa variável, argumentam que empresas com maior grau de alavancagem tendem a perder as melhores oportunidades de investimento, razão pela qual há preferência pela manutenção de níveis menores de endividamento da estrutura ou utilizar recursos próprios para financiamento de suas operações.

Myers (1984), analisando a oportunidade de crescimento sob a lente da teoria *pecking order*, esclarece que empresas com melhores expectativas de crescimento procuram evitar níveis elevados de endividamento da sua estrutura para criar uma espécie de “reserva” de capacidade de financiamento futuro para investir nas melhores oportunidades vindouras, fazendo com que sejam menos alavancadas.

Albanez (2008) esclarece ainda, que os custos advindos de dificuldades financeiras são elevados para empresas com altas relações de *market-to-book*, o que seria outro fator que levaria tais empresas a manter níveis moderados de endividamento.

Por todo o exposto, é de se esperar, tal qual Albanez (2008), uma relação negativa entre as oportunidades de crescimento e o endividamento, justamente para tentar evitar manter uma estrutura de capital altamente alavancada, prejudicando futuras necessidades de obtenção célere de recursos para investimento em boas oportunidades de negócios.

Para a presente amostra de dados, o coeficiente estimado foi positivo (0,034) e significativo ao nível de significância de 1%. O resultado da regressão pode indicar ao menos dois cenários. O primeiro, de que as empresas da amostra passam por momentos de baixas oportunidades de crescimento, visto que a variável caminha na mesma direção do endividamento (variável dependente). Ademais, não se pode olvidar que a amostra engloba o período de 2011 a 2015, com dados logo após o período de grande recessão econômica ocorrida nos Estados Unidos, o que pode ter conduzido a tal resultado.

Nesse sentido, Kayo e Famá (1997) concluíram que em empresas que apresentaram baixa oportunidade de crescimento, a predominância é de capitais de terceiros para financiamento de suas operações, o que pode servir de indício para corroborar a análise do resultado encontrado.

O segundo cenário possível, ao menos em tese, é de que as empresas da amostra são, predominantemente, empresas em expansão, que requerem maiores níveis de endividamento para aumentar suas oportunidades de negócios, o que justificaria a relação encontrada. Além disso, não se pode olvidar que, em se tratando de empresas de menor porte, é coerente esperar que possuam uma estrutura mais alavancada.

Nesse sentido, Fama e French (2002), ao tratarem da “versão simples” da *pecking order theory*, aduzem que a busca por melhores oportunidades de crescimento requer investimentos que são feitos, normalmente, com a contração de novas dívidas, o que justificaria e contribuiria na explicação da relação positiva verificada entre as variáveis analisadas.

Evidentemente que a amostra de empresas norte-americanas não possui apenas pequenas empresas, ainda mais por se tratar de companhias que negociam papéis na NYSE; porém, tal argumento mostra-se mais um aporte lógico para tentar entender e explicar o resultado obtido.

A rentabilidade também foi uma das variáveis modeladas. O resultado da regressão foi um coeficiente estimado negativo (-0,00125), mas não tendo se mostrado significativo a nenhum nível relevante. A relação verificada foi negativa, embora com um coeficiente bastante

baixo, o que indica que quanto maior a rentabilidade da empresa, medida pelo EBIT, menores são seus níveis de endividamento.

Segundo a teoria *pecking order*, empresas utilizam uma hierarquia de fontes de financiamento, buscando, inicialmente, financiar suas operações com recursos próprios (lucros, por exemplo), posteriormente buscando recursos no mercado e, por fim e em último caso, emitindo ações, dado o custo dessa opção, em especial puxado pela assimetria de informações existente entre a empresa emissora dos títulos e o investidor. Portanto, por tais pressupostos, é de se esperar uma relação negativa entre a lucratividade e o endividamento, o que, na análise empírica, foi o que justamente se verificou.

O resultado dessa variável é, pela maioria dos estudos, analisado tanto na ótica da teoria *pecking order* (como realizado) e também na ótica da teoria *trade-off*. Por essa última, é de se esperar uma relação positiva entre a rentabilidade e o endividamento empresarial, visto que as empresas buscam se beneficiar dos encargos da dívida para reduzir sua despesa tributária, encontrando, assim, um perfeito equilíbrio na sua estrutura de capital.

A título informativo, diversos outros estudos verificaram relação negativa entre a rentabilidade e o endividamento, como Albanez (2008), Cândido (2010) e Medeiros (2013), o que indica que, na prática, empresas mais lucrativas são aquelas menos endividadas.

Para a variável tangibilidade o coeficiente estimado é positivo e na ordem de 0,306. Este coeficiente se mostrou altamente significativo e sendo o de maior influência no nível de endividamento. Uma variação de 1% na tangibilidade, ocasiona uma variação de 0,31% no nível de endividamento, no mesmo sentido. A tangibilidade é o quociente do ativo imobilizado sobre o ativo total da companhia, e remete à ideia de quanto do ativo total da empresa é tangível, composto por bens com substância física. A existência de ativos com substância física pelas empresas passa uma mensagem ao credor, de que a empresa, caso necessário, possui patrimônio para liquidação das suas dívidas. Nesse sentido, segundo Gomes e Leal (2000), empresas que possuem maior tangibilidade, em função da existência de assimetria informacional entre acionistas e credores, passam uma mensagem de maior segurança aos seus credores, visto que a existência de ativos representa uma garantia para os credores em caso de falência da entidade.

Com isso, e com aporte na literatura – como, por exemplo, em Corrêa, Basso e Nakamura (2013) –, era de se esperar uma relação positiva entre a tangibilidade e o endividamento, o que foi confirmado pelo resultado da regressão, de tal sorte que empresas mais endividadas, na amostra, são aquelas com mais ativos com substância física.

Outro autor a verificar uma relação positiva entre a tangibilidade e o endividamento foi Kirch (2008). O autor, para justificar o sinal encontrado, defendeu que a existência de uma

maior tangibilidade dos ativos é vista pelos credores como um sinal positivo emitido pela empresa, indicando um maior volume de garantias reais em casos de falência da empresa. Portanto, a relação verificada para a variável tangibilidade se coaduna com o sugerido pela literatura.

A última variável modelada foi o logaritmo do ativo total, variável utilizada como *proxy* para o tamanho das empresas. Segundo Fama e French (2002), quanto maior o tamanho das empresas, menor a assimetria de informações existente, o que conduz, portanto, a uma relação positiva entre o tamanho e o endividamento. Porém, outros autores sustentam a existência de uma relação negativa entre tamanho e endividamento, no sentido de que empresas maiores estariam menos sujeitas à necessidade de captar recursos com terceiros, já que poderiam optar pela emissão de ações (Rajan & Zingales, 1995). Como já mencionado, a relação esperada é negativa.

No caso do estudo, o coeficiente estimado foi -0,29, se mostrando o segundo mais representativo e significativo para explicar o nível de endividamento. A relação negativa com a variável dependente era esperada, visto que empresas maiores demandariam menor quantidade de capital de terceiros para financiar suas operações.

Sobre o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) do modelo, verifica-se que é de 0,97, ou seja, um coeficiente de determinação bastante alto. Isso significa que 97% do endividamento das empresas componentes da amostra é explicado pelas variáveis modeladas. O  $R^2$  ajustado foi de 96,9%. Tem-se, portanto, um modelo altamente explicativo.

Feita a análise da primeira parte da amostra, composta por empresas com valores inferiores à média da variável dependente, abaixo será realizada a discussão dos resultados para a amostra de empresas com valores acima da média para a variável dependente. Lembrando que ainda se está analisando o modelo composto por empresas norte-americanas e que tem como variável dependente a relação entre as contas Fornecedores (Longo Prazo) e Ativo Total, apresentado na Tabela 7.

O modelo para a amostra composta por empresas com valores acima da média da variável dependente apresentou resultados interessantes quando comparados com os resultados para a amostra de empresas com valores abaixo da média para a variável dependente. Para esta subamostra tem-se 89 empresas, totalizando 445 observações. No caso desta subamostra, tem-se as empresas com maior nível de endividamento, quando comparado à média amostral desta variável. As comparações devem ser feitas com critério, pois apesar das variáveis serem todas iguais, é sabido que o tamanho da amostra resulta em impacto direto sobre as estimativas tanto

da variância do erro quanto da variância dos estimadores, o que altera o desvio padrão, que por sua vez altera a probabilidade de se rejeitar a hipótese nula.

O primeiro resultado interessante refere-se à constante, que, nesta subamostra, possui coeficiente negativo (-1,583). Evidentemente que se aplicando o antilog na constante, o coeficiente encontrado é positivo (0,026), porém, com um coeficiente muito baixo quando comparado com o da subamostra composta por empresas com valores abaixo da média da variável dependente – ou seja, neste caso, os regressores passam a ter maior importância para se fazer previsão sobre a variável dependente.

Chama igualmente atenção o fato de que o coeficiente associado à variável *bid-ask* continua a não passar pelo teste t a nenhum nível de significância relevante. Isso significa que o coeficiente é estatisticamente insignificante, não gerando contribuições relevantes para o modelo e para explicação da variável dependente, para esta amostra de dados.

Nesse modelo, as variáveis que tiveram seus coeficientes significativos, a qualquer nível de significância, são a oportunidade de crescimento, a rentabilidade (que não passava pelo teste t nas empresas com valores abaixo da média), a tangibilidade e a *proxy* para tamanho (logaritmo natural do ativo total).

Sobre o coeficiente associado à rentabilidade passar pelo teste t neste modelo e não no anterior, isso permite inferir que, em empresas maiores, a rentabilidade é um importante determinante para explicação das decisões de endividamento dessas empresas, enquanto que em empresas menos endividadas, essa variável assume importância secundária.

Um fato que chama atenção em relação à rentabilidade é que ela apresentou sinal positivo com o endividamento, ou seja, quanto mais lucrativa a empresa, mais endividada ela se apresenta. Esse comportamento não é esperado pela teoria *pecking order*; porém, como já analisado, por se tratarem de empresas norte americanas, inseridas em um ambiente econômico muito diferente do brasileiro, mais estável, com taxas de juros menores, mais crédito e maior solidez, talvez seja mais vantajoso recorrer ao capital de terceiros do que investir seus próprios lucros no financiamento de suas atividades, fato que pode contribuir na explicação do comportamento da variável.

Chama atenção, neste modelo, o coeficiente da variável rentabilidade (0,109), visto que no modelo com empresas abaixo da média, o coeficiente encontrado havia sido de -0,001, sinal adequado ao esperado para a variável, porém, sem qualquer relevância estatística. Isso indica que, nessa subamostra de empresas, a rentabilidade possui maior importância para as decisões ligadas a estrutura de capital do que em empresas em tese menores, com índices de endividamento mais baixos.

No caso da variável tangibilidade, seu coeficiente estimado nesta amostra tem o mesmo sinal, mas metade da importância em relação à amostra anterior – o que representa que, nessa subamostra de empresas, a tangibilidade não possui tamanha relevância nas decisões de financiamento das empresas.

Outras pesquisas que se debruçaram sobre o tema também enfrentaram o mesmo problema. Cândido (2010), ao modelar com variáveis até certo ponto parecidas com as desse estudo, encontrou uma constante negativa de -1,193, altamente significativa; porém, os coeficientes das variáveis explicativas encontrados foram bastante baixos. O maior deles foi o da variável rentabilidade, que apresentou valor negativo de -0,330, igualmente altamente significativo – saliente-se que o modelo utilizado pelo autor, pelo que se pode constatar, é linear. Neste caso, chama a atenção para os resultados encontrados, em especial para a constante negativa, visto que a variável dependente é composta exclusivamente pela relação entre o passivo e o ativo da empresa, com ausência de valores negativos, portanto.

Esses argumentos, trazidos tão somente para fins elucidativos, contribuem para demonstrar que em modelos das áreas de finanças corporativas, como o do presente estudo e dos estudos analisados, as decisões de financiamento são complexas e, no geral, não explicadas a contento pelas variáveis explicativas eleitas pelos autores.

Os modelos analisados até agora tiveram como variável dependente a relação entre a conta Fornecedores e o Ativo Total. Essa conta (fornecedores), para as empresas dos Estados Unidos, é representativa de obrigações de longo prazo. Conforme mencionado no capítulo destinado à metodologia, buscou-se coletar dados de contas semelhantes, tanto para empresas brasileiras quanto norte-americanas, porém, a base de dados Económica possui restrições e especificidades nos dados para cada país, o que gerou a necessidade de alguns ajustes, como na coleta da variável dependente.

Os próximos modelos a serem analisados tem como variável dependente a relação entre os Financiamentos de Curto Prazo e o Ativo Total das empresas norte-americanas. Os modelos seguem a mesma dinâmica dos já analisados, em que a amostra foi dividida em subamostras, de acordo com o valor médio da variável dependente.

Para verificar a aderência geral do modelo realizou-se o teste F. Com ele, conforme já evidenciado, se testa se todos os parâmetros associados aos regressores são simultaneamente iguais a zero, a um determinado nível de significância relevante. Conforme apontam os resultados do teste, para as duas subamostras, tanto o modelo de efeito fixo quanto o de efeito aleatório, passam pelo teste de aderência ao nível de significância de 1% (Tabela 8).

O método de estimação, a exemplo do modelo anterior, foi o *Generalized Least Squares Estimator* (EGLS) ponderado pelas empresas e, para a correção da heterocedasticidade foi utilizada o método de White, tal qual realizado no modelo anterior.

Na Tabela 8 se encontram os resultados para estimação por efeito fixo e aleatório. Para saber qual o modelo mais ajustado, realiza-se, inicialmente, o teste F para efeito fixo nas empresas, para verificação da ocorrência da heterogeneidade entre as empresas, ou seja, se cada empresa possui o seu termo constante ou se todos os termos constantes são iguais entre si.

A hipótese nula do teste F, portanto, é a de que todos os termos constantes do modelo são iguais entre si, contra a hipótese alternativa de que eles são diferentes. Rejeitando-se a hipótese nula, existem diferenças entre as empresas e o modelo adequado é o de efeito fixo.

Tabela 8

**Resultado da regressão – Modelo não-linear (logarítmico) para empresas americanas com a variável dependente FINCP/Ativo Total**

Variável Dependente: LOG(FINCP/ATTOTAL)						
Método de Estimação: Panel EGLS (Cross-section weights)						
Período: 2011 a 2015 (5 períodos)						
Sub-amostra 3: Empresas com valores abaixo da média da variável dependente (fornecedores/ativo total)						
VARIÁVEIS	EFEITO FIXO			EFEITO ALEATÓRIO		
	Coefficient	Std. Error	Prob.	Coefficient	Std. Error	Prob.
C	-5,04 antilog: 0,00	0,37	0,00	-8,28	1,1	0,00
LOG(BID_ASK)	-0,04	0,02	0,08	-0,05	0,11	0,63
LOG(INTNEGVOLNEG_MEDIA)	-0,09	0,02	0,00	-0,32	0,11	0,00
LOG(OP_CRESC_MEDIA)	0,19	0,04	0,00	0,23	0,11	0,03
LOG(RENTABILIDADE)	-0,05	0,03	0,03	-0,02	0,09	0,76
LOG(TANGIBILIDADE)	0,01	0,04	0,74	0,13	0,08	0,10
LOG(ATIVO_TOTAL)	0,10	0,03	0,00	0,48	0,12	0,00
Número de Cross-Sections da Subamostra		187		Número de Observações		935
R <sup>2</sup>	0,96			0,027		
R <sup>2</sup> Ajustado	0,95			0,021		
Teste de Aderência do Modelo (teste F)	102,38			4,39		
	Prob: 0,000000			0,00		
Teste para Efeito Fixo nas cross-sections	Teste F = 100,28	Prob: 0,0000				
	GL: (186;742)					
Teste de Hausmann para Efeito Aleatório				Chi-Sq = 3,45		
				Prob: 0,75		
				GL: (6)		
Sub-amostra 4: Empresas com valores acima da média da variável dependente (fornecedores/ativo total)						
VARIÁVEIS	EFEITO FIXO			EFEITO ALEATÓRIO		
	Coefficient	Std. Error	Prob.	Coefficient	Std. Error	Prob.

VARIÁVEIS	Coefficient	Std. Error	Prob.	Coefficient	Std. Error	Prob.
C	-5,15 Antilog: 0,00	0,82	0,00	-4,74	2,25	0,04
LOG(BID_ASK)	-0,02	0,00	0,00	-0,16	0,19	0,40
LOG(INTNEGVOLNEG_MEDIA)	0,05	0,04	0,20	0,22	0,12	0,07
LOG(OP_CRESC_MEDIA)	0,13	0,04	0,00	0,24	0,14	0,08
LOG(RENTABILIDADE)	-0,07	0,02	0,01	-0,50	0,17	0,00
LOG(TANGIBILIDADE)	0,03	0,14	0,80	0,27	0,18	0,12
LOG(ATIVO_TOTAL)	-0,01	0,05	0,84	-0,21	0,12	0,07
Número de Cross-Sections da Subamostra		89		Número de Observações		445
R <sup>2</sup>	0,99			0,04		
R <sup>2</sup> Ajustado	0,99			0,03		
Teste de Aderência do Modelo (teste F)	1051,68 Prob: 0,00			3,35 Prob: 0,00		
Teste para Efeito Fixo nas cross-sections	Teste F = 295,38 Prob: 0,00 GL: (88,350)					
Teste de Hausmann para Efeito Aleatório				Chi-Sq = 9,03 Prob: 0,17 GL: (6)		

*Nota.* Fonte: Resultados da pesquisa, conforme saída do Eviews. C = Constante; LOG(BID\_ASK) = Logaritmo neperiano do Bid Ask; LOG(INTNEGVOLNEG\_MEDIA) = Logaritmo neperiano da Intensidade do volume de negócios apresentada pela média da quantidade de negócios realizados no período; LOG(OP\_CRESC\_MEDIA) = Logaritmo neperiano da Oportunidade de crescimento pela média anual; LOG(RENTABILIDADE) = Logaritmo neperiano da Rentabilidade; LOG(TANGIBILIDADE) = Logaritmo neperiano da Tangibilidade; LOG(ATIVO\_TOTAL) = Logaritmo neperiano do Ativo total

Conforme se verifica no resultado do teste, altamente significativo por sinal, rejeita-se com segurança a hipótese nula de homogeneidade, aceitando-se a hipótese de heterogeneidade entre as empresas, optando-se pelo modelo de efeito fixo. Saliente-se que o efeito tempo foi testado, mostrando-se, mais uma vez, irrelevante.

Realizou-se, em seguida, o teste de Hausman, que avalia se a heterogeneidade das empresas pode ser captada pelo componente de erro aleatório. O teste é realizado sob a hipótese nula de que inexistente correlação entre os regressores (variáveis explicativas) e o termo de erro, contra a hipótese alternativa de que há correlação.

Não rejeitando-se a hipótese nula de que inexistente correlação entre o termo de erro e as variáveis explicativas, não é calculado um valor de intercepto para cada empresa, mas pressupõe-se que os valores de intercepto sejam extraídos aleatoriamente de uma população bem maior. Nesse caso, adotando-se o modelo de efeitos aleatórios, tem-se um ganho em graus de liberdade.

Conforme se verificou na Tabela 8 em análise, os resultados do teste de Hausman reportados (0,7499 e 0,1718) indicam um p-value superior a 5%, o que não permite rejeitar a hipótese nula. Ou seja, assume-se que o modelo apresenta efeito aleatório, visto que inexistente correlação entre os efeitos individuais e as variáveis explicativas do modelo. Considerando que as amostras são relativamente grandes, não há perda relevante de graus de liberdade. Assim sendo, optou-se por fazer a análise do modelo de efeito fixo.

Por fim, cite-se que as regressões foram ajustadas com todas as variáveis quantitativas e a variável dependente no logaritmo neperiano. Os coeficientes estimados são coeficientes de elasticidade e, portanto, conduzem à interpretação de que, por exemplo, uma variação de 1% na variável explicativa causa variação percentual na variável dependente, na magnitude do coeficiente estimado.

Com a mudança na variável dependente do modelo, que agora é o financiamento de curto prazo (FINCP/A), algumas mudanças significativas no modelo são perceptíveis. Inicialmente, conforme se verifica na Tabela 8, as variáveis não significativas estatisticamente, na amostra de empresas com valores abaixo da média da variável dependente foram o *bid-ask* (que não passa a 5%, mas passaria a 10%) e a tangibilidade.

Em relação à amostra de empresas com dados acima da média da variável dependente, as variáveis que não passam pelo teste t são a intensidade de negócios, a tangibilidade e a *proxy* para tamanho (log do ativo total).

A respeito da constante, tem-se um coeficiente altamente significativo, em log, de -5,041 para empresas abaixo da média e de -5,154 para empresas acima da média da variável dependente. Em ambos os casos, os coeficientes são positivos, porém com valores muitíssimos baixos, o que implica inferir que a explicação do endividamento das empresas caberia às variáveis explicativas.

O coeficiente associado à variável *bid-ask* passou pelo teste t para a amostra de empresas com valores acima da média da variável dependente, com coeficiente de -0,022, altamente significativo. A variável apresentou um coeficiente relativamente baixo perto do valor dos coeficientes de outras variáveis, o que indica que o *bid-ask* não é uma variável altamente importante para explicação do resultado, dado o baixo valor do coeficiente estimado pela regressão. No tocante ao sinal (negativo), isso indica que empresas com maior assimetria de informações apresentam menores níveis de endividamento na amostra de empresas analisadas, o que se mostra, inicialmente, contrário à expectativa para tal variável, embora seja possível esperar uma relação ambígua para tal variável. Explica-se.

Inicialmente, tem-se que empresas com maiores níveis de assimetria de informação, devido ao elevado custo para emissão de ações, prefeririam captar recursos junto ao mercado ao invés de emitir títulos, incorrendo, assim, em menores custos com assimetria informacional.

No entanto, o resultado da regressão indicou que empresas com maiores níveis de assimetria possuem menores níveis de endividamento, o que contraria a relação inicialmente esperada, mas constitui um resultado lógico: isso porque empresas com piores níveis de governança, que apresentam maiores problemas de assimetria, certamente teriam maiores dificuldades em captar recursos junto às instituições financeiras do que empresas com melhores níveis de governança e transparência. Por isso, o resultado verificado, apesar de incoerente com o esperado, não se mostra absurdo.

O coeficiente associado à variável intensidade do volume negociado passou pelo teste t apenas em relação à amostra de empresas com valores abaixo da média da variável dependente. O coeficiente em log foi de -0,095, altamente significativo. O sinal encontrado é negativo, indicando que quanto mais intensa é a negociação das empresas, menor tende a ser seu endividamento de curto prazo. Nesse contexto, chama-se a atenção para o valor do coeficiente. O valor retornado pelo modelo (-0,095) indica que tal variável possui um razoável poder representativo para colaborar com a explicação do endividamento empresarial, embora não tenha sido o coeficiente com o maior valor na modelagem. De qualquer forma, se comparado, por exemplo, com o coeficiente da variável *bid-ask*, que apresentou valor de -0,040 (mas não passou pelo teste t), tem-se uma variável com coeficiente razoavelmente expressivo para explicar as relações aqui analisadas.

Quanto ao sinal, esse é coerente com a teoria *pecking order*, pois quanto mais intensos os negócios da companhia, menor sua assimetria informacional, portanto, menos ela precisaria se socorrer da captação de dívidas com terceiros, optando pela emissão de ações.

Evidentemente que essa análise não pode ser levada como verdade absoluta, ainda mais em se tratando de empresas norte-americanas. A economia dos Estados Unidos apresenta, historicamente, uma maior estabilidade, sofrendo poucos efeitos decorrentes de problemas econômicos, como a inflação. Esse ambiente, somado às baixas taxas de juros, faz com que o custo da captação de empréstimos seja menor do que em países como o Brasil, por exemplo. Por isso, é de se esperar que, contrariando as acepções teóricas, seja mais barato captar recursos em bancos do que emitir ações, razão pela qual mesmo empresas com altos índices de negociação em bolsa podem preferir captar recursos em instituições financeiras do que emitir novos títulos, o que, ao menos em tese, ajudaria a explicar o resultado da regressão.

Por sua vez, o coeficiente associado à variável oportunidade de crescimento foi significativo em ambas as amostras de empresas, apresentando coeficientes de 0,190 e 0,130 para empresas com valores abaixo e acima da média da variável dependente, respectivamente. O sinal encontrado é positivo em relação à variável dependente, ou seja, quanto maiores as oportunidades de crescimento das empresas, maior seu endividamento. Os resultados mostram, respectivamente, que uma variação de 1% na variável oportunidade de crescimento, causam uma variação de 0,19 e 0,13%.

O sinal verificado é o mesmo encontrado nos modelos rodados anteriormente, ou seja, em todas as regressões o sinal verificado foi positivo em relação à variável dependente, o que contraria a teoria, em especial puxada por Myers (1984), que entende que empresas com melhores expectativas de crescimento procurariam evitar níveis elevados de endividamento para terem condições de investir nas melhores oportunidades de negócios futuros. Destaque-se que nos modelos anteriores esta variável não apresentou coeficientes com níveis relevantes de significância, apenas nesse modelo o coeficiente se mostrou significativo a 5%.

Em ambos os modelos os coeficientes da variável oportunidade de crescimento foram os mais representativos, ou seja, que oferecem a maior parcela de explicação para o modelo. Com isso, somado ao sinal verificado (positivo em ambos os modelos), infere-se que empresas com as melhores oportunidades de crescimento não se preocupam em manter um baixo estoque de dívidas. Isso indica, em tese, que não há receio dessas empresas em sofrer a perda de uma boa oportunidade de negócio pelo fato de possuir grande carga de dívidas em sua estrutura de capital.

Isso ajuda a reforçar a ideia de que talvez o ambiente econômico norte-americano seja mais propício, do que, por exemplo, o brasileiro, à captação de recursos com terceiros, dado que nem mesmo receio de perder boas oportunidades futuras faz com que as empresas, ao menos as da amostra, procurem manter um estoque baixo de dívidas.

O coeficiente associado à variável rentabilidade mostrou-se altamente significativa em ambas as subamostras de empresas. Em ambas, o sinal do coeficiente foi negativo. Ou seja, nas empresas norte-americanas, quanto mais rentável a empresa, menos endividada é sua estrutura de capital. Com isso, as empresas, confirma-se o pressuposto da teoria *pecking order*, de que empresas mais lucrativas são menos endividadas.

Os coeficientes da variável rentabilidade retornados pelo Eviews foram de -0,055 e -0,068 para cada um dos modelos analisados. Embora não sejam coeficientes com grande poder representativo no modelo, os valores mostram-se importantes para explicar as decisões de endividamento das empresas, ainda mais considerando que a constante apresentou um

coeficiente de valor muito baixo – ou seja, a cada variação de 1% na rentabilidade, tem-se uma variação percentual na variável endividamento, na magnitude do coeficiente estimado.

O coeficiente da variável tangibilidade, para essa amostra de empresas, não se mostrou significativo para explicar o modelo em ambas as subamostras. No modelo anteriormente analisado, que tinha como variável dependente a relação entre fornecedores e ativo total, a tangibilidade mostrou-se altamente significativa, o que não ocorreu com a variável financiamento de curto prazo / ativo total.

Isso pode indicar que por se tratar de empréstimos com menor prazo para pagamento, e via de regra de menor vulto, o fato de a empresa possuir ou não ativos tangíveis para oferecimento como garantia à dívida não seja relevante para definir o nível de endividamento empresarial, enquanto que para o endividamento de longo prazo tal fato seja relevante.

Por fim, a variável log do ativo total (*proxy* para tamanho) teve seu coeficiente significativo apenas na amostra composta por empresas com valores abaixo da média da variável dependente. O coeficiente verificado foi de 0,107, com relação positiva em relação ao endividamento de curto prazo. Analisando-se a magnitude do coeficiente, tem-se um valor bastante representativo no modelo, o que evidencia a relevância do tamanho das organizações no seu nível de endividamento, ou seja, uma variação de 1% no ativo total, causa, em média, uma variação de 0,11% no nível de endividamento de curto prazo.

A regressão mostra que quanto maior a empresa, maior é o seu nível de endividamento, dado o sinal positivo encontrado – lembrando, sempre, que esse resultado se refere a empresas com valores abaixo da média da variável dependente, ou seja, em tese, empresas menores.

A princípio, essa relação é contrária à esperada, porém não causa surpresa. Isso porque é natural que empresas que negociam valores mobiliários em bolsa de valores, ou seja, em tese empresas já com um nível de estruturação administrativa e financeira mais robusto, tenham mais facilidades no momento da obtenção de crédito e muitas vezes melhor reputação na praça, dado seu tamanho, facilitando o processo de obtenção de empréstimos e financiamentos, o que contribui para uma estrutura de capital mais alavancada. Portanto, o resultado verificado é factível e até aceitável.

Os modelos mostraram bons ajustamentos, mas cabe ressaltar que variáveis de conjuntura não modeladas podem estar influenciando alguns regressores, conduzindo em não rejeição de hipóteses, que, em tese, se esperaria rejeitar.

Apresentadas tais análises, em seguida, é realizada a análise dos dados tendo em vista a separação das empresas pela sua *proxy* de tamanho, qual seja, o ativo total.

#### 4.5 EMPRESAS NORTE-AMERICANAS DIVIDIDAS PELA MÉDIA DO ATIVO TOTAL

Inicialmente, apresenta-se o resultado das regressões das empresas separadas pela média do ativo total, tendo como variável dependente a relação entre a conta fornecedores (representativa de obrigações de longo prazo) e o ativo total das companhias norte-americanas.

Tabela 9

#### Resultado da regressão – Modelo não-linear (logarítmico) para empresas americanas com a variável dependente FORNEC/Ativo Total

Variável Dependente: LOG(FORNEC/ATTOTAL)						
Método de Estimação: Panel EGLS (Cross-section weights)						
Período: 2011 a 2015 (5 períodos)						
Sub-amostra 5: Empresas com valores abaixo da média do log do ativo total (proxy para tamanho)						
VARIÁVEIS	EFEITO FIXO			EFEITO ALEATÓRIO		
	Coefficient	Std. Error	Prob.	Coefficient	Std. Error	Prob.
C	0,62 Antilog: 4,19	0,22	0,01	0,13	0,52	0,81
LOG(BID_ASK)	0,01	0,01	0,13	0,03	0,02	0,22
LOG(INTNEGVOLNEG_MEDIA)	0,01	0,01	0,68	-0,01	0,02	0,73
LOG(OP_CRESC_MEDIA)	0,03	0,01	0,00	0,03	0,02	0,16
LOG(RENTABILIDADE)	0,09	0,02	0,00	0,11	0,02	0,00
LOG(TANGIBILIDADE)	0,21	0,02	0,00	0,18	0,05	0,00
LOG(ATIVO_TOTAL)	-0,20	0,01	0,00	-0,16	0,04	0,00
Número de Cross-Sections da Subamostra		156		Número de Observações		780
R <sup>2</sup>	0,99			0,10		
R <sup>2</sup> Ajustado	0,99			0,10		
Teste de Aderência do Modelo (teste F)	599,73 Prob: 0,00			14,8 Prob: 0,00		
Teste para Efeito Fixo nas cross-sections	Teste F = 562,66 GL: (155;618)	Prob: 0,00				
Teste de Hausmann para Efeito Aleatório				Chi-Sq = 25,290 Prob: 0,00 GL: (6)		
Sub-amostra 6: Empresas com valores acima da média do log do ativo total (proxy para tamanho)						
VARIÁVEIS	EFEITO FIXO			EFEITO ALEATÓRIO		
	Coefficient	Std. Error	Prob.	Coefficient	Std. Error	Prob.
C	-1,83 Antilog: 0,01	0,29	0,00	-2,01	0,66	0,00
LOG(BID_ASK)	0,01	0,01	0,30	0,03	0,03	0,29
LOG(INTNEGVOLNEG_MEDIA)	-0,06	0,03	0,03	-0,07	0,04	0,07

<b>LOG(OP_CRESC_MEDIA)</b>	0,04	0,02	0,01	0,01	0,03	0,70
<b>LOG(RENTABILIDADE)</b>	-0,01	0,01	0,01	-0,03	0,02	0,15
<b>LOG(TANGIBILIDADE)</b>	0,11	0,03	0,00	-0,07	0,06	0,22
<b>LOG(ATIVO_TOTAL)</b>	-0,02	0,01	0,02	-0,02	0,03	0,44
<b>Número de Cross-Sections da Subamostra</b>	125		<b>Número de Observações</b>			625
<b>R<sup>2</sup></b>	0,99			0,01		
<b>R<sup>2</sup> Ajustado</b>	0,99			0,00		
<b>Teste de Aderência do Modelo (teste F)</b>	785,69 Prob: 0,00			1,47 Prob: 0,18		
<b>Teste para Efeito Fixo nas cross-sections</b>	Teste F = 467,28 Prob: 0,00 GL: (124,494)					
<b>Teste de Hausmann para Efeito Aleatório</b>	Chi-Sq = 21,30 Prob: 0,00 GL: (6)					

*Nota.* Fonte: Resultados da pesquisa, conforme saída do Eviews. C = Constante; LOG(BID\_ASK) = Logaritmo neperiano do Bid Ask; LOG(INTNEGVOLNEG\_MEDIA) = Logaritmo neperiano da Intensidade do volume de negócios apresentada pela média da quantidade de negócios realizados no período; LOG(OP\_CRESC\_MEDIA) = Logaritmo neperiano da Oportunidade de crescimento pela média anual; LOG(RENTABILIDADE) = Logaritmo neperiano da Rentabilidade; LOG(TANGIBILIDADE) = Logaritmo neperiano da Tangibilidade; LOG(ATIVO\_TOTAL) = Logaritmo neperiano do Ativo total.

Sobre o método de estimação, não houve mudança em relação aos modelos até então analisados, ou seja, continuou-se adotando o método GLS, já suficientemente esclarecido. Sobre o teste de aderência do modelo (teste F), verifica-se que para a subamostra de empresas com valores abaixo da média do ativo total, ambos os modelos (de efeito fixo e aleatório) passam pelo teste F. No entanto, na subamostra composta por empresas com valores acima da média do log do ativo total, o modelo de efeitos aleatórios não passa pelo referido teste a nenhum nível de significância razoável, ou seja, modelo que não passa pelo teste F de aderência, não pode ser utilizado para qualquer tipo de inferência estatística.

Sobre o modelo mais adequado, realizando-se o teste F para efeito fixo nas empresas, tem-se que em ambos os modelos existe heterogeneidade entre as empresas, mas são invariantes no tempo. Quanto ao efeito tempo, este foi testado, mas este não se mostrou relevante.

Complementando essa análise, realizou-se o teste de Hausman, que em ambos os modelos apresentou um *p-value* abaixo de 0,01, o que permite rejeitar com segurança a hipótese nula de ausência de correlação entre os regressores e o termo de erro, assumindo-se que o modelo apresenta efeito fixo, uma vez que existe correlação entre os efeitos individuais e as variáveis explicativas do modelo.

Inicialmente, sobre a constante, verifica-se que no modelo com empresas de valor abaixo da média do ativo total, o intercepto apresentou coeficiente bastante expressivo, qual

seja, 4,2, enquanto que na subamostra de empresas com valores acima da média do ativo total, a constante apresentou coeficiente de apenas 0,015. Com isso, é possível inferir que, na primeira subamostra, a constante é que tem a responsabilidade de explicar a maior parcela do resultado do modelo, não suficientemente explicado pelas variáveis explicativas – ou seja, são os elementos não captados no modelo pelas variáveis explicativas que detêm a maior parcela do poder explicativo da regressão, o que não é a situação esperada, já que se modelam variáveis que expliquem as relações discutidas.

Na segunda subamostra, de empresas com valores acima da média do ativo, considerando o baixo valor do intercepto (0,015), cabe às variáveis explicativas o oferecimento das respostas procuradas pelo modelo, situação essa mais coerente e até mesmo esperada, visto que é de se esperar que sejam as variáveis explicativas do modelo que ofereçam as respostas aos resultados obtidos.

Analisando, agora, as variáveis explicativas, verifica-se que o coeficiente associado à variável *bid-ask* não passa pelo teste t para nenhuma das subamostras de empresas. Portanto, essa variável, para os dados ora em análise, não se mostrou estatisticamente significativa.

O coeficiente associado à variável intensidade do volume negociado não passa pelo teste t na amostra de empresas com valores abaixo da média, ou seja, empresas de menor porte. Porém, para empresas com valores acima da média, o coeficiente se mostrou significativo a 5%. Isso pode significar que em empresas menores, o fato de a entidade possuir maior ou menor intensidade de negócios na bolsa não seja relevante para influenciar nas suas decisões de endividamento, porém, em empresas maiores o é. Tal variável, para empresas acima da média, apresentou coeficiente negativo, de acordo com o esperado pela teoria *pecking order*. Isso significa, para as grandes empresas, que quanto mais negócios realizam na bolsa, menores são seus níveis de endividamento com terceiros, visto que poderiam emitir ações sem ter o problema do alto custo da assimetria informacional que transações dessa natureza acarretam.

O coeficiente retornado pelo Eviews foi de -0,060, o que indica uma representatividade relativa para a explicação das relações econômicas ora em análise. Tal coeficiente somente é menos expressivo que o coeficiente da tangibilidade, que no modelo foi o que apresentou a maior contribuição à explicação do resultado.

O coeficiente associado à variável oportunidade de crescimento mostrou-se significativo para ambas as subamostras, com coeficiente positivo em relação ao endividamento. Isso significa que, quanto maiores as oportunidades de crescimento dessas empresas, mais endividadas elas se mostram. A literatura sugere que empresas com as melhores oportunidades de crescimento manter-se-iam menos endividadas para, caso surgisse uma boa oportunidade de

investimento futuro, não estivessem tão endividadas, podendo melhor aproveitar a ocasião. Ocorre que os resultados da regressão não indicam isso.

Os coeficientes retornados foram de 0,031 e de 0,044 para empresas abaixo e acima da média da *proxy* para tamanho, respectivamente. Embora não seja um coeficiente com valor muito expressivo, colabora na tentativa de explicar o resultado da regressão.

A relação verificada para a variável, qual seja, positiva, pode, eventualmente, ser explicada pelo fato de que as empresas americanas, em um mercado estável e com maiores facilidades na obtenção de créditos, não sofreriam desse problema no momento da realização do negócio, tendo acesso a crédito mesmo com uma estrutura mais alavancada, conforme já foi previamente discutido. Evidentemente que não se afirma categoricamente que seja esse o motivo pelo qual a relação verificada foi retornada; porém, infere-se, em especial pela maior solidez da economia norte-americana frente à brasileira.

A rentabilidade apresentou comportamento curioso na regressão ora analisada. Para empresas menores, com valores abaixo da média do ativo total, sua relação com a variável dependente foi positiva, enquanto que para grandes empresas, com valores acima da média do ativo, a relação foi negativa, ambas altamente significativas.

Isso significa, na prática, que para as pequenas empresas, mesmo com índices positivos de rentabilidade, há uma opção pelo financiamento de suas atividades com capital de terceiros, contrariando, assim, os pressupostos da teoria *pecking order*. Já para as grandes companhias, quanto mais lucrativas, menores são os níveis de endividamento, optando por seguir a hierarquia das fontes de financiamento preconizadas pela teoria, inicialmente financiando suas atividades com recursos próprios (lucros, por exemplo), deixando a captação de recursos no mercado como uma opção secundária.

Quanto a expressividade do coeficiente da variável, tem-se que, para empresas menores, abaixo da média da *proxy* para tamanho, o coeficiente retornado foi de 0,095, sendo o terceiro coeficiente mais expressivo do modelo, ficando atrás apenas da tangibilidade e do tamanho. Isso implica em afirmar que, para empresas de menor porte, a rentabilidade é um importante fator no momento de decidir pela captação de dívidas com terceiros.

Em relação a subamostra de empresas com maior porte, o coeficiente retornado pelo Eviews foi de -0,014. O coeficiente em questão, embora a variável tenha apresentado sinal coerente com a teoria, é um dos mais baixos do modelo – ou seja, nas decisões de endividamento das empresas, a rentabilidade não é a variável que gera a maior influência nessa temática.

Em relação a *proxy* para tamanho, qual seja, log do ativo total, mostrou-se altamente significativa e com relação negativa em relação à variável dependente em ambas as

subamostras, o que é condizente com o esperado. Como já analisado, as maiores empresas dependeriam menos do endividamento externo, justamente pela sua capacidade de geração de resultados e utilização destes para retro financiamento. Sobre a expressividade do coeficiente, nas empresas com valores abaixo da média, tem-se um coeficiente de -0,200, altamente expressivo, contribuindo grandemente para a explicação do endividamento das empresas, estando atrás apenas da tangibilidade.

No caso das grandes empresas, o coeficiente retornado foi de -0,025, ou seja, não tão relevante quanto nas empresas menores para definir processos de tomada de decisão sobre endividamento.

Com isso, é possível inferir que em empresas menores, o fato de a empresa possuir uma maior rentabilidade é um fator que contribui de forma relevante para que elas não se utilizem de recursos de terceiros, enquanto que nas empresas maiores, embora o sinal verificado tenha sido negativo, a rentabilidade possui uma menor relevância do que em empresas menores nas tomadas de decisão ligadas ao endividamento.

A última variável modelada foi a tangibilidade. Em ambas as subamostras, a variável apresentou relação positiva com o endividamento, indicando que quanto mais ativos tangíveis a empresa possui, maiores são seus níveis de endividamento, resultado condizente com a teoria.

Nos modelos rodados, foi esta a variável mais expressiva para explicar as decisões de endividamento das empresas. Nas empresas com valores abaixo da média do ativo total, o coeficiente retornado foi de 0,215, enquanto que nas maiores empresas, com valores acima da média da proxy para tamanho, o coeficiente foi de 0,108.

Isso indica que o fato de as empresas possuírem mais ativos tangíveis para serem oferecidos em garantia é um fator de alta relevância para fins de explicar o endividamento corporativo. Nesse sentido, empresas com menos ativos tangíveis teriam, ao menos em tese, maiores dificuldades em captar recursos com terceiros. Portanto, infere-se que a existência de bens para oferecimento como garantia aos credores, apesar de ser uma prática rústica e antiga, continua sendo determinante no nível de endividamento empresarial.

Quanto ao poder explicativo do modelo, este se mostrou bastante elevado, com  $R^2$  de 99% em ambas as subamostras, o que indica um ótimo coeficiente de determinação. Saliente-se que as variáveis explicativas do modelo possuem coeficientes com valores expressivos, a depender do modelo analisado. Por exemplo, em um dos modelos coube à constante a maior parcela da explicação do modelo, enquanto que no modelo da outra subamostra são as variáveis explicativas que oferecem a maior parcela da resposta da regressão.

Os modelos acima analisados tiveram como variável dependente a relação entre a conta Fornecedores (conta representativa de obrigações de longo prazo para as empresas norte-americanas) e o Ativo Total das companhias. Em seguida, são demonstrados os resultados das regressões tendo como variável dependente a relação entre os Financiamentos de curto prazo e o ativo total das companhias. O resultado da primeira regressão é apresentado na Tabela 10.

Tabela 10

**Resultado da regressão – Modelo não-linear (logarítmico) para empresas americanas com a variável dependente FINCP/Ativo Total**

Variável Dependente: LOG(FINCP/ATTOTAL)						
Método de Estimação: Panel EGLS (Cross-section weights)						
Período: 2011 a 2015 (5 períodos)						
Sub-amostra 5: Empresas com valores abaixo da média do log do ativo total (proxy para tamanho)						
VARIÁVEIS	EFEITO FIXO			EFEITO ALEATÓRIO		
	Coefficient	Std. Error	Prob.	Coefficient	Std. Error	Prob.
C	-8,31 antilog: 0,00	0,40	0,00	-12,09	2,32	0,00
LOG(BID_ASK)	-0,18	0,03	0,00	-0,17	0,14	0,23
LOG(INTNEGVOLNEG_MEDIA)	-0,13	0,01	0,00	-0,33	0,12	0,01
LOG(OP_CRESC_MEDIA)	0,15	0,06	0,01	0,31	0,12	0,01
LOG(RENTABILIDADE)	0,00	0,03	0,90	0,01	0,11	0,93
LOG(TANGIBILIDADE)	0,08	0,10	0,40	0,16	0,12	0,19
LOG(ATIVO_TOTAL)	0,33	0,04	0,00	0,72	0,20	0,00
Número de Cross-Sections da Subamostra		156		Número de Observações		780
R <sup>2</sup>	0,99			0,03		
R <sup>2</sup> Ajustado	0,98			0,02		
Teste de Aderência do Modelo (teste F)	273,43 Prob: 0,00			3,88 Prob: 0,00		
Teste para Efeito Fixo nas cross-sections	Teste F = 126,85 GL: (155;618)	Prob: 0,00				
Teste de Hausmann para Efeito Aleatório				Chi-Sq = 4,12 Prob: 0,66 GL: (6)		
Sub-amostra 6: Empresas com valores acima da média do log do ativo total (proxy para tamanho)						
VARIÁVEIS	EFEITO FIXO			EFEITO ALEATÓRIO		
	Coefficient	Std. Error	Prob.	Coefficient	Std. Error	Prob.
C	-6,51 Antilog: 0,00	0,66	0,00	-3,07	1,52	0,04
LOG(BID_ASK)	-0,02	0,03	0,45	-0,04	0,12	0,72
LOG(INTNEGVOLNEG_MEDIA)	0,03	0,06	0,54	0,08	0,09	0,38
LOG(OP_CRESC_MEDIA)	0,13	0,03	0,00	0,18	0,10	0,08

<b>LOG(RENTABILIDADE)</b>	-0,08	0,03	0,01	-0,22	0,09	0,01
<b>LOG(TANGIBILIDADE)</b>	-0,19	0,22	0,39	0,32	0,08	0,00
<b>LOG(ATIVO_TOTAL)</b>	0,10	0,02	0,00	-0,13	0,06	0,02
<b>Número de Cross-Sections da Subamostra</b>	125		<b>Número de Observações</b>			625
<b>R<sup>2</sup></b>	0,88					0,041
<b>R<sup>2</sup> Ajustado</b>	0,85					0,032
<b>Teste de Aderência do Modelo (teste F)</b>	28,50					4,41
	Prob: 0,0					Prob: 0,00
<b>Teste para Efeito Fixo nas cross-sections</b>	Teste F = 24,94					
	Prob: 0,00					
	GL: (124,494)					
<b>Teste de Hausmann para Efeito Aleatório</b>						Chi-Sq = 21,10
						Prob: 0,00
						GL: (6)

*Nota.* Fonte: Resultados da pesquisa, conforme saída do Eviews. C = Constante; LOG(BID\_ASK) = Logaritmo neperiano do Bid Ask; LOG(INTNEGVOLNEG\_MEDIA) = Logaritmo neperiano da Intensidade do volume de negócios apresentada pela média da quantidade de negócios realizados no período; LOG(OP\_CRESC\_MEDIA) = Logaritmo neperiano da Oportunidade de crescimento pela média anual; LOG(RENTABILIDADE) = Logaritmo neperiano da Rentabilidade; LOG(TANGIBILIDADE) = Logaritmo neperiano da Tangibilidade; LOG(ATIVO\_TOTAL) = Logaritmo neperiano do Ativo total.

O teste F de aderência do modelo indica que tanto no modelo de efeito fixo quanto no de efeitos aleatórios todos os parâmetros associados aos regressores não são simultaneamente iguais a zero, a um determinado nível de significância relevante.

Sobre o modelo adequado para análise dos dados, verifica-se que em ambas as subamostras o teste realizado aponta efeito fixo nas empresas, com resultado altamente significativo. Igualmente, o teste de Hausman permite rejeitar com segurança a hipótese nula de que inexistente correlação entre os regressores e o termo de erro. Ou seja, rejeitando-se a hipótese nula, assume-se que o modelo de efeito fixo é o mais adequado para a análise pretendida.

Em relação à constante, tem-se em ambas as subamostras coeficientes negativos. Aplicando-se o antilog, tem-se um coeficiente de 0,00025 para as empresas com valores abaixo da média do ativo total, e de 0,0015 para empresas com valores acima, o que indica que a constante possui um baixíssimo poder explicativo no modelo. Saliente-se que em ambas as subamostras a constante mostrou-se altamente significativa. Com isso, é de se esperar que as variáveis explicativas é que ofereçam as respostas aos resultados do modelo.

O coeficiente associado à variável *bid-ask* apresentou sinal negativo em relação à variável dependente, o que é condizente com o esperado; porém, em apenas um dos modelos, o de empresas com valores abaixo da média do ativo, passou pelo teste t. Esse resultado significa que empresas que apresentam menores índices de assimetria de informação possuem

menores níveis de endividamento. Em comparação com empresas brasileiras, as norte-americanas possuem mecanismos de governança muito mais avançados, o que talvez contribua para explicar o resultado obtido, visto que, ao possuir políticas de transparência mais eficazes, as empresas americanas demandam menos recursos de terceiros, optando pela emissão de títulos próprios sem a incidência de elevados custos com a assimetria de informações.

O coeficiente do *bid-ask* para o modelo em que a variável passa pelo teste t foi de -0,183, um valor expressivo, sendo esse o segundo maior coeficiente do modelo, ficando atrás apenas do coeficiente da variável explicativa tamanho.

É curioso notar que essa variável não apresenta um comportamento uniforme em todas as subamostras analisadas. Em alguns dos modelos seu coeficiente foi positivo, em outros, negativo, dependendo da subamostra. Ora mostrou-se estatisticamente significativa, ora não. Ou seja, a variável *bid-ask* aparenta ser altamente volátil a depender de qual subamostra foi inserida, não apresentando consistência, tampouco uniformidade nos seus resultados.

O coeficiente associado à variável intensidade do volume negociado não passou pelo teste t para as grandes empresas (com valores acima da média da *proxy* de tamanho – ativo total), porém, apresentou coeficiente negativo e altamente significativo para empresas de menor porte. Tal resultado é curioso, visto que é de se esperar que empresas com maiores volumes de negociação apresentem menores níveis de endividamento, sendo essa uma variável muito modelada para empresas em geral nos estudos que se dedicam à estrutura de capital. O resultado verificado para as grandes empresas americanas causou surpresa, ainda mais pelo fato de que nos modelos anteriores verificaram-se coeficientes altamente significativos e com relação negativa em relação ao endividamento.

Não se deve olvidar que ora se analisa o endividamento de curto prazo. Talvez por esse fato, por se tratar de dívidas com menor prazo para pagamento, geralmente utilizadas para pagamento de despesas de custeio, tenha se verificado tal relação nas empresas de maior porte. Por outro lado, em empresas de menor porte, verificou-se a relação esperada pela teoria, de que quanto maior o volume de negócios, menor o endividamento, mesmo o de curto prazo. Isso talvez indique que empresas menores demandem menor volume de recursos de terceiros no curto prazo e que, à medida que os recursos tomados sejam com maiores prazos para pagamento, o volume de negócios das empresas na bolsa tenha menor ou nenhuma relevância nesse contexto.

Sobre o coeficiente da variável, verifica-se que o valor retornado pelo Eviews foi de -0,131, ou seja, um coeficiente expressivo no modelo, capaz de oferecer uma boa parcela de explicação para os resultados, ainda mais considerando o baixíssimo coeficiente da constante.

A oportunidade de crescimento apresentou coeficiente altamente significativo em ambas as amostras, com sinal positivo. Os coeficientes retornados foram de 0,148 e 0,130, coeficientes altos em ambos os modelos.

Como já analisado, o sinal positivo talvez seja fruto da maior estabilidade econômica dos Estados Unidos, em que as empresas não se preocupem em manter baixos níveis de endividamento para que possam, futuramente, endividar-se em projetos lucrativos, talvez pela maior facilidade na obtenção de crédito naquele país, talvez pelos menores encargos incidentes.

O coeficiente associado à variável rentabilidade, para empresas abaixo da média do ativo total, mostrou-se não significativa nas decisões de endividamento, não passando pelo teste t. Já nas empresas acima da média, apresentou coeficiente negativo com o endividamento (relação esperada) e altamente significativo, confirmando o que a teoria indica, de que empresas mais lucrativas são as que apresentam menores níveis de alavancagem. O coeficiente que passou pelo teste t foi de -0,085, o que evidencia que a variável não é altamente expressiva para influenciar nas decisões de financiamento das empresas da amostra, indicando que a rentabilidade, ao menos para as empresas da amostra analisada, teria importância secundária.

O coeficiente associado à variável tangibilidade, para a variável de endividamento de curto prazo, não se mostrou significativa para nenhuma das subamostras. Talvez por se tratarem de empréstimos de menor prazo, conseqüentemente de menor valor, o fato de a empresa possuir mais ou menos ativos, na economia americana, não seja relevante para um maior ou menor endividamento de curto prazo.

Por fim, o coeficiente associado à variável tamanho das empresas apresentou coeficientes altamente significativos, porém, com sinal diverso do esperado pela teoria, visto que em ambas as subamostras o sinal verificado foi positivo. Os coeficientes estimados foram de 0,333 e 0,100, respectivamente. Para as empresas com valores abaixo da média do ativo total, o coeficiente do log do ativo total (*proxy* para tamanho das empresas) foi o coeficiente mais expressivo do modelo, enquanto que na subamostra de empresas com valores acima da média, o coeficiente, apesar de expressivo, não foi o que mais se destacou na regressão.

Esse resultado indica que empresas maiores são mais endividadas. Talvez esse resultado seja explicado pelo fato de que endividamento de curto prazo praticamente todas as empresas possuem, independentemente do seu porte. Um conjunto mínimo de dívidas de curto prazo com terceiros praticamente todas as empresas possuem, é algo comum e natural nessas corporações. Assim, nesse caso, o fato de possuir um maior ou menor porte não seja tão relevante para definir seu grau de alavancagem de curto prazo.

Sobre o poder explicativo do modelo, ambos os modelos apresentaram bom  $R^2$ . O modelo para empresas abaixo da média do ativo indicou  $R^2$  de 98%, enquanto que o  $R^2$  das empresas acima da média foi de 88%.

Desta forma, concluída a análise das regressões das empresas norte-americanas, apresentar-se-á, em seguida, uma breve análise do que foi até aqui apresentado para, logo em seguida, continuar-se com a análise das regressões em relação às empresas brasileiras.

#### 4.6 PRINCIPAIS RESULTADOS DOS MODELOS COM DADOS DE EMPRESAS NORTE-AMERICANAS

Como se observou nas seções anteriores, foram apresentados os resultados de modelos rodados e testes realizados sobre os dados, o que possibilita tecer alguns comentários, que desde logo se deixa claro que não se tratam de conclusões.

Inicialmente, os modelos mostraram-se adequados, com bons coeficientes de determinação, ausência de problemas de autocorrelação residual, e poucas variáveis, cujos coeficientes não se mostraram significativos, ou seja, a maior parte delas mostra-se significativa para explicar os resultados da modelagem.

Saliente-se que as variáveis empregadas no estudo são variáveis tidas como “clássicas” na maior parcela dos estudos ligados à área de finanças corporativas. Praticamente todo trabalho que se debruça sobre a estrutura de capital faz uso de uma ou mais variáveis semelhantes às utilizadas neste estudo.

Um detalhe interessante observado refere-se ao fato de que algumas variáveis tiveram seus coeficientes com sinais contrários aos esperados pela teoria, embora evidentemente, no geral, os coeficientes indicados pelos modelos apresentaram sinais condizentes com os ditames da teoria *pecking order*, que é a lente teórica utilizada por este trabalho.

No entanto, verificou-se que muitas variáveis não apresentam comportamento uniforme nas diferentes configurações de modelos analisados. Assim, uma variável ora apresenta coeficiente com sinal positivo e altamente significativo em um modelo, ora não passa pelo teste t. Ora apresenta sinal negativo e coeficiente igualmente significativo. Enfim, as variáveis apresentaram várias oscilações nos resultados.

Considerando-se que foram analisados modelos com diferentes variáveis explicativas, bem como com diferentes subamostras, acredita-se que esse comportamento das variáveis seja natural, até mesmo pelo fato de que se tratam de empresas dos mais diferentes ramos de atividades nos Estados Unidos, de vários tamanhos, de várias localidades, enfim, com diversos

fatores que as fazem muito distintas umas das outras, o que torna natural esse comportamento em algumas variáveis.

Dito isto, que se referem apenas às primeiras constatações do que foi até aqui realizado, serão analisados os resultados das regressões para as empresas brasileiras, para, posteriormente, realizar-se uma análise comparativa, na medida do possível, com os resultados das regressões das empresas norte-americanas.

#### 4.7 REGRESSÕES – EMPRESAS BRASILEIRAS

Tentou-se, a exemplo do que foi feito com as empresas norte-americanas, separar as brasileiras em duas subamostras: uma composta por empresas com valores acima e abaixo da média da variável dependente Financiamento de Curto Prazo e acima e abaixo da média do Ativo Total. No entanto, esse procedimento acabou por criar subamostras muito pequenas, o que causou graves problemas ao modelo. Considerando o grande número de variáveis explicativas modeladas e, com isso, a perda de graus de liberdade, não se mostrou como uma opção viável realizar tal divisão. Portanto, foi rodado um modelo contemplando todas as 68 empresas brasileiras da amostra.

A primeira regressão tem como variável dependente a relação entre o financiamento de longo prazo e o ativo total das empresas. Com isso, considerando o objetivo do estudo, visa-se verificar se a assimetria de informação é um fator relevante nas políticas de financiamento das empresas analisadas. Para se proceder a análise, na Tabela 11 está o resultado da primeira regressão.

Inicialmente se deve chamar a atenção para o fato de que para a amostra das empresas brasileiras o modelo rodado é semilogarítmico, sendo justificado pelo fato das variáveis usadas como *proxy* da assimetria de informação serem variáveis qualitativas. Assim sendo, a interpretação do coeficiente estimado associado à variável binária é diferente. Para se analisar o intercepto, se faz necessário aplicar o antilogaritmo. Por sua vez, para os coeficientes associados às variáveis binárias, para a sua correta interpretação, é necessário aplicar o antilogaritmo ao coeficiente estimado, subtrair de 1 e multiplicar por 100. Assim procedendo, se pode avaliar o efeito percentual sobre a variável dependente quando da existência do efeito qualitativo.

Tabela 11

**Resultado da regressão – Empresas brasileiras tendo como variável dependente FINLP/Ativo Total**

<b>Variável Dependente: LOG(FINLP/ATTOTAL)</b>						
<b>Método de Estimação: Panel EGLS (Cross-section weights)</b>						
<b>Período: 2011 a 2015 (5 períodos)</b>						
<b>VARIÁVEIS</b>	<b>EFEITO FIXO</b>			<b>EFEITO ALEATÓRIO</b>		
	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>Prob.</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>Prob.</b>
C	-6,76 <i>Antilog:</i> 0,00	0,41	0,00	-7,95	1,85	0,00
LOG(ATIVO_TOT)	0,30	0,04	0,00	0,38	0,11	0,00
LOG(BID_ASK)	0,01	0,03	0,71	0,00	0,11	1,00
EMITE_ADR	-0,06	0,05	0,27	-0,25	0,27	0,36
LOG(INT_NEG__QTDE)	-0,00	0,03	0,85	-0,08	0,08	0,32
LOG(LIQ)	-0,02	0,03	0,43	-0,05	0,07	0,49
LOG(OP_CRESC_MEDIA)	0,11	0,04	0,01	0,14	0,10	0,19
LOG(RENT)	-0,05	0,02	0,02	-0,06	0,07	0,37
LOG(RISCO)	-0,98	2,20	0,65	-2,05	3,81	0,59
SEGDIF_BOVESPA	-0,11	0,05	0,02	-0,03	0,33	0,92
LOG(TANG)	0,05	0,03	0,03	-0,01	0,05	0,79
TRTRANSP	-0,09	0,03	0,01	-0,07	0,14	0,58
LOG(VOL)	0,93	2,20	0,67	1,96	3,81	0,61
<b>Número de Cross-Sections da Subamostra</b>		<b>68</b>	<b>Número de Observações</b>			<b>340</b>
<b>R<sup>2</sup></b>	0,94			0,05		
<b>R<sup>2</sup> Ajustado</b>	0,92			0,01		
<b>Teste de Aderência do Modelo (teste F)</b>	54,15			1,45		
	Prob: 0,00			Prob: 0,14		
<b>Teste para Efeito Fixo nas cross-sections</b>	<b>Teste F = 43,57</b>	<b>Prob: 0,00</b>				
	GL: (67;260)					
<b>Teste de Hausmann para Efeito Aleatório</b>				<b>Chi-Sq = 9,89</b>		
				<b>Prob: 0,62</b>		
				GL: (12)		

*Nota.* Fonte: Resultados da pesquisa, conforme saída do Eviews. C = Constante; LOG(BID\_ASK) = Logaritmo neperiano do Bid Ask; LOG(INT\_NEG\_\_QTDE) = Logaritmo neperiano da Intensidade do volume de negócios apresentada pela média da quantidade de negócios realizados no período; LOG(OP\_CRESC\_MEDIA) = Logaritmo neperiano da Oportunidade de crescimento pela média anual; LOG(RENT) = Logaritmo neperiano da Rentabilidade; LOG(TANG) = Logaritmo neperiano da Tangibilidade; LOG(ATIVO\_TOT) = Logaritmo neperiano do Ativo total; LOG(LIQ) = Logaritmo neperiano da Liquidez em Bolsa; LOG(VOL) = Logaritmo neperiano da Volatilidade; LOG(RISCO) = Logaritmo neperiano do Risco (Beta); EMITE\_ADR = Empresas que emitem ADRs na NYSE; SEGDIF\_BOVESPA = Empresas listadas em segmentos diferenciados de Governança da Bovespa; TRTRANSP = Empresas finalistas do Troféu Transparência da ANEFAC.

Por meio dos testes estatísticos é importante observar que o teste de Hausman apontou para o modelo de efeito aleatório. No entanto, o modelo não passa pelo teste F de aderência global. Para o modelo de efeito aleatório, não se rejeita a hipótese nula de que todos os coeficientes associados às variáveis explicativas (quantitativas e qualitativas) sejam simultaneamente iguais a zero. Assim sendo, a análise será feita pelo modelo de efeito fixo nas empresas.

Sobre a constante, verifica-se de imediato que apresenta um coeficiente altamente significativo, passando pelo teste t a qualquer nível de significância. O coeficiente retornado foi de -6,755858. Aplicando-se o antilog na constante, o coeficiente retornado é de 0,0012, o que indica um valor muito baixo, cabendo, em tese, às variáveis explicativas a explicação dos resultados da regressão.

Sobre as variáveis explicativas, nem todas tiveram coeficientes significativos. Para a presente amostra, os únicos coeficientes que passaram pelo teste t foram: a *proxy* para tamanho (log do ativo total), a oportunidade de crescimento, a rentabilidade, a *dummy* para o segmento diferenciado da Bovespa, a tangibilidade e a indicação da empresa ao troféu transparência da ANEFAC, também uma variável *dummy*.

A *proxy* para tamanho das empresas mostrou-se uma das variáveis mais relevantes, com coeficiente estimado positivo (0,302), indicando que quanto maior a empresa, maior é sua alavancagem. Esse sinal é diferente do esperado, pois era de se esperar que quanto maior a empresa, menores seriam seus níveis de endividamento, dado que empresas maiores, em tese, teriam maiores condições de geração de lucros, usando esses lucros para retroalimentação das suas operações.

Ao comparar o resultado com as regressões das empresas norte-americanas, verifica-se que, daquelas empresas, os resultados não foram uniformes. Isso se dá porque, dependendo da forma como as subamostras foram analisadas, foram obtidos coeficientes positivos e negativos em relação à variável dependente, de modo que não houve uniformidade nos resultados.

No caso brasileiro, o sinal encontrado, considerando que não foi possível separar a amostra em subamostras, mostrou-se contrário ao esperado. Com isso, pode-se inferir que quanto maior a empresa, maiores são as facilidades na obtenção de crédito, sendo essa, no geral, a opção das empresas brasileiras analisadas.

Outra variável com coeficiente significativo no modelo de empresas brasileiras foi a oportunidade de crescimento. O coeficiente retornado pelo Eviews foi de 0,107, sendo que, das variáveis que se mostraram coeficientes significativos estatisticamente (ou seja, que passaram pelo teste t), essa foi uma das que apresentaram o coeficiente mais expressivo.

O sinal verificado foi positivo; porém, a relação esperada era negativa, de modo que empresas mantivessem níveis baixos de endividamento para aproveitar as melhores oportunidades de crescimento quando estas ocorressem. Isso pode evidenciar uma falha no planejamento estratégico das empresas brasileiras, já que não procuram manter níveis de endividamento mais baixos para futuras necessidades, ou, ainda, pode indicar que as empresas brasileiras sequer pensam no médio ou longo prazos, preocupando-se com o que está

acontecendo no curto prazo com a organização, reflexo da instabilidade econômica brasileira e da baixa perspectiva de futuro oferecida pela economia local.

Para a rentabilidade, a teoria *pecking order* sugere que empresas rentáveis estariam menos propensas ao endividamento com terceiros, pois utilizariam recursos gerados internamente para financiar suas operações. Portanto, a relação esperada é negativa. No caso da amostra de empresas brasileiras, o coeficiente verificado foi negativo (-0,054), confirmando o que a teoria pressupõe, de que quanto mais lucrativas as empresas, menores são seus níveis de endividamento, pois elas utilizariam seus próprios resultados para financiar suas operações, evitando a utilização de uma estrutura endividada.

O coeficiente, embora altamente significativo, não se mostrou altamente expressivo, o que possibilita inferir que a rentabilidade não possui protagonismo dentre os fatores relevantes nas decisões de endividamento das empresas da amostra. Dada sua relevância, era de se esperar um coeficiente mais expressivo, com maior poder de explicação; porém, os dados indicaram para outro caminho, contrariando as expectativas iniciais para tal variável.

Ainda, essa relação negativa pode ser explicada, no caso brasileiro, pelo alto custo da captação de recursos com terceiros no país, pois, no caso dos Estados Unidos, mesmo que lucrativas, as regressões indicaram que empresas, em alguns casos, apresentaram sinal positivo para o coeficiente associado à variável rentabilidade, o que talvez seja explicado pelos menores custos de captação de recursos naquele país.

A tangibilidade também foi uma das variáveis que apresentou coeficiente estatisticamente relevante, com sinal positivo em relação ao endividamento, de acordo com o esperado pela teoria. É de se esperar que quanto mais ativos a companhia possua para oferecimento como garantia para seus empréstimos, mais endividada seja sua estrutura, justamente por possuir ativos para lastrear essas operações de crédito. O coeficiente para esta variável foi de 0,054, o que indica uma baixa expressividade da variável.

Comparando-se tal resultado com as empresas norte-americanas, é possível inferir que há consonância entre os países em alguns aspectos, visto que na maioria dos resultados das regressões norte-americanas, a tangibilidade demonstrou possuir relação positiva com o endividamento, sendo, portanto, confirmado o que a teoria de finanças dispõe acerca dessa variável.

Quanto às variáveis binárias, apenas dois efeitos qualitativos passaram pelo teste de hipótese, se mostrando relevantes para explicar o endividamento de longo prazo. Estas *dummies* relativas à assimetria de informação para empresas brasileiras foram: segmento diferenciado na Bovespa e indicação ao troféu transparência da ANEFAC.

O resultado do modelo aponta que a variável qualitativa “pertencer a um segmento diferenciado na Bovespa” interfere no nível de endividamento de longo prazo. O coeficiente estimado foi -0,114772. Aplicando o antilog, subtraindo de 1 e multiplicando por cem, se chega à correta interpretação deste resultado  $(e^{-0,114772} - 1) * 100 = -10,84$ . Neste caso, pertencer a um segmento diferenciado da Bovespa contribuiu, em média, para reduzir o nível de endividamento de longo prazo na ordem de 10,84%.

Análise análoga é feita para a variável qualitativa “indicação ao troféu transparência”. O coeficiente estimado foi -0,086852, que, ao aplicar o antilog, subtrair de 1 e multiplicar por 100, retorna o valor de -8,32. Ou seja, empresas com esta indicação, têm em média, um nível de endividamento de 8,32% menor que as não indicadas. Por estes resultados, é possível inferir que as empresas que possuem melhores níveis de governança corporativa apresentam menores índices de endividamento.

É importante destacar que, por exemplo, a variável relativa à indicação das empresas ao troféu transparência da ANEFAC também havia sido eleita por Albanez (2008) para análise da estrutura de capital de empresas brasileiras; porém, a autora concluiu que a variável não se mostrou significativa. Já Medeiros (2013), ao modelar tal variável, verificou que empresas indicadas ao troféu transparência da ANEFAC mostraram-se mais endividadas que as demais, o que diverge do resultado ora verificado.

Sobre o nível diferenciado da BOVESPA, igualmente é de se esperar que empresas inscritas em algum nível de governança possuam menores níveis de assimetria, até mesmo pelo filtro que a BOVESPA (atual B3) realiza para incluir tais empresas nesses segmentos. Assim, é de se esperar que possuam menores níveis de endividamento, como verificado no resultado da regressão.

Cândido (2010), ao modelar tal variável, chegou à mesma conclusão, de que empresas com práticas diferenciadas de governança possuem menores níveis de endividamento, comparadas às demais.

Por sua vez, Medeiros (2013), ao modelar as práticas diferenciadas de Governança, verificou que esta variável não se mostrou significativa para o estudo. Albanez (2008) também modelou as práticas diferenciadas de governança, verificando que empresas nesses segmentos diferenciados apresentaram menos endividamento que as demais.

Assim, verifica-se que as regressões apresentaram resultados condizentes em relação às *dummies* de assimetria com o que a teoria de finanças defende, mostrando, para esta amostra, que possuem impacto significativo nas decisões de financiamento de tais organizações.

Sobre o poder explicativo do modelo, tem-se um  $R^2$  de 94% e  $R^2$  ajustado de 92%, o que indica um poder explicativo bastante elevado.

Analisado o modelo que teve como variável dependente o endividamento de longo prazo, em seguida será demonstrado o resultado da regressão considerando o endividamento de curto prazo para empresas brasileiras.

São rodados modelos com a variável endividamento de curto e de longo prazo para verificar, em cada um dos modelos, qual a influência das variáveis de assimetria de informação nos níveis de endividamento, visando a comparação dos resultados.

Além disso, é sabido que as empresas em geral, salvo raras exceções, possuem dívidas de curto e de longo prazos, sendo que a análise desses dois grupos de dívidas se mostra mais rica e robusta do que a análise de apenas um deles.

Ainda, o comportamento da dívida de curto prazo pode ser diferente do comportamento da dívida de longo prazo, possivelmente influenciado por diferentes variáveis, podendo ser mais bem explicado por uma ou outra teoria das finanças corporativas, enfim. Por esse conjunto de indícios é que se analisam os modelos tendo como variável dependente conta representativa das obrigações de curto e de longo prazos.

Retomando à análise do modelo, agora tendo como variável dependente o endividamento de longo prazo, verifica-se que o teste de Hausman apontou para o modelo de efeito aleatório. No entanto, o modelo não passa pelo teste F de aderência global. Para o modelo de efeito aleatório, não se rejeita a hipótese nula de que todos os coeficientes associados às variáveis explicativas (quantitativas e qualitativas) sejam simultaneamente iguais a zero. Assim sendo, a análise será feita pelo modelo de efeito fixo nas empresas.

Tabela 12

**Resultado da regressão –empresas brasileiras com a variável dependente FINCP/Ativo Total**

<b>Variável Dependente: LOG(FINCP/ATTOTAL)</b>						
<b>Método de Estimação: Panel EGLS (Cross-section weights)</b>						
<b>Período: 2011 a 2015 (5 períodos)</b>						
<b>VARIÁVEIS</b>	<b>EFEITO FIXO</b>			<b>EFEITO ALEATÓRIO</b>		
	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>Prob.</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>Prob.</b>
	-11,21					
<b>C</b>	Antilog: 0,00	0,93	0,00	-5,87	2,14	0,01
LOG(ATIVO_TOT)	0,50	0,06	0,00	0,19	0,12	0,10
LOG(BID_ASK)	0,07	0,02	0,00	0,14	0,15	0,33
EMITE_ADR	-0,17	0,11	0,13	-0,52	0,30	0,08
LOG(INT_NEG__QTDE)	-0,07	0,03	0,02	-0,05	0,10	0,63
LOG(LIQ)	-0,10	0,03	0,00	-0,05	0,08	0,52
LOG(OP_CRESC_MEDIA)	0,05	0,04	0,16	-0,03	0,12	0,80
LOG(RENT)	0,04	0,06	0,47	0,04	0,09	0,63
LOG(RISCO)	0,86	0,94	0,36	-1,78	5,13	0,73
SEGDIFF_BOVESPA	-0,01	0,12	0,94	-0,02	0,38	0,95
LOG(TANG)	0,03	0,03	0,44	0,08	0,05	0,11
TRTRANSP	-0,04	0,07	0,55	-0,12	0,18	0,49
LOG(VOL)	-0,79	1,00	0,43	1,82	5,14	0,72
<b>Número de Cross-Sections da Subamostra</b>		<b>68</b>		<b>Número de Observações</b>		<b>340</b>
<b>R<sup>2</sup></b>	0,93			0,03		
<b>R<sup>2</sup> Ajustado</b>	0,91			-0,00		
<b>Teste de Aderência do Modelo (teste F)</b>	44,39			0,88		
	Prob: 0,00			Prob: 0,57		
<b>Teste para Efeito Fixo nas cross-sections</b>	<b>Teste F = 25,29</b>	<b>Prob: 0,00</b>				
	GL: (67;260)					
<b>Teste de Hausmann para Efeito Aleatório</b>				<b>Chi-Sq = 16,08</b>		
				<b>Prob: 0,19</b>		
				GL: (12)		

*Nota.* Fonte: Resultados da pesquisa, conforme saída do Eviews. C = Constante; LOG(BID\_ASK) = Logaritmo neperiano do Bid Ask; LOG(INT\_NEG\_\_QTDE) = Logaritmo neperiano da Intensidade do volume de negócios apresentada pela média da quantidade de negócios realizados no período; LOG(OP\_CRESC\_MEDIA) = Logaritmo neperiano da Oportunidade de crescimento pela média anual; LOG(RENT) = Logaritmo neperiano da Rentabilidade; LOG(TANG) = Logaritmo neperiano da Tangibilidade; LOG(ATIVO\_TOT) = Logaritmo neperiano do Ativo total; LOG(LIQ) = Logaritmo neperiano da Liquidez em Bolsa; LOG(VOL) = Logaritmo neperiano da Volatilidade; LOG(RISCO) = Logaritmo neperiano do Risco (Beta); EMITE\_ADR = Empresas que emitem ADRs na NYSE; SEGDIFF\_BOVESPA = Empresas listadas em segmentos diferenciados de Governança da Bovespa; TRTRANSP = Empresas finalistas do Troféu Transparência da ANEFAC.

Aplicando o antilog no coeficiente da constante, tem-se o valor de 0,000014. Este coeficiente é altamente significativo, mas de magnitude muito baixa, apontando para a maior importância dos regressores.

Em relação às variáveis explicativas, já era esperado que nem todas passassem pelo teste t, como ocorreu no modelo anterior; porém, para surpresa, variáveis diferentes tiveram seus coeficientes significativos a níveis relevantes de significância estatística, conforme será a seguir analisado.

As variáveis que tiveram coeficientes significativos foram: *proxy* para tamanho (log do ativo total), *bid-ask*, intensidade de negócios e liquidez em bolsa.

O sinal verificado para o coeficiente da variável *proxy* para tamanho das empresas foi positivo, coerente com o modelo anteriormente analisado; porém, diferente do esperado pela teoria. O resultado indica que empresas maiores possuem maiores níveis de endividamento de curto prazo, o que não era esperado.

Esse resultado, no entanto, pode ser explicado pelo fato de que, independentemente do porte da empresa, determinado nível de endividamento de curto prazo é comum nas empresas em geral. Assim, independentemente do seu tamanho, um determinado nível de endividamento é comum na maioria das empresas. Se essa inferência for tida como válida, é possível que contribua na explicação do resultado verificado.

O coeficiente da variável em questão foi de 0,501, que, dentre os coeficientes significativos estatisticamente, foi o mais expressivo do modelo. Outras variáveis não estatisticamente significativas tiveram coeficientes maiores, como é o caso do risco (coeficiente de 0,860 e volatilidade, de -0,786), demonstrando, pelo coeficiente, possuir relevância na explicação do resultado; porém, ambos os coeficientes não passaram pelo teste t, em nenhum nível de significância.

A variável *bid-ask*, cujo coeficiente não havia se mostrado significativo no modelo de longo prazo, passou pelo teste t ao nível de significância de 1%. O coeficiente estimado aponta que uma variação de 1% nesta variável causa um aumento de 0,5%, em média, no endividamento de curto prazo. Sobre esta variável, conforme dispõe a literatura, trata-se de uma *proxy* para assimetria de informação. Assim, empresas com um menor *spread* calculado possuiriam uma menor assimetria, o que faria com que tivessem menor endividamento, segundo o que dispõe a literatura. Assim, a relação esperada era negativa; porém, o modelo evidenciou uma relação positiva. Resultado semelhante foi verificado para esta variável em muitos dos modelos rodados para empresas norte-americanas, com coeficientes positivos. O coeficiente calculado foi de 0,06, mostrando-se, dentre os coeficientes significativos, o menos expressivo, ou seja, com a menor capacidade explicativa no modelo.

Assim, na amostra de empresas brasileiras, o fato dela possuir um maior ou menor grau de assimetria, mensurado pelo *bid-ask*, mostrou-se relevante para o seu nível de endividamento, visto que empresas com níveis de assimetria de informação mais elevados apresentaram maiores níveis de endividamento.

Sobre a intensidade de negócios, calculada pelo volume médio negociado pelas empresas, o modelo indicou coeficiente significativo a 5% e com sinal negativo (-0,074), ou seja, uma variação de 1% na intensidade de negócios faz com que, em média, o nível de endividamento de curto prazo cause uma variação de 0,074%, em sentido oposto. O coeficiente,

embora significativo estatisticamente, é pouco relevante na explicação do resultado, visto que possui um valor bastante baixo, contribuindo, sim, para a explicação do resultado, porém, em um nível não tão expressivo.

Sobre sua relação com a variável dependente, tem-se que é condizente com o esperado, visto que, quanto mais negócios a empresa realiza, mais indícios existem de que se trata de uma empresa com menor assimetria de informação, o que faria com que captasse recursos mediante emissão de ações e não pela assunção de dívidas com terceiros, onerando sua estrutura de capital.

Assim, empresas brasileiras com melhores níveis de intensidade de negociação na bolsa demonstraram possuir uma menor dependência do capital de terceiros, mantendo sua estrutura de endividamento menos onerada. Esse resultado também pode ser interpretado no sentido de que a assimetria de informação determina a intensidade do negócio (Albanez, 2008). Porém, para que essa inferência fosse plena, atributos de assimetria de informação da empresa precisariam confirmar essa afirmativa, o que no presente modelo não ocorreu, visto que variáveis como a indicação ao troféu transparência, nível diferenciado da BOVESPA e o fato de a empresa emitir ou não ADRs não tiveram coeficientes estatisticamente significativos. De qualquer forma, tem-se o *bid-ask* no presente modelo com coeficiente altamente significativo, que é *proxy* para assimetria, o que ajuda, ao menos em tese, a suportar tal inferência.

A última variável deste modelo cujo coeficiente passou pelo teste t é a liquidez em bolsa. Essa variável é disponibilizada pela Economática em sua base de dados, e sua relação esperada é negativa em relação à variável endividamento, pois quanto mais líquidos os títulos da empresa, menores os custos para emissão de ações, em especial o custo com a assimetria informacional, o que conduziria a uma menor necessidade de recursos de terceiros para financiar a estrutura da empresa.

Nesse sentido, Albanez (2008) esclarece que quanto maior a liquidez, menor a assimetria de informação da empresa, o que representaria um fator favorável à emissão de ações, contribuindo para a redução da alavancagem. Dessa forma, adotando o posicionamento da autora, e de outros pesquisadores do tema, era de se esperar que empresas com maior liquidez tivessem menores índices de alavancagem, dada a menor assimetria de informações a que estariam sujeitas. No caso da regressão, é exatamente esse o cenário verificado, visto que o coeficiente para essa variável foi negativo. O coeficiente estimado foi -0,0984, podendo-se inferir que uma variação de 1% na liquidez em bolsa, contribui, em média, para uma variação de 0,098% no nível de endividamento de curto prazo, em sentido oposto, ou seja, a magnitude é baixa, mas as variáveis caminham em sentidos opostos.

Como já analisado, em economias desenvolvidas, como a dos Estados Unidos, por exemplo, em que o custo de captação de recursos é baixo, não causaria espanto que empresas mais líquidas tivessem um alto grau de alavancagem, dadas as facilidades e menores encargos na contratação desse tipo de recursos, como já discutido nas seções anteriores. De qualquer maneira, o resultado teorizado pela *pecking order* é que quanto mais líquidos são os títulos da empresa, menor tende a ser seu nível de assimetria de informação, o que acarreta, conseqüentemente, em menores níveis de endividamento, resultado esse obtido na regressão analisada.

Sobre o coeficiente de determinação do modelo, o  $R^2$  obtido foi de 0,93, o que indica um elevado poder explicativo do modelo. Analisados os resultados da regressão para empresas brasileiras, passar-se-á, na sequência, às principais impressões acerca dos modelos das empresas nacionais, para, em seguida, realizar-se uma análise comparativa entre os resultados obtidos para as empresas brasileiras e norte-americanas.

#### 4.8 PRINCIPAIS RESULTADOS DOS MODELOS COM DADOS DE EMPRESAS BRASILEIRAS E COMPARAÇÃO DOS RESULTADOS DAS REGRESSÕES DAS EMPRESAS AMERICANAS E BRASILEIRAS

Sobre a análise comparativa dos resultados encontrados para as empresas norte-americanas e brasileiras, de maneira geral os modelos para as empresas americanas são melhores do que os modelos rodados com dados de empresas do Brasil.

Tais resultados talvez sejam explicados, dentre outras razões, pelo fato de que as empresas americanas foram divididas em subamostras, de forma que empresas com níveis de endividamento parecidos fossem tratadas em uma subamostra, e empresas com valores de ativo total (*proxy* para tamanho) parecidos fossem, igualmente, tratadas conjuntamente, evitando-se manter empresas com valores muito distantes uma da outra.

No caso da amostra brasileira isso não foi possível, dado o pequeno número de empresas amostradas. É sabido que uma grande variabilidade nos dados causa distorções nos resultados, ainda mais levando-se em conta que a modelagem econométrica trabalha com muitos processos de médias. Ao realizar-se médias de valores tão distintos, como é o caso das empresas brasileiras, certamente distorções e problemas no modelo surgiriam, como de fato surgiram.

Essa decisão de rodar dados de empresas brasileiras todos em conjunto não agradou, pois pretendia-se desde o início segregar as empresas brasileiras em subamostras, como ocorreu com as norte-americanas. No entanto, isso não foi possível, dado o pequeno número de

empresas brasileiras (68), o que retornaria subamostras muito pequenas. Dado o grande número de variáveis explicativas do modelo (12), perder-se-ia muito em graus de liberdade, o que tornaria inviável a divisão em subamostras.

Quanto aos resultados e à análise comparativa entre os países, considerando que o modelo brasileiro obteve um menor número de variáveis, cujos coeficientes, passaram pelo teste t, torna-se difícil a tarefa de realizar tal análise; porém, de qualquer forma, algumas informações são passíveis de comparação.

Inicialmente, nota-se que o endividamento médio de longo prazo das empresas norte-americanas é de aproximadamente 7,68% do seu ativo total, enquanto que das empresas brasileiras esse número é de aproximadamente 17,36%, o que evidencia a maior dependência do capital de terceiros para financiar as atividades das companhias locais.

Quanto ao endividamento de curto prazo, as empresas americanas devem, em média, 3,60% do seu ativo total, enquanto que nas brasileiras esse número é de, aproximadamente, 6,33%, praticamente o dobro.

Sobre as variáveis explicativas dos modelos norte-americanos, muitas delas apresentaram comportamento contrário ao esperado pela teoria *pecking order*, conforme analisados nos modelos acima.

Por exemplo, no modelo tendo como variável dependente o endividamento de curto prazo, com a subamostra de empresas acima da média do log do ativo total, apenas o coeficiente da variável rentabilidade apresentou sinal coerente com a teoria para as empresas norte-americanas, enquanto que todos os demais coeficientes apresentaram sinal oposto ao esperado.

Tal fenômeno também ocorreu nas empresas brasileiras, o que é, inclusive, natural, visto que nem sempre a amostra analisada se amolda na plenitude às disposições teóricas sobre o tema.

É importante chamar atenção aos resultados que outros estudos obtiveram. Copat e Terra (2009), ao estudar a estrutura de capital de países latinos e norte-americanos, verificaram que a tangibilidade dos ativos apresentou maior relevância para as empresas latino-americanas do que para as norte-americanas, justificando que isso se deve à menor proteção legal dos direitos dos credores nos países latinos, fazendo com que os ativos dados em garantia sejam um importante aspecto para aumento da proteção aos credores. No entanto, mesmo com essa evidência, as regressões das empresas americanas, deste estudo, evidenciaram que a tangibilidade dos ativos se mostrou relevante nas decisões de endividamento daquele país, e que essa variável possui relação positiva com o endividamento. Portanto, mesmo nos Estados Unidos, com uma maior proteção jurídica dos credores, a velha máxima da maior proteção dada pelos ativos se mostrou

relevante para a concessão de empréstimos às empresas daquele país. Saliente-se que o mesmo ocorreu com as empresas brasileiras, visto que a tangibilidade: em um dos modelos analisados (com endividamento de longo prazo), essa variável foi altamente significativa, e com um coeficiente expressivo, mostrando que o fato de a empresa possuir bens tangíveis para oferecimento em garantia mostra-se um importante fator no momento da captação de empréstimos.

Perobelli e Famá (2002), analisando empresas brasileiras, verificaram que empresas maiores, lucrativas e com maior potencial de crescimento apresentam menor propensão ao endividamento de curto prazo. O resultado diverge, em parte, ao obtido na pesquisa, visto que para empresas brasileiras, o coeficiente da variável rentabilidade apresentou coeficiente negativo em relação à variável dependente. Porém, em consonância com os referidos autores, empresas maiores, no caso brasileiro, de fato apresentaram maior propensão ao endividamento.

Por sua vez, Perobelli e Famá (2003), analisando empresas da América Latina, verificaram que, por exemplo, as empresas mexicanas apresentaram uma relação positiva entre o tamanho e o endividamento de longo prazo, relação esta igual à verificada nas empresas brasileiras e também em alguns dos modelos de empresas norte-americanas, indicando que quanto maior o porte da empresa, maior sua propensão ao endividamento. Mesmo que o estudo dos citados autores não envolva empresas dos Estados Unidos, tal evidência é relevante e contribui para o maior entendimento dos resultados aqui verificados.

No mesmo estudo, Perobelli e Famá (2003) verificaram que nas empresas chilenas, quanto mais ativos tangíveis as empresas possuíssem, maior era o seu grau de endividamento de curto e de longo prazos, relação esta condizente com a verificada neste estudo para as empresas americanas e brasileiras, indicando que quanto maior o volume de ativos suscetíveis de serem oferecidos como garantia para os credores, maior sua propensão ao endividamento.

Especificamente em relação às variáveis ligadas à captação da influência da assimetria de informações no endividamento das companhias, que constitui o objeto do estudo, verificou-se que nas amostras dos diferentes países, as variáveis de assimetria de informação foram significativas e demonstraram possuir influência nos níveis de endividamento das companhias analisadas.

No caso das empresas americanas, as duas variáveis que captavam a assimetria de informações foram o *bid-ask* e a intensidade do volume de negócios realizados. Os modelos rodados para empresas americanas indicaram que, para o endividamento de longo prazo, no geral, a assimetria de informações não se mostrou relevante a ponto de influenciar os níveis de endividamento das companhias, exceto para uma das subamostras, de empresas com valores

acima da média do log do ativo total (proxy para tamanho), em que se verificou que a intensidade do volume de negócios realizados influenciou o endividamento, apresentando sinal negativo em relação à variável dependente – ou seja, quanto menor assimetria, captada pela intensidade de negócios realizados pela empresa, menores seus níveis de endividamento, comportamento conforme os ditames da teoria *pecking order*.

Quando se analisou o endividamento de curto prazo das empresas norte-americanas, no geral, verificou-se que as variáveis *proxy* de assimetria influenciaram os níveis de endividamento das companhias, apresentando sinal negativo em relação ao endividamento, ou seja, demonstrando que empresas com menores níveis de assimetria de informação são menos endividadas.

Para o caso brasileiro, tanto no curto quanto no longo prazos, as variáveis *proxy* de assimetria de informações mostraram-se significativas e com influência nos níveis de endividamento das companhias. Quanto aos sinais, verificou-se que quanto menor a assimetria de informações das empresas brasileiras, menores são seus níveis de endividamento, comportamento condizente com a teoria *pecking order*.

Portanto, a título comparativo, tem-se que para a amostra de empresas analisadas, as variáveis *proxy* de assimetria influenciaram mais as empresas brasileiras do que as norte-americanas, o que evidencia, *a priori*, que a teoria *pecking order* é a que oferece o melhor conjunto explicativo das decisões de financiamento para as empresas brasileiras, enquanto que, para as empresas americanas, a teoria *pecking order* sustenta apenas em parte a explicação de tais decisões pelas empresas analisadas.

Evidentemente que tais inferências não podem ser generalizadas e aplicam-se tão somente às empresas da amostra. É curioso notar a diferença entre os resultados brasileiros e norte-americanos, visto que enquanto nas empresas americanas a assimetria mostra-se importante para o endividamento de curto prazo somente, nas brasileiras a influência é no endividamento de curto e longo prazos.

Talvez isso indique a preferência das empresas em empregar seus resultados positivos no retro financiamento, evitando, assim, a captação de recursos com terceiros, o que implica em admitir que seria a teoria *pecking order* a que melhor explica as decisões de financiamento das empresas locais. Já em relação às empresas norte-americanas, talvez seja a teoria *trade-off* que ofereça a melhor explicação, em especial para o endividamento de longo prazo, em que as empresas buscam um nível ótimo de endividamento, de forma que possam se beneficiar das vantagens da dívida, até o limite em que isso não represente risco de falência às companhias.

A conclusão de autores como Perobelli e Famá (2003) e outros que analisaram as teorias *pecking order* e *trade-off* em relação à estrutura de capital de empresas caminha no sentido de afirmar que a teoria *pecking order* é a que melhor explica as decisões de financiamento das empresas analisadas, pois, no geral, verificaram que empresas que obtêm mais lucros optam menos pelo endividamento. De fato, as evidências deste estudo caminham nesta direção, visto que a rentabilidade apresentou relação negativa com o endividamento para as empresas brasileiras e para boa parte da amostra de empresas americanas; porém, talvez seja perigoso afirmar, categoricamente, que a teoria *pecking order* é a que melhor explica as decisões de endividamento das empresas brasileiras e norte-americanas.

Talvez seja uma ponderação entre as teorias *pecking order* e *trade-off* que ofereça o melhor conjunto explicativo para os resultados verificados, visto que, em alguns momentos, os resultados caminham lado a lado com os ditames da teoria *pecking order* e, em outros, se aproximam mais da teoria *trade-off*.

Dito isto e encerrada a etapa de análise das regressões, em seguida serão oferecidas as últimas considerações acerca do estudo, encaminhando-se para sua conclusão e discussões finais.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Como foi destacado desde o início da discussão relativa ao trabalho, embora o tema venha sendo pesquisado desde meados de 1950, ainda não se chegou a uma teoria geral que explique na plenitude as decisões de financiamento das empresas, não obstante o esforço da academia nas pesquisas ligadas ao tema (Myers, 2001).

Diante dessa evidente lacuna de pesquisa, o estudo objetivou contribuir nesta área, no sentido de verificar se nas empresas brasileiras e norte-americanas a assimetria de informação constitui um determinante para o endividamento das companhias que negociam valores mobiliários na bolsa, somando mais um estudo ligado ao tema, visando contribuir para a discussão e o aprimoramento dessa importante temática no âmbito das finanças corporativas.

Isso porque o mercado, sabidamente, é imperfeito, ao contrário do que teorizaram Modigliani e Miller em 1958. Não é possível à empresa que se financie exclusivamente por meio de dívidas, pois isso lhe colocaria em situação de risco de falência, ao mesmo tempo que não é factível que as empresas financiem suas operações apenas com recursos próprios ou com a reversão de lucros auferidos. Portanto, a decisão sobre a estrutura de capital é uma constante, repassada a todo tempo pelas organizações.

Assim, inicialmente, realizou-se uma pesquisa bibliográfica, de modo a verificar qual o panorama da discussão do tema na literatura desde que começou a ser pesquisado, passando pelas diferentes abordagens da estrutura de capital, pelas diferentes teorias, chegando-se até as pesquisas mais atuais, permitindo a visualização holística da pesquisa até então realizada, de maneira que a análise dos dados pudesse ser realizada de forma mais consistente e amparada na literatura.

Partindo da revisão teórica, buscou-se verificar a influência da assimetria de informação no endividamento das companhias brasileiras e norte-americanas analisadas, com o propósito de avaliar se a ocorrência de uma maior ou menor assimetria de informação é capaz de influenciar os níveis de dívida dessas empresas.

Para tanto, optou-se pela análise de dados em painel que, diante da configuração da pesquisa, dos dados e do objetivo, mostrava-se a opção mais viável para análise pretendida. Chama-se a atenção, desde logo, para o fato de que o estudo não objetiva testar a teoria *pecking order*, mas tão somente modelar variáveis clássicas descritas pela literatura e verificar sua influência na estrutura de capital das empresas brasileiras e americanas. Evidentemente que os

resultados foram analisados sob a lente teórica da teoria *pecking order*, mas isso não significa que se testou propriamente a referida teoria.

Rodados os dados, os resultados mostraram, inicialmente, que nem todas as variáveis modeladas apresentaram coeficientes estatisticamente significativos. A única variável cujo coeficiente passou pelo teste t em todos os modelos com a amostra de empresas norte-americanas foi a oportunidade de crescimento, mostrando-se, portanto, altamente significativa em todos os modelos. As demais variáveis, embora com coeficientes significativos em determinados modelos, em outros não foram.

Em média, das seis variáveis explicativas rodadas em cada modelo norte-americano, de três a quatro variáveis mostravam-se coeficientes significativos. Um resultado importante foi que em todos os modelos a constante passou pelo teste t, com sinais positivos, o que é essencial para a modelagem escolhida. No caso dos modelos rodados para o Brasil os resultados não foram muito diferentes. O número de regressores foi maior: das 12 variáveis explicativas modeladas, seis coeficientes foram significativos e, no outro, quatro coeficientes.

Sobre o comportamento das variáveis nos modelos norte-americanos, verificou-se que, no geral, os coeficientes apresentaram sinal coerente com a teoria, mas com bastante oscilação. A mesma variável, dependendo da subamostra analisada ou dependendo da variável dependente, apresentava coeficiente com um ou outro sinal, o que indica que existem diferenças significativas entre as empresas, fazendo com que o comportamento das variáveis se altere a depender das circunstâncias.

Sobre os coeficientes nos modelos com dados norte-americanos, tem-se, em geral, coeficientes com razoável poder explicativo para as decisões de financiamento das empresas. Ocorreram, também, situações em que alguns dos coeficientes, mesmo expressivos, não passaram pelo teste t, ou seja, indicando ser estatisticamente irrelevantes. Evidentemente que, em alguns modelos, a constante foi a responsável pela maior parte da explicação do resultado, da mesma forma que, em outros, ela apresentou valores irrisórios. No entanto, no geral, os coeficientes contribuem para a explicação da variável dependente.

Sobre o poder explicativo dos modelos, tem-se que os modelos apresentaram coeficientes de determinação ( $R^2$ ) bastante altos, com praticamente todos superando a casa dos 90%.

Sobre o ponto central da análise, que é a assimetria de informação e sua influência no endividamento das empresas norte-americanas, as *proxies* para assimetria nas empresas norte-americanas foram as variáveis *bid-ask* e intensidade de negócio. Saliente-se que não foram

utilizadas outras variáveis para assimetria devido à inexistência de outras variáveis dessa natureza na Económica e/ou a dificuldade na sua coleta.

Verificou-se que para o endividamento de curto prazo, no geral, empresas norte-americanas com melhores níveis de assimetria apresentaram menor endividamento, exceto para uma das subamostras, qual seja, empresas divididas pela média do ativo total, com valores acima da média, tendo como variável dependente o financiamento de curto prazo.

Quando se analisou o endividamento de longo prazo como variável dependente, verificou que, no geral, a assimetria de informação não impactou nos níveis de endividamento das companhias, visto que melhores níveis de assimetria não conduziram, necessariamente, a um menor endividamento de longo prazo.

Com isso, infere-se que, para as empresas norte-americanas da amostra, talvez a assimetria de informação não seja determinante para análise do seu endividamento. Conforme já discorrido ao longo da análise, talvez isso se deva ao fato de que o acesso ao crédito nos Estados Unidos seja muito mais fácil e barato do que no Brasil, de modo que não necessariamente melhores níveis de assimetria conduziram a um menor endividamento, dadas as facilidades de obtenção de recursos.

Curioso é que em relação ao endividamento de curto prazo, a assimetria se mostrou relevante para definição dos níveis de endividamento das empresas, enquanto que, em tese, era para se esperar o contrário, visto que no estoque de dívidas de curto prazo geralmente encontram-se aquelas relacionadas ao custeio, de baixo valor, e obtidas apenas quando necessário e em valor suficiente para fazer frente às despesas mais essenciais.

Já no endividamento de longo prazo é que se encontram as dívidas com maior vulto, geralmente captadas para realização de investimentos de capital, sendo de se esperar que a assimetria de informação tivesse maior relevância em relação a esse tipo de endividamento.

Quanto aos resultados das empresas brasileiras, diferentemente do que se verificou nas empresas norte-americanas, a assimetria de informações impactou no endividamento das companhias brasileiras tanto no curto quanto no longo prazos, mostrando possuir influência no endividamento das empresas brasileiras constantes da amostra.

No caso do endividamento de longo prazo, empresas listadas em segmento diferenciado da Bovespa (B3) e indicadas ao troféu transparência da ANEFAC indicaram, sistematicamente, menores níveis de endividamento do que as demais companhias, permitindo inferir que uma menor assimetria de informações conduz (ao menos para as empresas da amostra) a menores níveis de endividamento.

Já no tocante ao endividamento de curto prazo, empresas com maior intensidade de negócios (uma das *proxies* para assimetria de informação) possuíam menores níveis de endividamento do que as demais, possibilitando inferir que a assimetria de informações se mostra relevante para definição dos níveis de endividamento.

Evidentemente que tais inferências não podem ser generalizadas, e aplicam-se tão somente às empresas da amostra. É curioso notar a diferença entre os resultados brasileiros e norte-americanos, visto que enquanto nas empresas americanas a assimetria mostra-se importante para o endividamento de curto prazo somente, nas brasileiras a influência é no endividamento de curto e longo prazos.

Talvez isso indique a preferência das empresas brasileiras em empregar seus resultados positivos no retro financiamento, evitando, assim, a captação de recursos com terceiros, o que implica em admitir que seria a teoria *pecking order* a que melhor explica as decisões de financiamento das empresas locais. Já em relação às empresas norte-americanas talvez seja a teoria *trade-off* que ofereça a melhor explicação, em especial para o endividamento de longo prazo, em que as empresas buscam um nível ótimo de endividamento, de forma que possam se beneficiar das vantagens da dívida, até o limite em que isso não represente risco de falências às companhias.

No tocante às variáveis das empresas brasileiras, como já analisado, apenas a variável log do ativo total apresentou coeficiente estatisticamente significativo nos dois modelos, com sinal contrário ao esperado, o que indica que de acordo com os dados e com o prazo do endividamento o comportamento das variáveis se altere, não havendo, portanto, constância no comportamento delas.

Com isso, devido a essa ausência de estabilidade das variáveis, talvez seja necessário repensar as variáveis costumeiramente utilizadas nos estudos a respeito da estrutura de capital, pensando-se em outras variáveis que consigam captar sem tantas oscilações o comportamento do endividamento das empresas.

Para além da análise da influência do endividamento, o estudo serve para ratificar a importância das boas práticas de governança e da transparência para as empresas, e como isso contribui para a ocorrência de menores níveis de endividamento. Empresas com índices superiores de transparência têm diferencial em relação às demais, o que pode gerar vantagens, como acesso a melhores opções de crédito, com taxas mais atrativas e outros benefícios. Ou seja, empresas mais transparentes, com menores níveis de assimetria de informação, poderiam obter, no próprio mercado (instituições privadas) melhores e mais baratos recursos para capital de giro, para financiamento de capital, de melhorias em suas instalações e parque industrial,

entre outras, contribuindo para a criação de um clima de transparência geral, gerando um círculo virtuoso em torno da questão.

Portanto, como foi confirmado pela análise com dados em painel realizadas no estudo, a assimetria de informações exerce influência estatística na determinação dos níveis de endividamento das companhias brasileiras e norte-americanas, fazendo com que se admita a hipótese de que a assimetria de informações constitui um determinante da estrutura de capital destas empresas de capital aberto, influenciando as decisões de financiamento destas empresas.

As outras hipóteses alternativas formuladas, quais sejam, que a assimetria de informações constitui um determinante da estrutura de capital apenas de empresas brasileiras de capital aberto (H2) e que a assimetria de informações constitui um determinante da estrutura de capital apenas de empresas americanas de capital aberto (H3) foram rejeitadas. Embora quando se analisou o endividamento de longo prazo das empresas norte-americanas tenha se verificado que a assimetria de informação não impactou nos níveis de endividamento das companhias, não se pode refutar a primeira hipótese formulada para o estudo (H1).

Nesse sentido ainda, e em resposta ao problema da pesquisa, constatou-se que a assimetria de informação exerceu influência na determinação da estrutura de capital de empresas brasileiras e americanas de capital aberto no período de 2011 a 2015, tendo em vista que empresas com menores níveis de assimetria de informação apresentaram menores níveis de endividamento, o que vem ao encontro dos ditames teóricos da *pecking order*.

Saliente-se a restrição identificada em relação ao endividamento de longo prazo para as empresas norte-americanas, em que se verificou que uma menor assimetria de informações, não conduziu, necessariamente, a menores níveis de endividamento, o que talvez indique que a teoria *pecking order* não seja a que melhor explique os dados da amostra.

É importante mencionar, também, que muitas das variáveis analisadas podem possuir relação ambígua em análise à variável dependente, o que é, inclusive, bastante comum em estudos da área, dado que a estrutura de capital das empresas é recorrentemente analisada na ótica da teoria *pecking order* e da *trade-off*. Portanto, é perfeitamente cabível que uma determinada relação esperada para uma variável, na ótica da teoria *trade-off*, seja diversa da relação esperada para a mesma variável analisando-se na ótica da teoria *pecking order*, o que é, como dito, completamente normal e aceitável em estudos desta natureza.

Diante disso, a lacuna de pesquisa identificada, qual seja, a possibilidade de modelar as variáveis relativas à assimetria de informação, verificando sua influência sobre a estrutura de capital das organizações, bem como analisar os resultados entre países da amostra de forma

comparativa, mostrou-se de fato pertinente, com espaço para a realização de pesquisas, em especial pelos resultados apontados e já discutidos.

Sobre as contribuições do estudo, pode-se verificar, após as análises empreendidas, que não é possível atribuir a uma única teoria a completa explicação do fenômeno da estrutura de capital das empresas, sendo essa uma tarefa complexa e que envolve um sem número de variáveis. Assim, o estudo oferece sua contribuição no sentido de identificar semelhanças e discrepâncias entre a estrutura de capital das empresas dos diferentes países, além de contribuir com mais um estudo empírico sobre o tema, fomentando a pesquisa na área de finanças e avançando mais um degrau nos estudos ligados ao tema.

Com a análise comparativa empreendida, foi possível verificar, com dados reais, como as teorias de finanças contribuem na explicação do complexo fenômeno da estrutura de capital das organizações. Ainda, conforme detalhado na análise empreendida, o comportamento dos dados em cada um dos países apresenta peculiaridades exploradas ao longo da análise, o que acrescenta elementos para que investidores, gerentes, governos, credores, e demais interessados possam olhar para as decisões de financiamento munidos de informações que auxiliam a compreender como e porque as empresas tomam certas decisões ligadas ao financiamento de capital, quando se dá a decisão de financiar as operações com recursos próprios, quando com recursos de terceiros e outros elementos, conforme discutido ao longo do trabalho.

Como qualquer trabalho de natureza científica, o presente estudo possui diversas limitações. A primeira delas é metodológica, dado o corte no número de empresas para sustentar as decisões tomadas, em especial para garantir a operacionalidade dos modelos econométricos empregados. Assim, a reduzida amostra de empresas brasileiras mostra-se uma restrição relevante. Outra limitação refere-se ao processo de construção das variáveis, utilizando-se os números em logaritmo. Estudos dessa natureza, via de regra, não optam por esse caminho, porém, como justificado no corpo do texto, tal decisão pareceu a mais acertada, dados os elementos do trabalho. Assim, o estudo distoa de vários da mesma natureza, o que pode ser compreendido como mais uma limitação relevante. Por fim, a última limitação relevante refere-se às variáveis dependentes dos diferentes países não serem exatamente as mesmas, como justificado na metodologia. Isso dificulta, em tese, o processo de comparabilidade dos resultados; porém, não inviabiliza, dado que, conforme demonstrado, tratam-se de variáveis equivalentes as empregadas, tanto no Brasil quanto nos Estados Unidos. Evidentemente que a uniformidade das variáveis, em especial as dependentes, seria o cenário ideal para o estudo; porém, não sendo possível, e com as devidas justificativas, foi possível atingir o resultado da pesquisa. Assim, registre-se esta como uma última restrição relevante da pesquisa.

Quanto às recomendações para futuras pesquisas, acredita-se que a realização de uma pesquisa análoga, separando-se as empresas por faixa de lucratividade agregue às discussões, em especial no sentido de identificar se existe alguma faixa percentual ou de valor para a lucratividade que influencie na relação entre essa variável e o endividamento.

Outra recomendação seria no sentido de expandir o estudo e buscar identificar como questões não captadas diretamente pelo modelo, como perfil do gestor, sua formação, seu tempo de experiência à frente da empresa, e outras, influenciam no endividamento das companhias, contribuindo para melhor compreender os fatores que influenciam as decisões de endividamento dessas companhias.

## REFERÊNCIAS

- Ahmeti, F., & Prenaj, B. (2015). A Critical Review of Modigliani and Miller's Theorem of Capital Structure. *International Journal of Economics, Commerce and Management (IJEEM)*, 3(6).
- Akerlof, G. A. (1970). The Market for "Lemons": Quality Uncertainty and the Market Mechanism. *The Quarterly Journal of Economics*, 84(3), 488-500.
- Albarez, T. (2008). *Impactos da assimetria da informação na estrutura de capital das empresas brasileiras de capital aberto*. (Dissertação de Mestrado). Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo. Ribeirão Preto.
- Albarez, T., & Valle, M. R. D. (2009). Impactos da assimetria de informação na estrutura de capital de empresas brasileiras abertas. *Revista Contabilidade & Finanças*, 20, 6-27. ISSN 1519-7077.
- Albarez, T., Valle, M. R., & Corrar, L. J. (2012). Fatores institucionais e assimetria informacional: influência na estrutura de capital de empresas brasileiras. *Revista de Administração Mackenzie*, 13(2), 76-105.
- Baker, M., & Wurgler, J. (2002). Market Timing and Capital Structure. *The Journal of Finance*, 57(1).
- Barcelos, C. T. M., Wenzel, I. L., & Decourt, R. F. (2013). Endividamento e rentabilidade: um sistema de proteção aos credores mais fracos prejudica essa relação?. *Revista Estudo e Debate em Gestão e Planejamento*, 20(1).
- Berk, J., & Demarzo, P. *Finanças empresariais essencial*. Porto Alegre: Bookman, 2010.
- Bharath, S. T., Pasquariello, P., & Wu, G. (2008). Does asymmetric information drive capital structure decisions? *The review of financial studies*, 22(8), 3211-3243.
- Boone, J. P. (1998) Oil and gas reserve value disclosures and bid-ask spreads. *Journal of Accounting and Public Policy*, 17(1), 55-84. [http://dx.doi.org/10.1016/S0278-4254\(97\)10005-9](http://dx.doi.org/10.1016/S0278-4254(97)10005-9).
- Brito, G. A. S., Corrar, L. J., & Batistella, F. D. (2007). Fatores determinantes da estrutura de capital das maiores empresas que atuam no Brasil. *Revista Contabilidade & Finanças*, 18(43), 9-19.
- Cândido, M.S. (2010). *Estrutura de capital e assimetria de informação: Impactos da Governança Corporativa*. (Dissertação de Mestrado). Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto.
- Copat, R., & Terra, P. R. S. (2009). Estrutura de capital internacional: comparando América

Latina e Estados Unidos. *Anais do Encontro Nacional da Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração*, São Paulo, SP, Brasil, 33

- Corrêa, C. A., Basso, L. F. C., & Nakamura, W. T. (2013). A estrutura de capital das maiores empresas brasileiras: análise empírica das teorias de pecking order e trade-off, usando panel data. *Revista de Administração Mackenzie*, 14(4), 106-133
- Cotei, C., & Farhat, J. (2009). The *trade-off* theory and the *pecking order* theory: are they mutually exclusive?. *North American Journal of Finance and Banking Research*, 3(3).
- Dallabona, L. F., Oliveira, C. R., Fiorentin, M., Bezerra, F. A. (2010). Determinantes da Estrutura de Capital no Brasil: Análise das Empresas Familiares Versus Não Familiares Listadas na BM&FBOVESPA. In: *Anais do XVII Congresso Brasileiro de Custos*, 2010. p. 1-15.
- Damodaran, A. (2004). *Finanças Corporativas: Teoria e Prática*. Porto Alegre: Bookman.
- Dawar, V. (2014). Agency theory, capital structure and firm performance: Some Indian evidence. *Managerial Finance*, 40(12).
- Demsetz, H., & Lehn, K. (1985) The structure of corporate ownership: causes and consequences. *Journal of Political Economy*, 93(6), 1155-1177.
- Diamond, D. W., & Verrecchia, R. E. (1991). Disclosure, liquidity, and the cost of capital. *Journal of Finance*, 46, 1325-1359.
- Dierkens, N. Information asymmetry and equity issues. *Journal of Finance and Quantitative Analysis*, 26(2), 181-199. DOI: 10.2307/2331264.
- Duarte, P. C., Lamounier, W. M., & Takamatsu, R. T. (2007). Modelos econométricos para dados em painel: aspectos teóricos e exemplos de aplicação à pesquisa em contabilidade e finanças. In: *Anais do 7º Congresso USP de Controladoria e Contabilidade e 4º Congresso USP de Iniciação Científica em Contabilidade*. São Paulo, p. 1-15.
- Durand, D. (1952). Cost of Debt and Equity Funds for Business: Trends and Problems of Measurement. In: *Conference on Research on Business Finance*. New York: National Bureau of Economic Research.
- Fama, E., & French, K. (2002). Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt. *The Review of Financial Studies*, 15(1), 1-33.
- Famá, R., Barros, L., & Silveira, A. (2001). A estrutura de capital é relevante? Novas evidências a partir de dados Norte-Americanos e LatinoAmericanos. *Caderno de Pesquisas em Administração*, 8(2), 71-84.
- Fávero, L. P. L. (2013). Dados em painel em contabilidade e finanças: teoria e aplicação. *BBR - Brazilian Business Review*, 10(1), 131-156.
- Fávero, L. P. L., & Almeida, J. E. F. (2011). Modelo de painel logit para avaliação de retornos positivos em mercados acionários. *Anais do XLIII Simpósio Brasileiro de Pesquisa*

*Operacional*. Recuperado de: [www.din.uem.br/sbpo/sbpo2011/pdf/87073.pdf](http://www.din.uem.br/sbpo/sbpo2011/pdf/87073.pdf).

- Frank, M. Z., & Goyal, V. K. (2003). *Capital structure decisions*. SSRN Working Paper Series n° 396020. Social Science Electronic Publishing, Rochester, New York, USA.
- Franzblau, A. (1958). *A primer of statistics for non-statisticians*. New York: Harcourt, Brace & World.
- Gabriel, E. E., Nneji, I. D. (2015). Effect of Capital Structure on Corporate Performance in Nigeria. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 6(14).
- Girão, L. F. A. P., & Machado, M. R. (2013). A produção científica sobre assimetria informacional em periódicos internacionais de contabilidade. *Revista Contabilidade e Controladoria [RC&C]*, 5(1). ISSN 1984-6266.
- Gomes, G. L., & Leal, R. P. C. (2000). Determinantes da estrutura de capital das empresas brasileiras com ações negociadas em bolsas de valores. In: R. P. C. Leal, N. A. C. COSTA JR.; E. F. LEMGRUBER (Org.). *Finanças corporativas*. São Paulo: Atlas,
- Gompers, P. A., Ishii, J. L., Metrick, A. (2001). Corporate governance and equity prices. *National bureau of economic research*. Issue: w 8449. Cambridge, MA.
- Gorga, E. (2008). Changing the paradigm of stock ownership from concentrated towards dispersed ownership? Evidence from Brazil and consequences for emerging countries. *Cornell Law Faculty Publications*, 42. Recuperado de: [http://scholarship.law.cornell.edu/clsops\\_papers/42/](http://scholarship.law.cornell.edu/clsops_papers/42/)
- Greene, W.H. (2002). *Econometric Analysis* (5a ed). New York: Prentice Hall.
- Grigore, M. Z., & Ştefan-Duicu, V. M. (2013). Agency theory and optimal capital structure. *International Conference: CKS - Challenges of the Knowledge Soc*, p. 862.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2011). *Econometria básica* (5a ed). Porto Alegre: AMGH.
- Halov, N. (2006). *Dynamics of asymmetric information and capital structure*. Working Paper, New York University. Recuperado de: <http://pages.stern.nyu.edu/~nhalov/Halov.pdf>.
- Halov, N., & Heider, F. (2005). *Capital structure, risk and asymmetric information*. SSRN Working Paper. Recuperado de: <http://papers.ssrn.com/>.
- Harris, M., & Raviv, A. (1991). The Theory of Capital Structure. *Journal of Finance*, 46(1).
- Hill, R. C., Griffiths, W. E., & Judge, G. G. (1999). *Econometria*. São Paulo: Saraiva.
- Hovakimian, A. (2006). Are Observed Capital Structures Determined by Equity Market Timing? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 41(1).
- Hsiao, C. (2003). *Analysis of Panel Data* (2nd edition). Cambridge, Cambridge University Press.

- Huang, R., & Ritter, J. (2005). *Testing the market timing theory of capital structure*, University of Florida working paper.
- Iquiapaza, R. A., Lamounier, W. M., & Amaral, H. F. (2007) Assimetria de Informações e Pagamento de Proventos na Bovespa. *Munich Personal RePEc Archive. MPRA Paper, n. 1673*. Disponível em: <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/1673/>
- Jahanzeb, A., Rehman, S.-U., Bajuri, N. H., Karami, M., & Ahmadimousaabad, A. (2014). *Trade-off Theory, Pecking order Theory and Market Timing Theory: a Comprehensive Review of Capital Structure Theories. International Journal of Management and Commerce Innovations, 1(1)*, 11-18.
- Jensen, M.C., & Meckling, W. (1976). Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Capital Structure, *Journal of Financial Economics, 3*, 11-25
- Jensen, M. C. (1986). Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers. *The American Economic Review, 76(2)*, Papers and Proceedings of the Ninety Eighth Annual Meeting of the American Economic Association (May, 1986), 323-329.
- Jibrán, S., Wajid, S. A., Waheed, I., & Muhammad, T. M. (2012). Pecking at *Pecking order Theory: Evidence from Pakistan's Non-financial Sector. Journal of Competitiveness, 4(4)*, 86-95.
- Kajanathan, R. (2012). Effect of Corporate Governance on Capital Structure: case of the Srilankan Listed Manufacturing Companies. *Journal of Arts, Science & Commerce. 4(1)*, 63-71.
- Kayo, E. K., & Famá, R. (1997). Teoria de agência e crescimento: evidências empíricas dos efeitos positivos e negativos do endividamento. *Caderno de Pesquisas em Administração, 2(5)*, 1-8.
- Kirch, G. (2008). Determinantes da estrutura de capital das empresas brasileiras de capital aberto. *Revista ConTexto, 8(13)*, 1-21.
- Koshio, S. (2014). Análise da relação rentabilidade-endividamento-liquidez de empresas: proposta de um método baseado nas teorias de *Static Trade-Off* e *Pecking Order*. *Anais do XVII SEMEAD Seminários em Administração*. ISSN 2177-3866. Disponível em: [sistema.semead.com.br/17semead/resultado/trabalhosPDF/1327.pdf](http://sistema.semead.com.br/17semead/resultado/trabalhosPDF/1327.pdf).
- Lee, C. M., Mucklow, B., & Ready, M. J. (1993). Spreads, depths and the impact of earnings information: an intraday analysis. *Review of Financial Studies, 6(2)*, 345-374.
- Leland, H. E., & Pyle, D. H. (1977). Informational asymmetries, financial structure, and financial intermediation. *The Journal of Finance, 32(2)*, 371-387.
- Lemmon, M.L., Roberts, M. R., & Zender, J. F. (2008). Back to the beginning: persistence and the cross-section of corporate capital structure. *The Journal of Finance, 63*, 1575-1608.

- Loureiro, A.O. F., & Costa, L. O. (2009). *Nota Técnica 37: uma breve discussão sobre os modelos com dados em painel*. Recuperado de: [www.ipece.ce.gov.br/notas\\_tecnicas/NT\\_37.pdf](http://www.ipece.ce.gov.br/notas_tecnicas/NT_37.pdf).
- Malacrida, M. J. C., & Yamamoto, M.M. (2006). Governança corporativa: nível de evidenciação das informações e sua relação com a volatilidade das ações do IBOVESPA. *Revista Contabilidade & Finanças*, 17(n.spe1), 65-79.
- Marques, L. D. (2000). Modelos Dinâmicos com Dados em Painel: revisão de literatura. *Revista da FEP: Faculdade de Economia da Universidade do Porto*. Working Paper nº 100. Recuperado de: <http://wps.fep.up.pt/wps/wp100.pdf>.
- Martins, S. M., Silva, T. R., Barros, A. S. de, & Tinoco, J. E. P. (2005). Governança corporativa: teoria e prática. *eGesta - Revista Eletrônica de Gestão de Negócios*, 1(3), 76-90. ISSN 1809-0079.
- Martins, V. G., Machado, M. A. V., & Callado, A. L. C. (2014). Análise da Aditividade de Value Relevance da DDF e da DVA ao Conjunto de Demonstrações Contábeis: Evidências de Empresas do Mercado de Capitais Brasileiro. *Revista Contabilidade, Gestão e Governança*, 17(1), 75-94.
- Matias Filho, J. (2012). *A estrutura de capital das empresas do BRIC frente aos desafios do crescimento: determinantes, adequação às teorias, comparação com EUA e folga de endividamento*. (Tese de doutorado). Universidade Presbiteriana Mackenzie, São Paulo, SP.
- Matragrano, D. D., Bernardes, P., & Gonçalves, C. A. (2015). Governança Corporativa e os Determinantes da Estrutura de Capital em Empresas Brasileiras. *Revista Economia & Gestão*, 15(41), 286-310.
- Medeiros, N. C. D. de. (2013). *Estrutura de capital e assimetria de informação: um estudo em empresas brasileiras de capital aberto dos setores têxtil e de energia elétrica*. (Dissertação de Mestrado). Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.
- Medeiros, N. C. D. de, Castro Junior, L. G. de, Freitas, R. C. de, & Andrade, L. P. de. (2013). Estrutura de Capital e Assimetria de Informação: um Estudo nas Empresas Brasileiras do Setor de Energia Elétrica. *Anais do 1º Seminário Internacional de Integração e Desenvolvimento Regional*. Recuperado de: [anaisonline.uems.br/index.php/eacaeco/article/download/2740/2813](http://anaisonline.uems.br/index.php/eacaeco/article/download/2740/2813).
- Merton, R. C. (1987). A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information. *The Journal of Finance*, 42(3), 483-510.
- Michaelas, N., Chittenden, F., & Poutziouris, P. (1999). Financial Policy and Capital Structure Choice in UK. SMEs: Empirical Evidence from Company Panel Data. *Small Business Economics*, 12, 113-130.
- Miguel, A., & Pindado, J. (2000). Determinants of capital structure: new evidence from Spanish panel data. *Journal of Corporate Finance*, 7, 77-99.

- Miller, Merton H. (1977). Debt and Taxes. *The Journal of Finance*, 32(2), Papers and Proceedings of the Thirty-Fifth Annual Meeting of the American Finance Association, Atlantic City, New Jersey, 261-275.
- Miller, M. H. (1988). The Modigliani-Miller Propositions after Thirty Years. *Journal of Economic Perspectives*, 2(4), 99-120.
- Mitton, T. (2002). A cross-firm analysis of the impact of corporate governance on the East Asian financial crisis. *Journal of Financial Economics*, 64(2).
- Modigliani, F., & Miller, M. H. (1958). The Cost of Capital, Corporation Finance, and the Theory of Investment. *The American Economic Review*, 48(3), 261-297.
- Modigliani, F., & Miller, M. H. (1963). Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: a Correction. *The American Economic Review*, 53(3), 433-443
- Myers, S. C. (1997) Determinants of corporate borrowing. *Journal of Financial Economics*, 5(2), 147-175.
- Myers, S. C. (1984). The Capital Structure Puzzle. *Journal of Finance*, 39(3), 575-592.
- Myers S. C., & Majluf, N. S. (1984). Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information Investors do not Have, *Journal of Financial Economics*, 13(2), pp. 187-222.
- Myers, S. C. (2001). Capital structure. *The Journal of Economic Perspectives*, 15(2), 81-102.
- Myers, S. C. (2003). Financing of corporations. *Handbook of the Economics of Finance*, 1, 215-253.
- Nakamura, W. T., Martin, D. M. L., Forte, D., Carvalho Filho, A. F., Costa, A. C. F. & Amaral, A. C. (2007). Determinantes de estrutura de capital no mercado brasileiro – análise de regressão com painel de dados no período 1999-2003. *Revista Contabilidade & Finanças*, 44, 72-85.
- Oliveira, G. S., Tabak, B. M., Resende, J. G. de L., & Cajueiro, D. O. (2012). Determinantes da Estrutura de Capital das Empresas Brasileiras: uma abordagem em regressão quantílica. *Trabalhos para Discussão*, 272, 1-37. ISSN 1519-1028.
- Oliveira, K. P. S. de, Paulo, E., Martins, O. S., & Lucena, W. G. L. Governança Corporativa, Assimetria e Qualidade da Informação Contábil no Mercado Brasileiro de Capitais. *Anais do XIV Congresso USP de Controladoria e Contabilidade*. Recuperado de: <http://www.congressousp.fipecafi.org/web/artigos142014/387.pdf>.
- Perobelli, F. F. C., & Famá, R. (2003). Fatores Determinantes da Estrutura de Capital para Empresas Latino-Americanas. *Revista de Administração Contemporânea*, 7(1).
- Perobelli, F., & Famá, R. Determinantes da estrutura de capital: aplicação a empresas de capital aberto brasileiras. *Revista de Administração*, 37(3).

- Pettit, R.R., & Singer, R.F. (1985). Small Business Finance: A Research. *Agenda, Financial Management*, 14 (3), 47-60.
- Procianoy, J. L., & Schnorrenberger, A. (2004). A Influência da Estrutura de Controle nas Decisões de Estrutura de Capital das Companhias Brasileiras. *Revista Brasileira de Economia*, 58(1), 121-146.
- Rajan, R. G., & Zingales, L. (1995). What do we know about capital structure? Some evidence from international data. *Journal of Finance*, 50, 1421-1460.
- Rocha, F. D. (2014) *Determinantes da estrutura de capital e o nível de endividamento nas empresas de capital aberto: um estudo comparativo entre Argentina, Brasil e Estados Unidos*. (Tese de doutorado). Universidade Federal de Minas Gerais. Belo Horizonte.
- Ross, S.A. (1977). The Determination of Financial Structure: The Incentive-Signalling Approach. *Bell Journal of Economics*, 8, 23-40.
- Santos, C. M. D. (2006). *Levantamento dos fatores determinantes da estrutura de capital das empresas brasileiras*. (Dissertação de Mestrado). Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, SP.
- Santos, A. R. dos, Soares, C. S., Machado, E. A. M, Panhoca, L., & Souza, R. M. de. (2008). Governança corporativa e estrutura de capital: evidências empíricas das empresas de capital aberto presentes no anuário exame Melhores & Maiores de 2006. *Anais do XV Congresso Brasileiro de Custos – Curitiba, PR*. Recuperado de: <https://anaiscbc.emnuvens.com.br/anais/article/view/1343>.
- Shahar, W. S. S., Shahar, Wan S. S., Bahari, N. F., Ahmad, N. W., Faisal, S., & Rafid, N. J. (2015). A review of capital structure theories: *trade-off* theory, *pecking order* theory and market timing theory. *Proceeding of the 2nd International Conference on Management and Muamalah 2015 (2nd ICoMM)*.
- Silva, A. F., & Valle, M. R. (2008). Análise da estrutura de endividamento: um estudo comparativo entre empresas brasileiras e americanas. *Revista de Administração Contemporânea*, 12, 201-229.
- Silva, D. F. A. da (2009). *O Impacto do Corporate Governance na Estrutura de capital*. (Dissertação de Mestrado). Universidade do Porto, Portugal.
- Silva, D.O. P. da, Araújo Junior, I. T. de, & Silva, M. V. B. da. (2015). Pobreza, desigualdade e crescimento: evidências obtidas a partir de painel dinâmico para os estados brasileiros. *Revista Aber*, 11(3), 1-26. Recuperado de: <https://www.revistaaber.org.br/rberu/article/view/37>.
- Silva, D. L. G. (2015). *Contribuição dos efeitos de firma e de indivíduo para os efeitos de localização sobre os salários e para a variação salarial do trabalhador formal do Brasil*. Recuperado de: [www.usp.br/nereus/wp-content/uploads/TD\\_Nereus\\_02\\_2015.pdf](http://www.usp.br/nereus/wp-content/uploads/TD_Nereus_02_2015.pdf).
- Silveira, A. D. M. (2002). *Governança Corporativa, Desempenho e Valor da Empresa no Brasil*. (Dissertação de Mestrado). Faculdade de Economia, Administração e

Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo.

- Silveira, A. (2004). *Governança corporativa e estrutura de propriedade: determinantes e relação com o desempenho das empresas no Brasil*. (Tese de doutorado). Universidade de São Paulo, São Paulo.
- Silveira, A. di M. da, Perobelli, F. F. C., & Barros, L. A. B. de C. (2008). Governança Corporativa e os Determinantes da Estrutura de Capital: Evidências Empíricas no Brasil. *Revista de Administração Contemporânea*, 12(3), 763-788.
- Souza, H. L. (2002). Teoria da Estrutura de Capital das Empresas. *Revista de Contabilidade do Mestrado em Ciências Contábeis da UERJ*, 7(1), p. 10-28.
- Stiglbauer, M. (2011). Impact of capital and ownership structure on corporate governance and performance: Evidence from an insider system. *Problems and Perspectives in Management*, 9(1), 16-23.
- Vieira, K. M., Velasquez, M. D. P., Losekann, V. L. L., & Ceretta, P. S. (2011). A Influência da Governança Corporativa no Desempenho e na Estrutura de Capital das Empresas Listadas na Bovespa. *Revista Universo Contábil*, 7(1), 49-67. ISSN 1809-3337
- Xavier, C. L., & Marçal, E. F. (2004). O Impacto da Composição Setorial dos Fluxos Intra-Setoriais e da Abertura Comercial na Participação de Mercado das Exportações Brasileiras. *Revista Análise Econômica*, 22(4).
- Watts, R.L., & Zimmerman, J. L. (1986). *Positive accounting theory*. New Jersey: Prentice-Hall International.
- Welker, M. (1995). Disclosure policy, information asymmetry, and liquidity in equity markets. *Contemporary Accounting Research*, 11(2), 801-827.
- Wooldridge, J. M. *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*. São Paulo: Thomson-Learning, 2006.

## APÊNDICE 1 - EMPRESAS AMERICANAS DA AMOSTRA, POR SEGMENTO

<b>Segmento Econômica</b>	<b>Empresas - Média da Var. Dependente</b>	<b>Nº de Empresas</b>
Agro e Pesca	Ingredion Inc, Kellogg Co	2
Alimentos e Bebidas	Dr Pepper Snapple Group, Inc, Archer Daniels Midland Co, Bunge Ltd, Anheuser-Busch Inbev S.A., Coca-Cola Enterprises, Inc, Hain Celestial Group Inc, Hershey Co, Coca Cola Co	8
Comércio	Autonation, Inc, Ashland Inc, Express Scripts Holding Co., Group 1 Automotive Inc, Nu Skin Enterprises Inc, Penske Automotive Group, Inc, Reliance Steel & Aluminum Co, Sonic Automotive Inc, Advance Auto Parts Inc, Arrow Electronics Inc, Avnet Inc, Cardinal Health Inc, Grainger W Inc, Hanesbrands Inc, Henry Schein Inc, KAR Auction Services, Inc, Mckesson Corp, Insight Enterprises Inc, Sherwin Williams Co, Sysco Corp, Tractor Supply Co, Wesco Intl Inc	22
Eletroeletrônicos	Ametek Inc, Bio Rad Laboratories Inc, Bruker Corp, Ca, Inc, Danaher Corp, General Electric Company, Harris Corp, Intl Business Machines Corp, Intel Corp, IPG Photonics Corp, Ingersoll-Rand Plc, Mettler Toledo Intl Inc, Roper Technologies Inc, Echostar Corp, Ss&C Technologies Holdings Inc, Thermo Fisher Scientific Inc, Trimble Inc, Texas Instruments Inc, Ultimate Software Group Inc, Varian Medical Systems Inc, Waters Corp, Smith A O Corp, Amphenol Corp, Emerson Electric Co, Flex Ltd., Plexus Corp, Sanmina Corp, Western Digital Corp, Whirlpool Corp	29
Energia Elétrica	American Electric Power Co Inc, AES Corp, Allete Inc, CMS Energy Corp, Centerpoint Energy Inc, Calpine Corp, Covanta Holding Corp, Dominion Resources Inc, DTE Energy Co, Duke Energy Corp, Consolidated Edison Inc, Edison Intl, Eversource Energy, Exelon Corp, Firstenergy Corp, Great Plains Energy Inc, Hawaiian Electric Industries Inc, Idacorp Inc, Alliant Energy Corp, Nextera Energy Inc, Nisource Inc, OGE Energy Corp, PG&E Corp, Public Service Enterprise Group Inc, PNM Resources Inc, Pinnacle West Capital Corp, PPL Corp, Scana Corp, Southern Co, Wec Energy Group, Inc, Westar Energy Inc, Xcel Energy Inc	32
Fundos	American Tower Corp, Crown Castle Intl Corp, Equinix Inc, Iron Mountain Inc, Lamar Advertising Co/New	5
Máquinas Industriais	Dover Corp, Graco Inc, IDEX Corp, Illinois Tool Works Inc, Middleby Corp, Brunswick Corp, Cummins Inc, Flowserve Corp, FMC Technologies Inc, Lincoln Electric Holdings Inc, Lennox Intl Inc, Manitowoc Co Inc, NCR Corp	14
Mineração	Helmerich & Payne, Inc, MDU Resources Group Inc, Martin Marietta Materials Inc, Nabors Industries Ltd, Transocean Ltd., Southern Copper Corp, Seadrill Ltd, Vulcan Materials Co, Schlumberger Limited/NV	9
Minerais não Metálicos	Owens Illinois Inc	1

continuação

Outros	Acadia Healthcare Company, Inc, Alliance Data Systems Corp, American Water Works Company, Inc, CBS Corp, Comcast Corp, Charles River Laboratories Intl Inc, Community Health Systems Inc, Discovery Comm, Inc, Davita Inc, Equifax Inc, Entercom Comm Corp, Amsurg Corp, Fair Isaac Corp, Fidelity National Information Services, Inc., Genpact Ltd, Alphabet Inc, Hyatt Hotels Corp, Johnson Controls Intl Plc, Laboratory Corp Of America Holdings, Lifepoint Health, Inc, Las Vegas Sands Corp, Mcdonalds Corp, Meredith Corp, Altria Group, Inc, Ryder System Inc, Republic Services, Inc, Service Corp Intl, Six Flags Entertainment Corp, Stericycle Inc, Tegna Inc, Total System Services Inc, Universal Health Services Inc, United Rentals Inc, Viacom Inc, Wendy'S Co, Waste Mngmt Inc, Vca Inc, West Pharmaceutical Services Inc, Aqua America Inc, Wyndham Worldwide Corp, Dentsply Sirona Inc, Xerox Corp, Armstrong World Industries Inc, Booz Allen Hamilton Holding Corp, Cooper Tire & Rubber Co, Walt Disney Co, Fleetcor Technologies Inc, HNI Corp, Interpublic Group Of Companies, Inc, Jones Lang Lasalle Inc, Leggett & Platt Inc, Manpowergroup Inc, Mednax, Inc, Omnicom Group Inc, Half Robert Intl Inc, Tupperware Brands Corp, Time Warner Inc, Yum Brands Inc	58
Papel e Celulose	Packaging Corp Of America, Avery Dennison Corp, Graphic Packaging Holding Co, Sonoco Products Co, Domtar Corp	5
Petróleo e Gás	Atmos Energy Corp, Denbury Resources Inc, EQT Corp, Nucor Corp, Range Resources Corp, Spectra Energy Corp, Sempra Energy, UGI Corp, Vectren Corp, WGL Holdings Inc, Williams Companies Inc, CVR Energy Inc, World Fuel Services Corp, Valero Energy Corp, Western Refining, Inc, Exxon Mobil Corp	16
Química	Abbott Laboratories, Albemarle Corp, Alexion Pharmaceuticals Inc, Amgen Inc, Biogen Inc, Dow Chemical Co, Ecolab Inc, Estee Lauder Companies Inc, Gilead Sciences Inc, W R Grace & Co, Johnson & Johnson, Lilly Eli & Co, Merck & Co., Inc, Mylan N.V., Pfizer Inc, Procter & Gamble Co, Praxair Inc, Air Products & Chemicals Inc, Cabot Corp, Church & Dwight Co Inc, Dupont E I De Nemours & Co, Huntsman Corp, Lyondellbasell Industries N.V., PPG Industries Inc	24
Siderurgia e Metalurgia	Crane Co, Corning Inc, Hill-Rom Holdings, Inc, Lam Research Corp, 3M Company, Snap-On Inc, Stryker Corp, Agco Corp, Ball Corp, Parker Hannifin Corp, Silgan Holdings Inc, Stanley Black & Decker, Inc, Terex Corp	13
Software e Dados	Caci Intl Inc, Cerner Corp, Corelogic, Inc, CSG Systems Intl Inc, DST Systems Inc, Henry Jack & Associates Inc, Fiserv Inc	7
Telecomunicações	Centurylink, Inc, Frontier Comm Corp, Level 3 Comm Inc, Windstream Holdings, Inc	4
Têxtil	V F Corp	1

continuação

Transporte e Serviços	Alaska Air Group, Inc, Seacor Holdings Inc /New/, Copa Holdings, CSX Corp, Genesee & Wyoming Inc, Jetblue Airways Corp, Kirby Corp, Southwest Airlines Co, Norfolk Southern Corp, Neustar Inc, Old Dominion Freight Line Inc, Royal Caribbean Cruises Ltd, Skywest Inc, United Continental Holdings, Inc, Landstar System Inc	15
Veículos e peças	Hasbro Inc, Harley Davidson Inc, Orbital ATK, Inc, Triumph Group Inc, Autoliv Inc, Boeing Co, Borgwarner Inc, Honeywell Intl Inc, Oshkosh Corp, Polaris Industries Inc, Visteon Corp	11
<b>Segmento Econômica</b>	<b>Empresa - Média do Log do Ativo</b>	<b>Nº de Empresas</b>
Agro e Pesca	Ingredion Inc, Kellogg Co	2
Alimentos e Bebidas	Archer Daniels Midland Co, Bunge Ltd, Anheuser-Busch Inbev S.A., Coca Cola Co, Mondelez Intl, Inc, Molson Coors Brewing Co, Tyson Foods Inc, Coca-Cola Enterprises, Inc, Dr Pepper Snapple Group, Inc, Flowers Foods Inc, Hain Celestial Group Inc, Hershey Co	12
Comércio	Arrow Electronics Inc, Avnet Inc, Cardinal Health Inc, CVS Health Corp, Express Scripts Holding Co., Mckesson Corp, Sysco Corp, Te Connectivity Ltd., Advance Auto Parts Inc, Autonation, Inc, Group 1 Automotive Inc, Grainger W Inc, Hanesbrands Inc, Henry Schein Inc, KAR Auction Services, Inc, LKQ Corp, Insight Enterprises Inc, Nu Skin Enterprises Inc, Penske Automotive Group, Inc, Reliance Steel & Aluminum Co, Sonic Automotive Inc, Sherwin Williams Co, Tractor Supply Co, Wesco Intl Inc	24
Eletroeletrônicos	Ca, Inc, Danaher Corp, Emerson Electric Co, Flex Ltd., General Electric Company, Intl Business Machines Corp, Intel Corp, Ingersoll-Rand Plc, Thermo Fisher Scientific Inc, Texas Instruments Inc, Whirlpool Corp, Ametek Inc, Smith A O Corp, Amphenol Corp, Bio Rad Laboratories Inc, Bruker Corp, Fossil Group, Inc, IPG Photonics Corp, Mettler Toledo Intl Inc, Regal Beloit Corp, Plexus Corp, Rockwell Automation Inc, Sanmina Corp, Echostar Corp, Spectrum Brands Holdings, Inc, Ss&C Technologies Holdings Inc, Trimble Inc, Ultimate Software Group Inc, Varian Medical Systems Inc, Waters Corp	30
Energia Elétrica	American Electric Power Co Inc, AES Corp, CMS Energy Corp, Centerpoint Energy Inc, Calpine Corp, Dominion Resources Inc, DTE Energy Co, Duke Energy Corp, Consolidated Edison Inc, Edison Intl, Eversource Energy, Exelon Corp, Firstenergy Corp, Nextera Energy Inc, Nisource Inc, PG&E Corp, Public Service Enterprise Group Inc, Pinnacle West Capital Corp, PPL Corp, Scana Corp, Southern Co, Wec Energy Group, Inc, Xcel Energy Inc, Allete Inc, Covanta Holding Corp, Idacorp Inc, PNM Resources Inc	27
Fundos	American Tower Corp, Crown Castle Intl Corp, Iron Mountain Inc, Lamar Advertising Co/New	4
Máquinas Industriais	Caterpillar Inc, Cummins Inc, Eaton Corp Plc, Illinois Tool Works Inc, Brunswick Corp, Colfax Corp, Flowserve Corp, FMC Technologies Inc, Graco Inc, IDEX Corp, Lincoln Electric Holdings Inc, Lennox Intl Inc, Middleby Corp, Manitowoc Co Inc, NCR Corp, Oil States Intl, Inc, Westinghouse Air Brake Technologies Corp	17

		continuação
Mineração	Transocean Ltd., Seadrill Ltd, Schlumberger Limited/NV, Compass Minerals Intl Inc, Helmerich & Payne, Inc, MDU Resources Group Inc, Martin Marietta Materials Inc, Vulcan Materials Co	8
Minerais não Metálica	Owens Illinois Inc	1
Outros	American Water Works Company, Inc, CBS Corp, Comcast Corp, Community Health Systems Inc, Walt Disney Co, Discovery Comm, Inc, Fidelity National Information Services, Inc, Alphabet Inc, Interpublic Group Of Companies, Inc, Johnson Controls Intl Plc, Las Vegas Sands Corp, Mcdonalds Corp, Altria Group, Inc, Omnicom Group Inc, Republic Services, Inc, Time Warner Inc, Viacom Inc, Waste Mngmt Inc, Xerox Corp, Acadia Healthcare Company, Inc, Armstrong World Industries Inc, Booz Allen Hamilton Holding Corp, Charles River Laboratories Intl Inc, Cooper Tire & Rubber Co, Equifax Inc, Entercom Comm Corp, Amsurg Corp, Fair Isaac Corp, Fleetcor Technologies Inc, Genpact Ltd, Hyatt Hotels Corp, HNI Corp, Jones Lang Lasalle Inc, Leggett & Platt Inc, Lifepoint Health, Inc, Manpowergroup Inc, Mednax, Inc, Meredith Corp, Newell Brands Inc, Half Robert Intl Inc, Six Flags Entertainment Corp, Stericycle Inc, Total System Services Inc, Tupperware Brands Corp, Universal Health Services Inc, Viad Corp, Wendy'S Co, Vca Inc, West Pharmaceutical Services Inc, Aqua America Inc, Wyndham Worldwide Corp, Dentsply Sirona Inc, Yum Brands Inc	53
Papel e Celulose	Intl Paper Co /New/, Avery Dennison Corp, Bemis Co Inc, Graphic Packaging Holding Co, Packaging Corp Of America, Sonoco Products Co, Domtar Corp	7
Petróleo e Gás	Nucor Corp, Oneok Inc /New/, Spectra Energy Corp, Sempra Energy, Valero Energy Corp, Williams Companies Inc, Exxon Mobil Corp, Atmos Energy Corp, CVR Energy Inc, World Fuel Services Corp, Range Resources Corp, Vectren Corp, WGL Holdings Inc, Western Refining, Inc	14
Química	Abbott Laboratories, Amgen Inc, Air Products & Chemicals Inc, Bristol Myers Squibb Co, Dupont E I De Nemours & Co, Dow Chemical Co, Ecolab Inc, Gilead Sciences Inc, Johnson & Johnson, Lilly Eli & Co, Lyondellbasell Industries N.V., Merck & Co., Inc, Mylan N.V., Pfizer Inc, Procter & Gamble Co, Potash Corp Of Saskatchewan Inc, PPG Industries Inc, Praxair Inc, Albemarle Corp, Cabot Corp, Celanese Corp, Church & Dwight Co Inc, Estee Lauder Companies Inc, W R Grace & Co, Intl Flavors & Fragrances Inc	25
Siderur e Metalurgia	Corning Inc, 3M Company, Parker Hannifin Corp, Stanley Black & Decker, Inc, Stryker Corp, Agco Corp, Rockwell Collins Inc, Crane Co, Hill-Rom Holdings, Inc, Lam Research Corp, Silgan Holdings Inc, Snap-On Inc, Terex Corp, Valmont Industries Inc, 3M Company, Parker Hannifin Corp, Stanley Black & Decker, Inc, Stryker Corp, Agco Corp, Rockwell Collins Inc, Crane Co, Hill-Rom Holdings, Inc, Lam Research Corp, Silgan Holdings Inc, Snap-On Inc, Terex Corp, Valmont Industries Inc	14
Software e Dados	Caci Intl Inc, Cerner Corp, Corelogic, Inc, CSG Systems Intl Inc, DST Systems Inc, Fiserv Inc, Henry Jack & Associates Inc	7
Telecomunicações	Centurylink, Inc, Frontier Comm Corp, Level 3 Comm Inc, AT&T Inc, Verizon Comm Inc, Windstream Holdings, Inc	6

continuação

---

Têxtil	Under Armour, Inc	1
Transporte e Serviços	CSX Corp, Southwest Airlines Co, Norfolk Southern Corp, Royal Caribbean Cruises Ltd, United Continental Holdings, Inc, United Parcel Service Inc, Alaska Air Group, Inc, Seacor Holdings Inc /New/, Copa Holdings, Genesee & Wyoming Inc, Jetblue Airways Corp, Kirby Corp, Landstar System Inc, Matson, Inc, Neustar Inc, Old Dominion Freight Line Inc, Skywest Inc	17
Veículos e peças	Boeing Co, Honeywell Intl Inc, Textron Inc, United Technologies Corp, Autoliv Inc, Borgwarner Inc, Hasbro Inc, Orbital ATK, Inc, Oshkosh Corp, Triumph Group Inc, Polaris Industries Inc, Visteon Corp	12

---

**APÊNDICE 2 - EMPRESAS BRASILEIRAS DA AMOSTRA, POR SEGMENTO**

<b>Segmento Econômica</b>	<b>Empresas - Média da Var. Dependente</b>	<b>Nº de Empresas</b>
Agro e Pesca	SLC Agrícola	1
Alimentos e Bebidas	Ambev S/A, BRF SA, JBS, M.Diasbranco, Marfrig	5
Comércio	Lojas Marisa, B2W Digital, Dufry Ag, Lojas Americ, RaiaDrogasil	5
Construção	Cyrela Realt, Direcional, Even, Eztec, Helbor, JHSF Part, MRV, Rodobensimob	8
Energia Elétrica	Cesp, Cemig, Coelce, CPFL Energia, Copel, Engie Brasil, Eletropaulo, Energias BR, Equatorial, Light S/A	10
Máquinas Industriais	Weg	1
Minerais não Metálicos	Eternit	1
Outros	Aliansce, BR Malls Par, Csu Cardsyst, Copasa, Dasa, Duratex, Estacio Part, Eucatex, Fleury, Generalshopp, Hypermarchas, Iguatemi, Multiplan, Localiza, Sanepar, Sabesp, Sao Carlos	17
Papel e Celulose	Fibria, Suzano Papel	2
Química	Braskem, Fer Heringer	2
Siderurgia e Metalurgia	Kepler Weber	1
Software e Dados	Totvs	1
Telecomunicações	Oi, Tim, Telefônica	3
Têxtil	Alpargatas, Grendene, Le Lis Blanc	3
Transporte e Serviços	CCR SA, Ecorodovias, JSL, Tegma	4
Veículos e peças	Embraer, Iochp-Maxion, Marcopolo, Randon Part	4