ASSIMETRIA DE INFORMAÇÃO VERSUS ESTRUTURA DE CAPITAL: um estudo comparativo entre empresas brasileiras e norte-americanas

INFORMATION ASSIMETRY VERSUS CAPITAL STRUCTURE: a comparative study between Brazilian and North American companies

RESUMO

A estrutura de capital vem sendo estudada desde meados dos anos 1950, e passou, ao longo das décadas, por diversas abordagens de estudo. Uma delas é a que analisa a influência da assimetria de informação na estrutura de capital das organizações, conforme discutido por Myers (1984) e Myers e Majluf (1984). Diante disso, para 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, com amostras segregadas, modelando-se variáveis ligadas à assimetria de informação para verificação se elas influenciaram, ou não, o endividamento das empresas analisadas. Como principais resultados, verificou-se inicialmente que a maior parte dos coeficientes associados às variáveis modeladas se mostrou estatisticamente significativo, porém, com baixo poder explicativo, dado o reduzido coeficiente retornado na regressão. Além disso, verificou-se que tanto para as empresas brasileiras quanto que para as norte-americanas, as variáveis ligadas à assimetria de informação mostraram-se determinantes no endividamento empresarial, porém, com sinais nem sempre de acordo com o esperado pela teoria de *pecking-order*. Por fim, concluiu-se que a teoria de *pecking-order* é a que ofereceu o melhor conjunto explicativo para o endividamento das empresas norte-americanas, enquanto que para as empresas brasileiras, parece ser um mix da teoria de *pecking-order* e da *trade-off* o que oferece a melhor explicação para o endividamento das companhias analisadas.

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

ABSTRACT

The capital structure has been studied since the mid-1950s, and has gone through several decades of study approaches. One of them is the one that analyzes the influence of information asymmetry on the capital structure of organizations, as discussed by Myers (1984) and Myers and Majluf (1984). Therefore, in order to verify the influence of the asymmetry on the capital structure of the Brazilian and North American companies from 2011 to 2015, a panel data analysis was performed with segregated samples, modeling variables related to information asymmetry for verification whether or not they influenced the indebtedness of the companies analyzed. As main results, it was initially verified that most of the coefficients associated to the modeled variables were statistically significant, but with low explanatory power, given the reduced coefficient returned in the regression. In addition, it was found that for both Brazilian and US firms, the variables related to information asymmetry were determinants of corporate indebtedness, however, with signs not always in line with what was expected by the pecking-order theory. Finally, it was concluded that the pecking-order theory is the one that offered the best explanatory set for the indebtedness of US companies, whereas for Brazilian companies it seems to be a mix of pecking-order and trade-off theory which offers the best explanation for the indebtedness of the companies analyzed.

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

# 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. Por isso, 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 maneira como as empresas utilizam capital próprio e capital de terceiros para financiar os seus ativos (BRITO; CORRAR; BATISTELLA, 2006), e o tema possui diversas abordagens. Para fins deste estudo, interessa a análise da assimetria de informação e sua influência sobre a estrutura de capital, tema esse puxado, especialmente, por Myers (1984) e Myers e Majluf (1984), principais autores que discutem o tema interesse do estudo.

Dado que a assimetria de informações se refere a uma importante falha de mercado, o tema desperta interesse nos estudos acerca da estrutura de capital, visto que influencia a estrutura de endividamento das organizações, em especial pela incidência de custos relativos à seleção adversa.

Diante disso, o estudo visa responder à seguinte questão 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?

Como objetivos a serem alcançados, tem-se como objetivo geral verificar a influência exercida pela assimetria de informação nas decisões de estrutura de capital de empresas brasileiras e americanas de capital aberto. Como objetivos específicos almeja-se: 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; e finalmente 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*.

Dada a escassez de estudos que realizam tal análise comparativa, e dadas as contribuições que os resultados podem gerar a acionistas, investidores, gestores, governo, e demais interessados nas empresas, entende-se que o trabalho é relevante e pode oferecer sua contribuição para a melhor compreensão da influência da assimetria de informações na estrutura de capital, oferecendo evidências que contribuam com a tomada de decisão na seara de financiamento, bem como contribuindo para uma maior compreensão do comportamento do endividamento empresarial e dos fatores que exercem influência sobre ele.

O artigo possui a seguinte estrutura: na seção 2 apresenta-se a revisão de literatura, na seção 3 os delineamentos metodológicos do artigo, na seção 4 os resultados, e por fim na seção 5 as considerações finais.

# REVISÃO DE LITERATURA

Nesta seção apresentam-se os principais estudos, bem como os seminais, relativos à estrutura de capital e assimetria de informações, temas de interesse do trabalho.

## Estrutura de capital: AUTORES CLÁSSICOS

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.

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. Por conta disso, conforme argumentam Santos et al. (2014), nessa visão, as fontes de recursos das empresas eram irrelevantes para o valor das mesmas, sendo que somente o desempenho dos investimentos explicaria o valor de mercado da firma.

Na abordagem de Modigliani e Miller, portanto, o valor da empresa independe da forma como seus ativos são financiados, estando relacionado unicamente com o retorno esperado dos projetos da firma. Segundo Modigliani e Miller (1958), “*That is, the market value of any firm is indepedent of its capital structure and is given by capitalizing its expected return at the rate Pk appropriate to its class*”.

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. A segunda é que o custo do capital próprio da empresa aumenta em razão do seu grau de endividamento. E a terceira e última proposição é de que o valor total de mercado de uma empresa é independente da sua política de dividendos. Ocorre que o trabalho em questão sofreu diversas críticas à época da sua publicação, o que fez com que Modigliani e Miller revisitassem seu trabalho original e, em 1963, reeditaram o escrito para reconhecer que os benefícios tributários da dívida são sim capazes de afetar o valor da empresa.

Além das abordagens clássicas, tem-se na linha de finanças as abordagens ligadas à teoria trade-off, pecking order e a abordagem *market timing*, que serão discutidas sucintamente a seguir.

## Trade-off theory

A teoria de *trade-off* não possui, objetivamente, um autor que se possa atribuir sua autoria. Trata-se de uma construção, que tem como grandes 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.

Nesse sentido, 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.

No entanto, essa estrutura de capital alvo não é estática e precisa ser constantemente calibrada, 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 de *trade-off*. A *dynamic* *trade-off* 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).

O oposto da *trade-off* dinâmica é a abordagem estática da teoria, que aduz que as empresas buscam alcançar um nível ótimo de endividamento que maximizaria seu valor final no ponto em que as empresas conseguissem balancear os benefícios da dívida com seus custos. No entanto, nessa abordagem, caso houvessem desvios em relação a esse nível ótimo de endividamento, a empresa deveria fazer a devida correção, retomando-o novamente. 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.

## Pecking order theory

A sistematização da teoria *pecking order* é atribuída a Myers e Majluf (1984), que iniciaram suas discussões. Para Myers e Majluf (1984, p. 6), “*managers has 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*”.

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), a ordem hierárquica de fontes de financiamento sugere que as empresas financiem suas atividades por meio dos seus lucros retidos precipuamente. Como segunda opção utilizem a captação de recursos onerosos no mercado pela assunção de dívidas. E como última opção realizem a emissão de 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.

Analisando esse contraponto entre a teoria *trade-off* e a *pecking order*, Jibran 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.

## 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.* 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*”.

Por isso, a literatura empreende estudos para analisar a influência do Market timing na estrutura de capital das organizações, concluindo, como por exemplo, em Albanez (2012), que quanto maior o custo de capital próprio da empresa, 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. Portanto, 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.

# 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 HIPÓTESE DA PESQUISA

Com base em estudos anteriores, como Albanez (2008), Cândido (2010) e Medeiros (2013), a hipótese proposta é:

*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.*

3.2 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 podem 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, e os dados da amostra foram coletados na base de dados Economática.

## 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](https://www.nyse.com/)). Do Brasil, a amostra foi composta, inicialmente, por 132 (cento e trinta e duas) empresas, e dos Estados Unidos 472 (quatrocentos e setenta e duas) empresas, distribuídas em um painel de dados balanceado. A amostra foi subdividida em sub-amostras, segregadas de acordo com a variável “tamanho”. Isso resultou em duas sub-amostras brasileiras, com 63 e 49 empresas, e em duas sub-amostras norte-americanas, com 191 e 228 empresas. A diferença entre o número inicial de empresas, e o número de empresas das sub-amostras se deve ao fato de que várias empresas ficaram com dados, em algum dos períodos da análise (2011 a 2015), tanto no grupo das empresas com valores acima quanto abaixo da média do ativo total (tamanho, utilizado para separar as empresas), sendo que, nesse caso, optou-se por excluí-las da sub-amostra, reduzindo o número em relação à amostra inicial.

Saliente-se também que o número de empresas brasileiras e norte-americanas é diferente visto que o número de empresas listadas na bolsa brasileira é bastante inferior ao número de emrpesas listadas na bolsa americana, e realizados os ajustes e cortes na amostra necessários ao estudo, chegou-se a um número diferente de empresas para cada país. Por fim, não vislumbrou-se a necessidade de trabalhar com o mesmo número de empresas em cada sub-amostra, pois, salvo melhor juízo, isso em nada acrescentaria às análises realizadas no estudo.

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.

A variável dependente utilizada é representativa da alavancagem das empresas. Por critério da pesquisa, utilizou-se a relação entre o passivo oneroso de curto prazo e o ativo total (POcp/A). O endividamento utilizado na pesquisa é composto por financiamentos de curto prazo, por conveniência. 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 das empresas da amostra no tempo e no espaço.

## VARIÁVEIS 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 1.

Quadro 1. Variáveis da pesquisa

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Dimensão** | **Indicador** | **Fórmula/Operac.** | **Relação Esperada** | **Autores/Fonte** |
| Dependente | End it = Indicador de endividamento | FinCP/Ativo Total | ----------- | Albanez (2008); Cândido (2010). |
| **VARIÁVEIS EXPLICATIVAS** | | | | |
| Explicativa:  Variável de Controle | Rentabilidade | LAJ/Ativo | Negativa | Albanez (2008); Cândido (2010). |
| Explicativa:  Variável de Controle | Tamanho | Logaritmo Natural de Vendas Líquidas ou Logaritmo Natural do Ativo | Negativa | Albanez (2008); Cândido (2010). |
| Explicativa  Variável de Controle | Tangibilidade | At. Imob. / At. Total | Positiva | Albanez (2008); Cândido (2010);  Frank e Goyal (2003). |
| Explicativa  Variável de Controle | Oportunidade de crescimento *(Market to Book Value Ratio)* | Cotação ação / V. Pat. Ação | Negativa | Albanez (2008); Cândido (2010). |
| Explicativa Variável de Controle | Risco | Risco = Desvio Padrão (LAJIR / A) | Negativa | Albanez (2008); Cândido (2010). |
| Explicativa  Proxy para Assimetria | Liquidez em bolsa |  | Negativa | Albanez (2008). |
| Explicativa  Proxy para Assimetria | Volatilidade |  | Negativa | Albanez (2008). |
| Explicativa  Proxy para Assimetria | Intensidade de negócio | Intensidade de negócio = Qtde de Negócios / Qtde de títulos da empresa | Negativa | Albanez (2008). |
| Explicativa  Proxy para Assimetria | Bid-ask spread |  | Positiva | Boone (1998);  Oliveira, Paulo e Martins (2013). |
| **VARIÁVEIS *DUMMIES*** | | | | |
| Explicativa Proxy para Assimetria | 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 | Albanez (2008). |

Fonte: dados da pesquisa (2017).

## MODELO ECONOMÉTRICO

Seguindo as diretrizes da literatura, optou-se por rodar dois modelos distintos para cada país, tendo cada um deles como variável dependente a relação entre o passivo oneroso de curto prazo e o ativo. Ainda, o modelo conta com uma variável *dummy*. Sobre ela, é importante destacar que para esse tipo de variável, testa-se 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. Os modelos propostos são:

Empresas brasileiras:

Modelo 1:

Empresas norte-americanas:

Modelo 2:

Como já informado, as variáveis foram coletadas na base de dados Economática, que em grande parte já oferece as variáveis prontas, sem necessidade de construção da variável a partir de dados.

Por fim, os modelos são diferentes para cada país dado que o número de variáveis ligadas à assimetria disponíveis para as empresas brasileiras é bastante maior do que as disponíveis para as empresas norte-americanas. Portanto, quando a variável brasileira não possuía correspondente para as empresas americanas, na tabela relativa à regressão ela foi assinalada com a sigla N/D (não disponível).

**4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS**

Esse estudo tem por objetivo analisar a influência da assimetria de informações sobre a estrutura de capital das empresas brasileiras e norte-americanas no período de 2011 a 2015, traçando um paralelo entre os resultados, identificando similaridades e discrepâncias.

Antes de avaliarmos os resultados estatísticos, chamamos a atenção para a diferença entre as médias amostrais das principais variáveis do modelo, a começar pela variável dependente. Em relação às empresas norte-americanas, a média da variável dependente (endividamento de curto prazo) foi de 0,03 (amostra com empresas grandes) e também de 0,03 (amostra com empresas pequenas), enquanto que a média do endividamento das empresas brasileiras foi de 0,06 (empresas grandes) e 0,14 (empresas pequenas). A diferença verificada é imensa, o que sugere que as grandes empresas brasileiras possuem um endividamento de curto prazo, na média, quase duas vezes superior ao endividamento de curto prazo das grandes empresas norte-americanas. Isso pode sugerir que, dadas as maiores facilidades na economia norte-americana, e o menor custo de captação de recursos, que as empresas estrangeiras prefiram recursos de longo prazo para financiar suas operações, operando com um volume de dívidas no curto prazo menor, conforme verificado. No caso do Brasil, dadas as elevadas taxas de juros da economia, quanto maior o prazo do empréstimo, maior o custo do capital, o que talvez explique a preferência de um elevado número de empresas optar pelo financiamento de curto prazo, visando reduzir o custo total do recurso captado.

Ainda analisando descritivamente as variáveis de interesse do estudo, no geral as variáveis apresentaram médias semelhantes entre os dois países. Curioso, no entanto, notar que a rentabilidade das empresas norte-americanas foi bastante superior à das empresas brasileiras. Enquanto que nas duas sub-amostras norte-americanas a rentabilidade foi, na média, de 0,8, a rentabilidade das empresas brasileiras foi de 0,06 para as grandes empresas e 0,03 para as pequenas, o que sugere que o ambiente econômico norte-americano propicia possibilidades para obtenção de maiores ganhos pelas empresas do que no hostil ambiente empresarial brasileiro.

Chama atenção a média da tangibilidade dos ativos para as grandes empresas norte-americanas, que foi de 0,37, enquanto que para as empresas menores dos EUA e as brasileiras a média ficou bastante abaixo de 0,30. Esse dado pode sugerir que as maiores empresas estrangeiras lisadas na amostra possuem, em média, mais ativos físicos do que as empresas brasileiras e também as empresas norte-americanas de menor porte, dado o grau de tangibilidade dos ativos verificado. Considerando que a teoria preconiza que quanto mais ativos tangíveis para oferecimento de garantia maior é a propensão para o endividamento, pelo menos quanto às dívidas de curto prazo esse enunciado mostrou não se aplicar, no geral, para as empresas americanas, dados seus baixos níveis de dívida na amostra.

Quanto ao tamanho, curiosamente, o tamanho média das empresas não é muito diferente, o que permite inferir que as empresas brasileiras estão, em termos de magnitude, no mesmo patamar que as empresas norte-americanas, não havendo grandes diferenças entre as empresas da amostra.

As estatísticas descritivas de algumas das variáveis listadas podem ser observadas na tabela 1, abaixo.

Tabela 1: estatísticas descritivas (continua)

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **CIAS BR ACIMA MÉDIA** | | | | | | |
|  | FINCP | BD | INT | RENT | TAM | TANG |
| Mean | 0,06 | 0,57 | 1.121.731,00 | 0,06 | 7.015.441,00 | 0,26 |
| Median | 0,04 | 0,47 | 2.632.623,00 | 0,07 | 6.947.827,00 | 0,21 |
| Maximum | 0,47 | 1.856.761,00 | 6.340.193,00 | 0,42 | 8.236.022,00 | 0,85 |
| Minimum | 0,00 | 0,15 | 0,44 | -1.016.430,00 | 6.437.459,00 | 0,00 |
| Std. Dev. | 0,05 | 0,32 | 4.923.739,00 | 0,12 | 0,40 | 0,23 |
| Observations | 315,00 | 315,00 | 315,00 | 315,00 | 315,00 | 315,00 |
| **CIAS BR ABAIXO MÉDIA** | | | | | | |
|  | FINCP | BD | INT | RENT | TAM | TANG |
| Mean | 0,14 | 0,62 | 5.712.186,00 | 0,03 | 5.690.918,00 | 0,21 |
| Median | 0,08 | 0,55 | 2.761.876,00 | 0,06 | 5.803.860,00 | 0,16 |
| Maximum | 1.556.916,00 | 1.709.091,00 | 2.214.868,00 | 0,50 | 6.426.225,00 | 0,88 |
| Minimum | 0,00 | 0,20 | 0,27 | -1.443.117,00 | 3.920.541,00 | 0,00 |
| Std. Dev. | 0,16 | 0,32 | 1.867.682,00 | 0,21 | 0,50 | 0,22 |
| Observations | 245,00 | 245,00 | 245,00 | 245,00 | 245,00 | 245,00 |
| **CIAS EUA ACIMA MÉDIA** | | | | | | |
|  | FINCP | BD | INT | RENT | TAM | TANG |
| Mean | 0,03 | 0,35 | 231.027,60 | 0,08 | 7.434.754,00 | 0,37 |
| Median | 0,02 | 0,31 | 146.440,40 | 0,07 | 7.367.169,00 | 0,32 |
| Maximum | 0,25 | 1.401.337,00 | 1.824.566,00 | 0,45 | 8.855.666,00 | 0,90 |
| Minimum | 0,00 | 0,11 | 9.300.954,00 | -1.089.993,00 | 6.892.484,00 | 0,01 |
| Std. Dev. | 0,03 | 0,18 | 246.630,20 | 0,08 | 0,37 | 0,26 |
| Observations | 955,00 | 955,00 | 955,00 | 955,00 | 955,00 | 955,00 |
| **CIAS EUA ABAIXO MÉDIA** | | | | | | |
|  | FINCP | BD | INT | RENT | TAM | TANG |
| Mean | 0,03 | 0,46 | 36.496,92 | 0,08 | 6.428.697,00 | 0,26 |
| Median | 0,01 | 0,39 | 26.320,48 | 0,07 | 6.488.396,00 | 0,20 |
| Maximum | 0,44 | 1.972.541,00 | 245.078,70 | 0,60 | 6.883.491,00 | 0,92 |
| Minimum | 0,00 | 0,11 | 3.207.885,00 | -1.404.296,00 | 0,70 | 0,00 |
| Std. Dev. | 0,06 | 0,24 | 35.718,84 | 0,12 | 0,36 | 0,20 |
| Observations | 1.140,00 | 1.140,00 | 1.140,00 | 1.140,00 | 1.140,00 | 1.140,00 |

Fonte: resultados da pesquisa (2017).

Saliente-se que, como dito na metodologia, foi empregada uma variável binária para as empresas brasileiras (sem correspondente para as norte-americanas) relativa à indicação ao Troféu Transparência da ANEFAC, variável essa empregada como *proxie* para assimetria de informação, e que em relação a ela, foram 61 observações em que se verificou empresas indicadas ao referido prêmio. Isso não significa, necessariamente, que se tratam de 61 empresas diferentes, pois em várias ocasiões uma mesma empresa foi indicada como finalista do referido prêmio por mais de um ano, como, por exemplo, a SABESP, finalista em mais de uma oportunidade, a CEMIG, dentre outras.

Passando agora para as regressões, elas são indicadas, tanto para empresas brasileiras, quanto para as norte-americanas, na Tabela 2 a seguir.

Tabela 2: Resultado da regressão

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Variável Dependente: FIN\_CP/ATTOTAL | | | | | | | | | | | | |
| Método de Estimação: Panel EGLS (Cross-section weights) | | | | | | | | | | | | |
| Período: 2011 a 2015 (5 períodos) | | | | | | | | | | | | |
| Modelo: Efeito Fixo | | | | | | | | | | | | |
| - | **BR. ACIMA DA MÉDIA** | | | **BR. ABAIXO DA MÉDIA** | | | **EUA ACIMA DA MÉDIA** | | | **EUA ABAIXO DA MÉDIA** | | |
| **Variable** | **Coef.** | **Std. E.** | **Prob.** | **Coef.** | **Std. E.** | **Prob.** | **Coef.** | **Std. E.** | **Prob.** | **Coef.** | **Std. E.** | **Prob.** |
| C | 0,06 | 0,05 | 0,22 | 0,59 | 0,16 | 0,00 | 0,04 | 0,01 | 0,00 | 0,05 | 0,00 | 0,00 |
| BD | 0,01 | 0,00 | 0,00 | 0,01 | 0,01 | 0,25 | 0,00 | 0,00 | 0,63 | 0,00 | 0,00 | 0,22 |
| INT | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,07 | 0,00 | 0,00 | 0,39 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| OPCRESC | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,10 | 0,00 | 0,00 | 0,99 | 0,00 | 0,00 | 0,02 |
| RENT | 0,02 | 0,01 | 0,00 | 0,03 | 0,02 | 0,09 | -0,01 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,01 |
| TAM | 0,00 | 0,01 | 0,68 | -0,08 | 0,03 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 1,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| TANG | -0,01 | 0,02 | 0,50 | -0,07 | 0,02 | 0,00 | -0,01 | 0,01 | 0,10 | 0,01 | 0,00 | 0,00 |
| LIQ | 0,00 | 0,00 | 0,25 | 0,01 | 0,00 | 0,00 | N/D | N/D | N/D | N/D | N/D | N/D |
| RISCO | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,65 | N/D | N/D | N/D | N/D | N/D | N/D |
| TROF | 0,00 | 0,00 | 0,51 | -0,01 | 0,00 | 0,01 | N/D | N/D | N/D | N/D | N/D | N/D |
| VOL | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,60 | N/D | N/D | N/D | N/D | N/D | N/D |
| Nº de empresas/Observações | 63/315 | | | 49/245 | | | 191/955 | | | 228/1140 | | |
| R² | 0,83 | | | 0,92 | | | 0,88 | | | 0,92 | | |
| R² Ajustado | 0,77 | | | 0,89 | | | 0,85 | | | 0,90 | | |
| Teste de Aderência do Modelo (teste F) | 16,00. Prob. 0,00 | | | 35,18. Prob. 0,00 | | | 28,61. Prob. 0,00 | | | 45,79. Prob. 0,00 | | |
| Teste para Efeito Fixo nas cross-sections | Teste F = 16,60  Prob. 0,00. GL: (62, 242) | | | Teste F = 40,40  Prob. 0,00. GL: (48, 186) | | | Teste F = 24,42  Prob. 0,00. GL: (190, 758) | | | Teste F = 45,03  Prob. 0,00. GL: (227, 906) | | |
| Teste de Hausmann para Efeito Aleatório | Chi-Sq: 4,25. Prob. 0,94  GL: (10) | | | Chi-Sq: 48,52. Prob. 0,00  GL: (10) | | | Chi-Sq: 16,59. Prob. 0,01  GL: (6) | | | Chi-Sq: 5,94. Prob. 0,43  GL: (6) | | |
| VARIÁVEIS: C: Constante; BD: Bid Ask; INT: Intensidade do volume de negócios apresentada pela média da quantidade de negócios realizados no período; OPCRESC: Oportunidade de crescimento pela média anual  RENT: Rentabilidade; TAM: Logaritmo neperiano do Ativo total; TANG: Tangibilidade; LIQ: Liquidez em bolsa  RISCO: Risco; VOL: Volatilidade; TROF: Dummy para Troféu Transparência ANEFAC; N/D: Variáveis não disponíveis. | | | | | | | | | | | | |

Fonte: resultados da pesquisa (2017).

Os resultados das regressões apresentados na tabela acima são de modelos de efeito fixo. Saliente-se que o modelo foi rodado utilizando-se a ponderação nas cross-sections (cross-sections weights), o que faz com que o software realize a estimação assumindo a presença da heterocedasticidade nas cross-sections, bem como que existe correlação contemporânea entre as cross-sections (White cross-sections).

Foi realizado o teste F, que testa a aderência do modelo, testando se todos os parâmetros associados aos regressores são simultaneamente iguais a zero, a um determinado nível de significância relevante. Observa-se que, no caso tanto das empresas brasileiras quanto das norte-americanas, modelo de efeito fixo passa pelo teste de aderência ao nível de significância de 1%.

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, conforme indicado acima.

Ao se utilizar dados em painel 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.

Saliente-se que o modelo de efeito fixo “consome” um número considerável de graus de liberdade (é estimado um intercepto para cada empresa), e diante disso, procedeu-se o teste de Hausman para avaliar se a heterogeneidade pode ser captada pelo componente de erro εi (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 (ver Tabela 2), o resultado do teste de Hausman reportado indicou um *p-value* de 0,00 para as empresas brasileiras com valores acima da média da variável tamanho e para as empresas estadunidenses com valores abaixo da média da variável tamanho, 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.

Curioso notar que para as empresas brasileiras com valores acima da média da variável tamanho e norte-americanas com valores abaixo da média da variável tamanho, o teste de Hausman reportou *p-value* de 0,94 e 0,43, respectivamente, o que indica efeito aleatório no modelo. No entanto, o teste F indicou que o modelo é aderente ao efeito fixo. Portanto, diante dessa dicotomia, e por uma questão de coerência com os demais modelos já indicados, adotou-se o modelo de efeito fixo para todas as empresas.

Importante frisar que os modelos apresentados na tabela acima 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.

Passando para a análise dos resultados do modelo, em três dos quatro modelos a constante mostrou-se significativa, sendo que seu coeficiente passou pelo teste t a 1%. No entanto, para as empresas brasileiras com tamanho inferior à média, a constante não se mostrou significativa. Apenas para fins argumentativos, rodando esse modelo com efeito aleatório, a constante passou pelo teste t a 5% de significância com coeficiente positivo, porém, nenhum, repita-se, nenhum coeficiente das variáveis explicativas passou pelo referido teste. Para as empresas brasileiras com tamanho inferior à média do tamanho, o teste de Hausman acusou um modelo com efeito aleatório (*p-value* > 0,05), porém, o teste F acusou um modelo aderente ao de efeito fixo.

O problema de se ter um intercepto que não passa pelo teste t reside no fato de que se trata de um valor estatisticamente não significativo, ou seja, com isso, podemos inferir que o coeficiente da constante é atribuído ao acaso, e não a fatores não controlados no modelo.

Afora isso, tem-se nos modelos das demais sub-amostras constantes altamente significativas. No entanto, os coeficientes das constantes que passam pelo teste t, embora significativos, apresentaram valores baixos. Considerando que as variáveis explicativas apresentaram, igualmente, coeficientes bastante baixos, conforme indicado na tabela 2, acima, era de se esperar que tanto a constante quanto as variáveis explicativas retornassem coeficientes mais altos, ou seja, com maior poder explicativo. Saliente-se que embora fosse de se esperar coeficientes mais robustos, não causa estranheza tal fato, dado que o endividamento empresarial é fenômeno dos mais complexos no campo das finanças corporativas, com ene fatores que interferem na sua dinâmica, sendo pouco provável que um modelo, por mais bem postado que seja, consiga captar de maneira definitiva e cabal todas as variantes que explicam a dívida, o que de certa maneira ajuda a justificar os coeficientes tão baixos retornados pelo modelo de dados em painel.

Seguindo na análise, agora tratando das variáveis explicativas, no caso das empresas brasileiras abaixo da média da variável tamanho, tem-se que 6 das 10 variáveis tiveram coeficientes estatisticamente significantes, todos eles passando pelo teste t a 1%, o que indica altíssima significância. Da mesma forma, 6 variáveis de 10 das empresas brasileiras com valores acima da média da variável tamanho passaram pelo teste t. No modelo para empresas norte-americanas, o resultado se mostrou bastante curioso. Para as empresas dos EUA com valores acima da média da variável tamanho, apenas uma variável explicativa de 6 passou pelo teste t, enquanto que no modelo com empresas cujos valores estavam abaixo da média da variável tamanho 5 de 6 variáveis explicativas passaram pelo teste t, ou seja, apresentaram coeficientes estatisticamente significativos.

Em ambos os modelos, como já mencionado, o coeficiente associado a constante se mostrou o mais representativo, ou seja, com o maior poder explicativo dentre as variáveis modeladas.

Em relação à variável *bid-ask, proxy* para assimetria de informação, seu coeficiente foi estatisticamente significativo apenas no modelo de empresas brasileiras com valores acima da média do tamanho, em que passou pelo teste t a qualquer nível de significância relevante. Em relação ao sinal, o coeficiente associado à variável apresentou relação positiva com a variável dependente, dentro do esperado, pois quanto maior o *spread* da empresa maior tende a ser seu endividamento. Em todos os demais modelos rodados, tal variável não apresentou coeficiente significativo. Infere-se, portanto, que a assimetria de informação, mensurada pelo *bid-ask*, é relevante para a determinação da estrutura de capital das grandes empresas brasileiras, não se mostrando uma variável com grande poder explicativo para empresas menores no contexto brasileiro, tampouco para qualquer tamanho de empresas nos EUA.

Extrapolando um pouco os limites do modelo, e inferindo acerca do resultado da variável, é curioso notar que as duas variáveis *proxies* de assimetria modeladas para as empresas americanas (bid-ask e intensidade do volume de negócios), para empresas acima da média do tamanho (ou seja, grandes empresas), ambas não passam pelo teste t, ou seja, não são relevantes para definição dos níveis de endividamento daquelas empresas, e em relação às empresas com valores inferiores à média da variável tamanho, apenas a variável intensidade do volume de negócios passa pelo teste t. Diante disso, seria, portanto, crível concluir, em absoluto, que a assimetria de informação pouco influencia as empresas daquele país? Acreditamos que não, porém, não há como contrariar o resultado da regressão com os dados analisados para a amostra de empresas e o período aqui discutidos. Além de que, as empresas americanas, como verificado, possuem baixa alavancagem (ao menos as da amostra), o que, em tese, evidencia que são recursos próprios que financiam parte das suas operações. Segundo já constataram Lesmond, O’Connor e Senbet (2008), a substituição do capital de terceiros por capital próprio aumenta a assimetria informacional e, por conseguinte, eleva os custos de liquidez – *bid-ask spread* empresarial, o que contribui como elemento argumentativo para ser pouco crível que a assimetria de informação não seja um parâmetro relevante para tais empresas.

O que talvez contribua para explicar esse resultado seja a grande heterogeneidade das empresas, e o grande número da amostra, pois dificilmente se descartaria, por completo, a influência da assimetria no endividamento empresarial, dada a ampla gama de pesquisas que constataram sua influência no nível de endividamento empresarial. Mesmo com a segregação das empresas em sub-amostras, isso, por si só, não controla todos os efeitos da heterogenia das organizações, o que se mostra um fator que contribui para justificar os resultados obtidos na regressão.

No caso das empresas brasileiras, o resultado apenas confirma a hipótese teórica, pois quanto maior o *spread* verificado nas ações, maior tende a ser o nível de endividamento empresarial. Esse resultado é referendado por vasta literatura. Por exemplo, Lipson e Mortal (2009) verificaram que empresas mais líquidas são menos endividadas do que as demais, tendo em vista que quanto maior a liquidez, menor o custo do seu capital, ou seja, com liquidez maior, optariam por utilizar capital próprio em detrimento do endividamento. Por sua vez, Healy e Palepu (2001) verificaram que quanto menor a assimetria de informações, maior é a liquidez da empresa, dada a redução do risco de seleção adversa. Ou seja, quanto maior o *bid-ask*, maior a assimetria de informações, menor a liquidez da empresa e, consequentemente, maior o seu endividamento. Portanto, o resultado para as empresas do Brasil apenas confirma as evidências teóricas, pelo menos em relação às empresas brasileiras com valores acima da média do tamanho, em que tal variável se mostrou altamente significativa.

A variável intensidade do volume de negócios, que estabelece uma relação entre a quantidade de negócios operados pela empresa e sua quantidade de títulos, teve coeficiente que se mostrou significativo apenas para as maiores empresas brasileiras e para as menores empresas dos EUA. Em ambos os casos o sinal foi positivo, porém, com coeficientes bastante baixos, ou seja, com baixo poder explicativo. Já para as menores empresas brasileiras e as maiores dos EUA, o coeficiente da variável não se mostrou significativo. Com isso, infere-se que o volume de transações realizado pelas empresas constitui um fator determinante para influenciar na sua estrutura de capital apenas para parte das empresas da amostra. Essa variável é bastante modelada em trabalhos da área de finanças corporativas, com os mais diversos resultados retornados. Por exemplo, Cândido (2010), ao modelar tal variável, verificou que ela sequer passou pelo teste t em um dos modelos rodados em seu trabalho, ou seja, que a variável não apresentou coeficiente estatisticamente significativo. Por sua vez, o resultado verificado para a amostra contraria o resultado encontrado por Albanez (2008), que a intensidade de negócios apresentou coeficiente positivo, estatisticamente significativo na análise de curto prazo, porém, não representativo para oferecer uma grande contribuição para explicação do modelo.

Para essa variável, se esperava uma relação negativa da intensidade do volume de negócios com o endividamento, já que quanto maior o volume de negócios, maior a liquidez da empresa e, consequentemente, menor sua dependência do capital de terceiros, porém, os resultados, quando estatisticamente significativos, não conduziram a essa premissa, visto que apresentaram coeficiente com sinal positivo quando significativos. Como dito, questões como tamanho expressivo da amostra, e sua heterogeneidade podem conduzir à baixa significância de algumas variáveis e a sinais diferentes dos esperados, como ora verificado.

Outra variável modelada foi a oportunidade de crescimento, que é dada pela relação entre o valor da cotação da ação da empresa e seu valor patrimonial. Para Daher (2004), é de se esperar que empresas com maiores oportunidades de crescimento tenham um nível de endividamento mais baixo, porque o peso das dívidas pode levá-las a ter que diminuir a velocidade com que esperavam crescer e também porque estas empresas geram maior percepção de risco, forçando-as a trabalhar com maior volume de capital próprio.

Complementando esse entendimento, Kirch (2008) esclarece 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, não desperdiçando, assim, uma boa oportunidade de negócio futuro.

Para as empresas brasileiras, o coeficiente da variável em questão passou pelo teste t apenas para as maiores empresas da amostra, qual sejam, aquelas que apresentaram valores acima média para a variável tamanho. No entanto, o coeficiente retornado na regressão foi muito baixo, o que evidencia uma variável altamente significativa do ponto de vista estatístico, porém, pouco explicativa do ponto de vista econômico, dado que o coeficiente da variável, retornado na regressão foi muito baixo (0,00 arredondado). Quanto ao sinal, o coeficiente associado à variável retornou sinal positivo, diverso do esperado, já que, conforme evidencia a teoria, empresas com melhores oportunidades de crescimento tenderiam a manter menores níveis de endividamento, porém, essa premissa não se confirmou para as grandes empresas brasileiras desta amostra.

Para as empresas brasileiras de menor porte, a variável se mostrou estatisticamente não significativa (*p-value* de 0,10). Para essa variável, Couto e Ferreira (2010) também verificaram coeficientes sem significância estatística para a estrutura de capital de empresas do Mercado de Capitais português. Por sua vez, Albanez e Valle (2009) também modelaram tal variável em estudo visando verificar os impactos da assimetria de informação na estrutura de capital de empresas brasileiras abertas e, em todos os modelos rodados, o coeficiente associado à variável não passou pelo teste t.

Para as empresas norte-americanas, o cenário retornado na regressão foi parecido com o verificado nas empresas brasileiras. Para as grandes empresas americanas, o coeficiente associado à variável não apresentou significância estatística, enquanto que para as empresas com valores inferiores à média da variável tamanho, o coeficiente associado à variável retornou valor altamente significativo, porém, com baixa relevância econômica, dado que o coeficiente retornado foi de 0,00 (arredondado). Quanto ao sinal, era de se esperar uma relação negativa entre a oportunidade de crescimento e o endividamento, porém, o coeficiente retornado tem sinal positivo com o endividamento. Com isso, infere-se que não há receio, pelas empresas norte-americanas, em perder boas oportunidades de negócios futuros por conta de um endividamento mais elevado. Salientando-se que o mesmo sinal foi obtido para parte das empresas brasileiras analisadas no estudo.

A rentabilidade foi uma das variáveis de controle modeladas. É de se esperar que empresas mais rentáveis apresentem menores índices de endividamento, justamente pela sua capacidade de utilizar seus próprios lucros para financiamento das suas operações.

Exceto para a amostra de empresas brasileiras com valores abaixo da média da variável tamanho, em todas as demais empresas da amostra o coeficiente associado à variável rentabilidade apresentou-se altamente significativo, passando pelo teste t a 1%. No caso das maiores empresas brasileiras e norte-americanas, o coeficiente é representativo na regressão, contribuindo para a explicação do resultado do modelo, enquanto que nas menores empresas norte-americanas o coeficiente apresentou um valor relativamente baixo, com pouco poder explicativo no modelo.

Quanto ao sinal, era de se esperar que empresas mais lucrativas possuíssem menores níveis de endividamento, dada sua capacidade de geração de resultados e emprego desses para financiamento de suas operações. No entanto, apenas no modelo das grandes empresas norte-americanas o coeficiente associado à rentabilidade apresentou sinal negativo, de acordo com a teoria. Para as demais empresas, o sinal verificado foi positivo, contrariando o esperado.

Esse sinal positivo associado ao coeficiente para grandes empresas brasileiras e pequenas empresas norte-americanas pode ser explicado pela teoria *trade-off*, que preconiza a busca, pelas empresas, de uma estrutura de capital alvo, em que as empresas almejam atingir um nível tal de endividamento que proporcione o adequado benefício fiscal oriundo da dívida, como a dedução das despesas com juros e encargos sobre a dívida da base de cálculo do imposto de renda, sem, no entanto, expor a empresa a níveis alarmantes de endividamento que a coloquem em situação de risco de falência. Portanto, embora o estudo analise as empresas na ótica da teoria de *pecking order*, não se pode deixar de constatar que o resultado em questão pode ser explicado pela teoria *trade-off*. Assim, mesmo lucrativas, parte das empresas brasileiras e norte-americanas da amostra, na média, optaram por não utilizar seus resultados positivos para financiar suas atividades, mas sim recorrer ao recurso de terceiros, comportamento explicado, como dito, pela teria *trade-off.*

Já em relação às grandes empresas norte-americanas, o coeficiente associado à variável mostrou-se igualmente significativo, pois passa pelo teste t a qualquer nível relevante, e o sinal do coeficiente retornado na regressão é condizente com o esperado pela teoria de *pecking-order*, ou seja, negativo. Por conta disso, infere-se que as grandes empresas norte-americanas, mesmo as mais lucrativas, possuem menores níveis de endividamento, postura condizente com os dizeres da teoria em questão.

A variável tamanho também foi modelada como variável de controle no modelo. Para essa variável, segundo Brito, Corrar e Batistella (2007), é de se esperar que empresas maiores obtenham mais facilidade de acesso ao crédito, portanto, teria essa variável relação positiva com o endividamento.

Excluindo-se as grandes empresas brasileiras, tal variável retornou coeficientes altamente significativos para toda a amostra norte-americana e para as empresas de menor porte brasileiras. Curioso, no entanto, que para as empresas brasileiras de menor porte, o sinal verificado foi negativo. Portanto, para essa sub-amostra, quanto maior a empresa, menor foi seu endividamento verificado. Em relação às empresas norte-americanas, a relação foi positiva, ou seja, as empresas dos EUA, tanto as maiores quanto as menores, apresentaram maior endividamento, sinal esperado para a variável em questão.

A última variável de controle modelada tanto para empresas brasileiras quanto norte-americanas foi a tangibilidade. 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. Assim, é de se esperar uma relação positiva entre o endividamento e a tangibilidade.

Para as grandes empresas brasileiras e norte-americanas, o coeficiente associado à variável não foi estatisticamente significativo. Já para as empresas brasileiras e norte-americanas com valores abaixo da média da variável tamanho, a tangibilidade se mostrou altamente significativa do ponto de vista estatístico, passando pelo teste t a qualquer nível de significância.

Curioso notar que, em relação ao sinal, empresas brasileiras com mais ativos tangíveis possuem menores níveis de dívida, sinal negativo, portanto. Já empresas norte-americanas, quanto mais ativos tangíveis, maior seu nível de endividamento, sinal esse esperado pela teoria para a variável tangibilidade.

As variáveis liquidez em bolsa, risco, volatilidade e troféu transparência ANEFAC foram modeladas tão somente para o Brasil, dada a impossibilidade da sua modelagem para as empresas norte-americanas. Portanto, diferentemente do que se analisou até aqui, tais variáveis referem-se exclusivamente às companhias brasileiras.

Para a liquidez, apenas para as empresas brasileiras de menor porte o coeficiente se mostrou estatisticamente significativo, e o sinal verificado foi positivo, diferente do esperado para a variável. Segundo prediz a teoria, empresas com maiores níveis de liquidez tenderiam a depender menos do capital de terceiros para financiar suas operações, justamente pela maior circulação de seus títulos no mercado, consequentemente, maior facilidade na obtenção de recursos via Patrimônio Líquido, porém, para as empresas brasileiras da amostra, o coeficiente associado à variável não apresentou o sinal esperado, visto que quanto mais líquidas as empresas, maiores foram seus níveis de endividamento. Isso pode indicar que as empresas brasileiras, mesmo as mais líquidas, priorizariam o financiamento via recursos de terceiros, visando obter as vantagens que o endividamento controlado oferece, comportamento predito pela teoria de *trade-off*.

Em relação ao risco, somente para as empresas brasileiras de maior porte o coeficiente associado à variável mostrou-se estatisticamente significativo, conforme indicou a tabela 2, porém, a magnitude do coeficiente, ou seja, sua relevância econômica foi baixa. O risco é uma variável ligada a forma como o mercado reage à situação da empresa, mensurando, dentre outros aspectos, a capacidade da empresa em honrar seus compromissos. Por conta disso, a relação esperada do risco com o endividamento é negativa, ou seja, quanto maior o risco da empresa menor tende a ser seu endividamento. Por conta disso, empresas com índices de risco mais elevado tendem a emitir maior volume de ações. Em relação ao coeficiente associado à variável, o sinal foi positivo, diverso do esperado, o que permite inferir que, no ambiente brasileiro, um maior risco associado à empresa não se mostra, na média, um fator impeditivo para obtenção de crédito.

Já em relação a variável troféu transparência ANEFAC, esta se mostrou estatisticamente significativa apenas para as empresas brasileiras com valores abaixo da média. O sinal esperado para tal variável é negativo, já que, em tese, empresas mais transparentes, agraciadas com a indicação como finalista do troféu ANEFAC, estariam menos sujeitas ao endividamento via recursos de terceiros do que as demais, priorizando o financiamento via capital próprio, justamente pela maior facilidade na captação desse tipo de recurso via emissão de ações, dada a menor assimetria de informações existente. No caso das empresas brasileiras, o sinal verificado foi negativo, de acordo com o esperado, o que permite inferir que as empresas brasileiras indicadas ao troféu ANEFAC possuem, em média, menores níveis de dívida do que as demais.

E por fim, a volatilidade foi a última variável modelada. A volatilidade é uma variável ligada à oscilação da cotação do preço do ativo da empresa, e conforme sugere a teoria, quanto mais volátil o preço do ativo menor tende a ser seu nível de endividamento, dada a maior dificuldade na captação de recursos de terceiros. Portanto, a relação sugerida para tal variável é negativa. Essa variável mostrou-se estatisticamente significativa apenas para empresas brasileiras de maior porte, porém, com um coeficiente de magnitude baixa, o que indica o pequeno poder explicativo dessa variável no modelo. Diferente do sinal esperado, o coeficiente associado à variável apresentou sinal positivo, ou seja, quanto mais volátil o título da empresa, maior seu nível de endividamento, o que contraria a teoria. Com isso infere-se que o mercado não entende como um fator de risco e, portanto, impeditivo do empréstimo de recursos uma maior volatilidade do ativo empresarial.

Sobre a existência de coeficientes associados a algumas das variáveis modeladas não se mostrarem estatisticamente significativos, tal fato não causa espanto, tendo em vista que outros estudos também chegaram a situação semelhante. Por exemplo, Mitushima, Nakamura e Araújo (2010), em estudo que analisou os determinantes da estrutura de capital de companhias abertas brasileiras e a velocidade de ajuste ao nível meta no período de 1996 a 2007, verificaram que diversos coeficientes associados à variáveis explicativas não passaram pelo teste t, como, por exemplo, tamanho, rentabilidade, risco (no modelo de efeito aleatório) e PIB, ou seja, apenas as variáveis tangibilidade (TANG), crescimento (CESC) e juro real (JUROR) tiveram coeficientes estatisticamente significantes na pesquisa empreendida pelos autores, situação essa similar à verificada no estudo, em que os coeficientes de algumas variáveis não se mostraram estatisticamente relevantes.

Em outro estudo ligado à temática, cujo objetivo era estudar quais fatores explicavam o endividamento das empresas no período de 1999 a 2003, Nakamura et al. (2007) verificaram que, a depender do modelo analisado, os coeficientes associados a algumas variáveis não se mostravam significativos. Inclusive, para variáveis como tamanho e oportunidade de economia fiscal, os coeficientes não se mostraram significativas a nenhum nível relevante, não passando pelo teste t.

Por sua vez, Brunozi et al. (2016), ao estudarem os indicadores econômico-financeiros e os determinantes da estrutura de capital das empresas do setor de serviços, também encontraram coeficientes associados às variáveis explicativas que não passaram pelo teste t, como o caso da tangibilidade no modelo de efeito fixo. Ao rodar o modelo com efeito fixo e correção de White, não passagem pelo teste t os coeficientes associados à tangibilidade e ao tamanho do ativo.

Já Fonseca, Silveira e Hiratuka (2016), ao analisarem a relação entre a governança corporativa e a estrutura de capital das empresas brasileiras no período 2000-2013, se depararam com diversas variáveis com coeficientes não significativos estatisticamente, como a tangibilidade e a oportunidade de crescimento. Além delas, o coeficiente associado à variável tamanho também não passou pelo teste t em um dos modelos rodados pelos autores, tampouco a rentabilidade. Enfim, o que se pretendeu ao mencionar tais estudos foi chamar atenção ao fato de que não é fato incomum se verificar, no modelo rodado, coeficientes associados a variáveis que não possuem relevância estatística, pelo contrário, tal situação se mostra mais comum do que se imagina, conforme demonstrado.

Retomado a hipótese proposta nesta pesquisa, qual seja, a de que 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, a amostra estudada nos leva a aceitar, ainda que parcialmente, a hipótese inicial, conforme se verificou nos resultados dos modelos rodados e de acordo com as considerações a seguir.

Inicialmente, é salutar mencionar que mercado de capitais dos EUA é bastante mais desenvolvido do que o brasileiro, o que se confirma, inclusive, pelo expressivo maior número de empresas na base de dados norte americana comparativamente à base brasileira. No tocante à assimetria de informação, de todas as variáveis modeladas, 2 são proxies diretamente ligadas a tal fenômeno, quais sejam, o *bid ask* e a intensidade de volume de negócios. Como ambas foram modeladas tanto para o Brasil quanto para os EUA, essas são efetivamente comparáveis.

Conforme já discutido, o *bid-ask* não se mostrou significativo para as empresas americanas, mas para parte das empresas brasileiras a variável foi estatisticamente significativa. Já em relação à intensidade do volume de negócios, para parte das empresas brasileiras e para parte das norte-americanas a variável se mostrou estatisticamente relevante. Os dados evidenciam, ainda que de maneira parcial, que sim, a assimetria de informação, mensurada por tais *proxies*, se mostraram relevantes, do ponto de vista estatístico, e influenciam o nível de endividamento das empresas estudadas.

O resultado não causa surpresa, visto que era de se esperar que uma falha de mercado tão relevante como a assimetria de informação, mensurada por duas *proxies* no estudo (*bid-ask* e intensidade de volume de negócios), exercesse influência nos níveis de endividamento das companhias analisadas. Além disso, a assimetria de informação é objeto de diversas pesquisas em âmbito internacional, e em muitas delas se verifica a influência que tal variável exerce nos níveis de endividamento empresarial, como verificado, por exemplo, Wittenberg Moerman (2009). Portanto, o resultado das regressões, mesmo que parcialmente, repita-se, confirma o eue já era esperado pelo estudo, a existência de influência da assimetria no nível de dívida das companhias analisadas, tanto as brasileiras quanto as americanas.

No entanto, era de se esperar, isso sim, coeficientes associados a tais variáveis com maior expressividade, visto que as regressões evidenciaram coeficientes com pequena magnitude, ou seja, com baixo poder explicativo. De qualquer forma, considerando que os dados passaram por todos os testes estatísticos realizados e os coeficientes se mostraram relevantes, isso de forma alguma desqualifica os resultados obtidos.

Retomando o caso das empresas brasileiras, em relação às variáveis de assimetria de informação, modelou-se além do *bid ask* e da intensidade de volume de negócios, a liquidez em bolsa, a volatilidade, o risco e o troféu ANEFAC. Todas elas, ainda que para parte das empresas, se mostraram relevantes do ponto de vista estatístico para explicação dos níveis de endividamento das companhias da amostra.

Embra já discutido, o resultado ligado à variável rentabilidade mostrou-se curioso, razão pela qual retoma-se, sucintamente, sua discussão. O sinal verificado para as empresas brasileiras e para as norte-americanas de menor porte para essa variável contraria o pressuposto da teoria *packing order*, visto que, nessa lente teórica, empresas lucrativas possuiriam menores níveis de dívida por utilizarem seus próprios recursos (lucros) para financiar suas atividades. Porém, como já discutido, a teoria *trade-off* preconiza justamente o contrário, visto que na busca do nível ótimo de endividamento, aquele que gera os maiores benefícios capazes de reduzir o custo do capital sem colocar a empresa em risco, a empresa pode, perfeitamente, socorrer-se do capital de terceiros mesmo sendo lucrativa, por uma série de razões, como baixo custo do capital, necessidade de utilização dos lucros para investimentos, pagamento de maiores dividendos visando atrair novos acionistas, dentre outras infinitas circunstâncias que justificariam tal conduta. Aliás, estudos que encontraram relações positivas entre lucratividade e endividamento são os mais diversos possíveis, como o de Abor (2005) em nível internacional, ao analisar empresas de Gana, e o de Dallabona et. al (2010) em nível nacional, ao analisar os determinantes da estrutura de capital no Brasil.

Usualmente, empresas se utilizam de uma estrutura de capital alavancada para obtenção de benefícios da dívida, como deduções fiscais, por exemplo. Acredita-se que seja improvável, no caso brasileiro, que as empresas lucrativas tenham apresentado uma estrutura de capital alavancada por questões ligadas ao baixo custo do empréstimo no Brasil, visto que, sabidamente, esta não é a nossa realidade local, com taxas de juros altíssimas e custo efetivo do dinheiro entre um dos mais altos do mundo. Portanto, talvez seja a utilização dos benefícios da dívida que suporte esse achado. Por fim, em relação às maiores empresas dos EUA, o coeficiente associado à rentabilidade apresentou sinal absolutamente de acordo com o esperado, qual seja, negativo, permitindo inferir que as maiores empresas norte-americanas possuem menores níveis de endividamento por empregarem seus lucros no financiamento das suas operações.

Em relação aos demais coeficientes de variáveis, notou-se que, no geral, apenas o modelo para as maiores empresas norte-americanas retornou um resultado inesperado, com apenas uma variável explicativa passando pelo teste t, além, é claro, da constante. No mais, no geral, os coeficientes associados às variáveis se mostraram estatisticamente significativos, alguns com relevância econômica menor, outros com sinal diverso do sugerido pela teoria, enfim, com as mais diversas configurações que os resultados apontaram, conforme já suficiente evidenciado e discutido anteriormente.

Com isso, verifica-se que embora haja algumas semelhanças entre as empresas, as regressões mostram comportamentos distintos para as variáveis em cada país, o que desperta o interesse para realização de novos estudos que visem melhor compreender o fenômeno da estrutura de capital, em especial a influência da assimetria de informação nesse processo. Dito isto, a seguir apresentam-se as considerações finais e demais encaminhamentos do estudo.

# 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A estrutura de capital da empresa constitui tema de alta relevância, tendo em vista que são os recursos da estrutura de capital que financiarão as operações da entidade, seus investimentos, e todos os projetos desenvolvidos pela organização. Sabendo-se que o mercado é imperfeito, e que a assimetria de informação constitui uma relevante falha nesse mercado, o estudo teve como objetivo verificar a influência da assimetria de informação na estrutura de capital das empresas brasileiras e norte-americanas, realizando uma comparação entre os resultados obtidos.

Para tanto, optou-se por trabalhar com modelagem de dados em painel, visto que analisou-se o período de 5 anos, com dados de empresas brasileiras e norte-americanas, distribuídas em um painel de dados balanceado. Em relação ao foco principal do estudo, que é avaliar a influência da assimetria de informação sobre a estrutura de capital, verificou-se que para a amostra de empresas norte-americanas, as variáveis *proxies* de assimetria modeladas retornaram coeficientes estatisticamente significativos, ainda que para parte das sub-amostras. Por consequência disso, para a amostra de empresas analisadas no corte temporal escolhido, chegamos à conclusão que a assimetria de informação constituiu uma variável com influência sobre a estrutura de capital das organizações, dado o resultado da regressão. Saliente-se que tal resultado constituía hipótese de pesquisa, confirmada pela análise dos dados.

Em relação às empresas brasileiras, curioso notar que embora muitos dos coeficientes tenham se mostrado estatisticamente significativos, apenas duas variáveis em cada modelo apresentaram sinal condizente com a teoria. Lembrando que o modelo foi rodado com 10 variáveis explicativas.

Já os dados para as empresas norte-americanas apresentaram resultados um pouco melhores, em que, das 6 variáveis explicativas do modelo, em um deles 4 apresentaram sinais condizentes com a teoria (modelo para empresas de maior porte) e no outro, 2 variáveis apenas apresentaram sinal condizente com o esperado (modelo para empresas de menor porte). De qualquer forma, comparando apenas o número de variáveis com sinal de acordo com o sugerido pela teoria, parece-nos que a amostra de empresas norte-americanas foi mais consistente do que a brasileira neste quesito.

Evidentemente que tais resultados não servem para que se tirem conclusões absolutas, mas talvez isso constituam mais um sinal da imperfeição do mercado acionário brasileiro, em que os resultados obtidos nas regressões se distanciem tanto do padrão esperado para as empresas. Ou ainda, como para parte da amostra de empresas norte-americanas os resultados também se distanciaram dos ditames teóricos, possa constituir um indício de que, talvez, as teorias de finanças atualmente empregadas não estejam tão calibradas ao atual momento econômico que as empresas estão passando, carecendo de novas e mais profundas discussões.

Considerando os resultados do modelo, para as empresas norte-americanas, parece ser a teoria de *pecking order* aquela que oferece o melhor conjunto explicativo para o comportamento das variáveis, enquanto que, para o caso brasileiro, parece ser um misto de teoria *trade-off* e de *pecking order* o que oferece o melhor conjunto explicativo para os coeficientes retornados. Por fim, conclui-se que a assimetria de informações, tendo em vista os dados empregados, a amostra e o corte temporal, mostrou-se significativa para definição da estrutura de capital tanto para as empresas brasileiras quanto para as norte-americanas, resguardadas as considerações realizadas ao longo de toda a análise aqui discorrida. Com isso, respondeu-se ao problema da pesquisa, à medida que a assimetria de informação se mostrou influente na determinação da estrutura de capital de empresas brasileiras e norte-americanas, conforme discutido anteriormente. Com isso, aceitou-se a Hipótese 1 do estudo.

Para futuras pesquisa sugere-se uso de outras técnicas econométricas e estatísticas que permitam trabalhar com mais de uma variável dependente, bem como a análise comparativa em relação a outros países, em especial a China, por representar, junto com os Estados Unidos, uma das maiores potências econômicas mundiais. Acredita-se que estudando tal mercado, em especial a estrutura de capital das suas empresas, possa-se enriquecer o tema e desenvolver ainda mais o estudo da área de finanças.

# referências

ABOR, Joshua. The effect of capital structure on profitability: an empirical analysis of listed firms in Ghana. **The journal of risk finance**, v. 6, n. 5, p. 438-445, 2005

ALBANEZ, Tatiana. Impactos da assimetria de informação na estrutura de capital das empresas brasileiras de capital aberto. 2008. 106f. 2008. Dissertação (**Mestrado em Contabilidade**) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, São Paulo

ALBANEZ, Tatiana. Efeitos do market timing sobre a estrutura de capital de companhias abertas brasileiras. 2012. **Tese de Doutorado**. Universidade de São Paulo

ALBANEZ, Tatiana; VALLE, Maurício Ribeiro do. Impactos da assimetria de informação na estrutura de capital de empresas brasileiras abertas. **Revista Contabilidade & Finanças-USP**, v. 20, n. 51, 2009.

BAKER, Malcolm; WURGLER, Jeffrey. Market timing and capital structure. **The journal of finance**, v. 57, n. 1, p. 1-32, 2002.

SILVA BRITO, Giovani Antonio; CORRAR, Luiz J.; BATISTELLA, Flávio Donizete. Fatores determinantes da estrutura de capital das maiores empresas que atuam no Brasil. **Revista Contabilidade & Financas-USP**, v. 18, n. 43, 2007.

BRUNOZI, Marcelo Afonso Vieira et al. INDICADORES ECONÔMICO-FINANCEIROS E OS DETERMINANTES DA ESTRUTURA DE CAPITAL DAS EMPRESAS DO SETOR DE SERVIÇOS: UMA ANÁLISE DE DADOS EM PAINEL. **Revista Ambiente Contabil**, v. 8, n. 2, p. 110, 2016.

CANDIDO, Marçal Serafim. Estrutura de capital e assimetria de informação: efeitos da governança corporativa. 2010. Dissertação **(Mestrado em Contabilidade)**. Universidade de São Paulo

COTEI, C.; FARHAT, J. The *trade-off* theory and the *pecking order* theory: are they mutually exclusive? **North American Journal of Finance and Banking Research**, vol. 3. N. 3, 2009.

DAHER, C. E. Testes Empíricos de Teorias Alternativas sobre a Determinação da Estrutura de Capital das Empresas Brasileiras. Brasília: UnB, UFPB, UFPE, UFRN, 2004, 106 p. Dissertação (**Mestrado em Ciências Contábeis**) –Universidade Federal de Brasília, Brasília.

DALLABONA, Lara Fabiana et al. Determinantes da Estrutura de Capital no Brasil: Análise das Empresas Familiares Versus Não Familiares Listadas na BM&FBOVESPA. In: **Anais do Congresso Brasileiro de Custos-ABC**. 2010.

DURAND, David. Costs of debt and equity funds for business: trends and problems of measurement. In: **Conference on research in business finance**. NBER, 1952. p. 215-262

CAMPOS FONSECA, Camila Veneo et al. A relação entre a governança corporativa e a estrutura de capital das empresas Brasileiras no período 2000-2013. **Enfoque: Reflexão Contábil**, v. 35, n. 2, 2016.

GOMES, Gabriel Lourenço; LEAL, Ricardo. P. C. Determinantes da estrutura de capital das empresas brasileiras com ações negociadas em bolsas de valores. In: LEAL, R. P. C.; COSTA JR. N. C. A.; LEMGRUBER, E. F. (Org.). **Finanças corporativas**. São Paulo: Atlas, 2000.

GREENE, William H. **Econometric Analysis**, 5º ed. New York: Prentice Hall, 2002.

HEALY, Paul M.; PALEPU, Krishna G. Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature. **Journal of accounting and economics**, v. 31, n. 1, p. 405-440, 2001.

HUANG, R.; RITTER, J. Testing the market timing theory of capital structure, **University of Florida working paper**, 2005.

JAHANZEB, Agha; REHMAN, Saif-Ur; BAJURI, Norkhairul Hafiz; KARAMI, Meisam; AHMADIMOUSAABAD, Aiyoub. *Trade-off* Theory, *Pecking order* Theory and Market Timing Theory: A Comprehensive Review of Capital Structure Theories. **International Journal of Management and Commerce Innovations (IJMCI)** Vol. 1, Issue 1, pp: (11-18), 2014.

JENSEN, M.C.; MECKLING, W. Theory of the Firm: ManageriaL Behavior, Agency Costs and Capital Structure, **Journal of Financial Economics**, 3, 11-25, 1976.

JENSEN, M.C. Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers. The American Economic Review, Vol. 76, No. 2, **Papers and Proceedings of the Ninety Eighth Annual Meeting of the American Economic Association** (May, 1986), pp. 323-329, 1986.

JIBRAN, Sheikh; WAJID, Shakeel Ahmed; WAHEED, Iqbal; MUHAMMAD, Tahir Masood. Pecking at *Pecking order* Theory: Evidence from Pakistan’s Non-financial Sector. **Journal of Competitiveness**. Vol. 4, Issue 4, pp. 86-95, 2012.

KIRCH, Guilherme. Determinantes da estrutura de capital das empresas brasileiras de capital aberto. **Revista Contexto**. v. 8, n. 13, 2008.

LESMOND, David A.; O'CONNOR, Philip F.; SENBET, Lemma W. **Capital structure and equity liquidity**. 2008.

LIPSON, Marc L.; MORTAL, Sandra. Liquidity and capital structure. **Journal of Financial Markets**, v. 12, n. 4, p. 611-644, 2009.

MARTINS, Vinicius Gomes; MACHADO, Marcio André Veras; CALLADO, Aldo Leonardo Cunha. 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** - Brasília · v. 17 · n.1 · p. 75 - 94 · jan./abr, 2014.

MEDEIROS, Natália Carolina Duarte de. Estrutura de capital e assimetria de informação: um estudo em empresas brasileiras de capital aberto dos setores têxtil e de energia elétrica. 2013. Dissertação (**Mestrado em administração**) - Universidade Federal de Lavras. Lavras/MG.

MITUSHIMA, Alexandre Hiroshi; NAKAMURA, Wilson Toshiro; ARAÚJO, Bruno Henrique de. Determinantes da estrutura de capital de companhias abertas brasileiras e a velocidade de ajuste ao nível meta: análise do período de 1996 a 2007. **XXXIV Encontro da ANPAD**. 25 a 29 de Setembro de 2010. Disponível em: [www.anpad.org.br/admin/pdf/con1799.pdf](http://www.anpad.org.br/admin/pdf/con1799.pdf). Acesso em: 23 Ago 2017.

MODIGLIANI, Franco; MILLER, Merton H. The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. **The American economic review**, v. 48, n. 3, p. 261-297, 1958

MODIGLIANI, Franco.; MILLER, Merton H. Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction. **The American Economic Review**, Vol. 53, No. 3 (Jun., 1963), pp. 433-443, 1963.

MYERS, Stewart C. Determinants of corporate borrowing. [**Journal of Financial Economics**](http://econpapers.repec.org/article/eeejfinec/), vol. 5, issue 2, 147-175, 1977.

MYERS, Stewart C. The capital structure puzzle. **The journal of finance**, v. 39, n. 3, p. 574-592, 1984.

MYERS, Stewart C.; MAJLUF, Nicholas S. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. **Journal of financial economics**, v. 13, n. 2, p. 187-221, 1984.

MYERS, Stewart C. Financing of corporations. **Handbook of the Economics of Finance**, v. 1, p. 215-253, 2003.

TOSHIRO NAKAMURA, Wilson et al. Determinantes de estrutura de capital no mercado brasileiro: análise de regressão com painel de dados no período 1999-2003. **Revista Contabilidade & Finanças-USP**, v. 18, n. 44, 2007.

ROCHA, Flavio Dias. Determinantes da estrutura de capital e o nível de endividamento nas empresas de capital aberto: um estudo comparativo entre argentina, brasil e estados unidos. 2014. Tese (**Doutorado em administração**) - Universidade Federal de Minas Gerais. Belo Horizonte.

SANTOS, David Ferreira Lopes; MARTINS, Roberta Alvarez; FIGUEIRA, Sérgio Rangel Fernandes; SANCHES, Adhemar. Fatores determinantes da estrutura de capital das empresas de materiais básicos do Brasil. **Enf.: Ref. Cont. UEM** – Paraná v. 33 n. 2 p. 87-103 maio / agosto 2014.

WITTENBERG MOERMAN, Regina. **The impact of information asymmetry on debt pricing and maturity**. 2009.