UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

ESTRUTURA DE CAPITAL E DESEMPENHO DE MERCADO DE EMPRESAS DO VAREJO BRASILEIRO

TIAGO RODRIGUES LONCAN

PORTO ALEGRE
2011

TIAGO RODRIGUES LONCAN

ESTRUTURA DE CAPITAL E DESEMPENHO DE MERCADO DE EMPRESAS DO VAREJO BRASILEIRO

Monografia apresentada como exigência para obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Professor Dr. João Caldeira

Porto Alegre
2011

TIAGO RODRIGUES LONCAN

ESTRUTURA DE CAPITAL E DESEMPENHO DE MERCADO DE EMPRESAS DO VAREJO BRASILEIRO

Monografia apresentada como exigência para obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Aprovado em ___ de _____ de 2011

BANCA EXAMINADORA:

_____
Professor Dr. João Caldeira (orientador)
Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS)

_____
Professor Dr. Antônio Lima
Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS)

_____
Professor Dr. Jairo Laser Procianoy
Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS)

Porto Alegre
2011

AGRADECIMENTOS

Agradeço aos meus familiares por me apoiarem nos meus estudos desde sempre, por me incentivarem a seguir, mesmo após concluir minha primeira faculdade. Em especial aos meus pais, meus exemplos na vida, e aos meus irmãos, que são meus ídolos e melhores amigos.

Agradeço aos meus amigos, pela parceria e por entenderem a minha ausência nos vários eventos, principalmente nos últimos tempos. Agradeço aos meus colegas pelo aprendizado em conjunto.

Obrigado aos meus colegas de trabalho, por me "mandarem" para aula, mesmo quando havia muito que fazer no final do expediente, segurando as pontas quando necessário.

Obrigado aos professores da UFRGS, pelo conhecimento transmitido, em especial ao meu orientador João Caldeira.

RESUMO

A relação entre a estrutura de capital e o valor da firma tem sido estudado por acadêmicos da área de economia e finanças há décadas. Desde o seminal artigo de Modigliani e Miller (1958), diversos autores buscaram um melhor entendimento sobre como a estrutura de capitais das firmas, ou seja, a relação entre capitais próprios e capitais de terceiros, afeta o valor de mercado ou o desempenho das ações destas empresas. Por um lado, o endividamento carrega consigo um elemento de risco e de custo financeiro. Por outro, ele permite o usufruto de benefícios fiscais. Segundo a teoria do *trade-off* estático, existiria um nível ótimo de endividamento, ponto no qual o benefício fiscal marginal iguala o risco ou custo de falência marginal. O objetivo deste estudo foi de avaliar o impacto da estrutura de capital no desempenho de mercado das ações de empresas do setor de varejo brasileiro. A partir de regressões com dados em painel, buscou-se entender o impacto do grau de endividamento no valor de mercado das firmas da amostra. Os resultados deste estudo sugerem que, para a amostra estudada, à medida que o grau de endividamento cresce, o mercado de capitais valoriza as ações das empresas, até um ponto de inflexão, a partir do qual o valor das ações passa a sofrer desconto. Estes resultados sugerem que é possível existir um ponto de ótimo relacionando a estrutura de capitais e o valor de mercado das firmas desta amostra.

Palavras Chaves: Estrutura de Capitais, Grau de Endividamento, Valor de mercado.

ABSTRACT

The relationship between capital structure and firm value has been studied by scholars from the economics and finance fields for decades. Since the seminal paper wrote by Modigliani and Miller (1958), many authors tried to reach a better understanding of how the capital structure of firms, that means, the proportion between equity and debt, affects the firm value. The indebtedness carries along the risk and cost elements, meanwhile it also has the positive effect of fiscal benefits. According to the Static trade-off theory, there would be an optimum level of indebtedness (leverage), in which the marginal tax benefit equals the marginal cost/risk of bankruptcy. The objective of this study was to evaluate the impact of the capital structure on the market performance of shares of firms from the Brazilian retail segment. Using regressions with panel data, the research aimed to understand how the level of indebtedness impacts the market value of equity for the firms in the sample. The results from this study suggest that, for the sample studied, as the level of indebtedness grows, the capital market values the shares of the firms, up to an inflection point, when the shares value begin to be discounted. These findings suggest that it is possible to exist an optimum between capital structure and firm value.

Key Words:. Capital Structure, Level of Indebtedness, Market value of equity.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Empresas estudadas – amostra **27**

Tabela 2 – Estatísticas Descritivas (parte I) **37**

Tabela 3 – Média do Endividamento Bruto, potenciais Outliers **38**

Tabela 4 – Estatísticas Descritivas (parte II) **39**

Tabela 5 – Correlações – Parte I **41**

Tabela 6 – Correlações – Parte II **43**

Tabela 7 – ln_MVE vs (D/D+PL), (D/D+PL)^2. MQO **44**

Tabela 8 – ln_MVE vs (D/D+PL), PL, *Efeitos Fixos* **46**

Tabela 9 – ln_MVE vs (D/D+PL), PL, *Efeitos Aleatórios* **47**

Tabela 11 – ln_MVE vs (D/D+PL), (D/D+PL)^2, PL, *Efeitos Aleatórios* **49**

Tabela 12 – ln_MVE vs (D/D+PL), (D/D+PL)^2, PL,Dummy, *Efeitos Aleatórios* **51**

Tabela 13 – ln_MVE vs ln(D/D+PL), ln(D/D+PL)^2, PL, Dummy, *Efeitos Aleatórios* **52**

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1: Nível de Endividamento – Varejo Brasileiro.....11

Figura 2: Trade-off Estático (Nível ótimo de Endividamento).....24

Figura 3: Valor de Mercado versus Grau de Endividamento.....45

Figura 4 – Mediana do Valor de Mercado 50

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO 10
1.1 Objetivo de Pesquisa 12
1.1.1 Objetivo geral 12
1.1.2 Objetivos específicos 13
1.1.3 Justificativa do tema: 13
2 REVISÃO DE LITERATURA 14
2.1 Eficiência do Mercado de Capitais 14
2.2 Estrutura de Capital: Conceitos Básicos 21
2.3 Principais Teorias sobre Estrutura de Capital 23
2.3.1 Trade-off Estático 23
2.3.2 Pecking Order 25
2.3.3 Sinalização 26
2.3.4 Market-Timing Model 26
3 MÉTODO DE PESQUISA 27
3.1 Amostra 27
3.2 Coleta de Dados 28
3.3 Variáveis de Análise 28
3.3.1 Estrutura de Capital 28
3.3.2 Desempenho das ações 29
3.3.3 Variáveis de controle 29
3.4 Método de Análise de Dados 29
3.4.1 Dados em Painel 29
4 RESULTADOS 37
4.1 Estatísticas Descritivas 37
4.2 Matrizes de Correlação entre as variáveis 40
4.3 Resultados das Regressões 43
4.4 Discussão dos Resultados 53
5 CONCLUSÕES 58
REFERÊNCIAS 61
APÊNDICE 64

1 INTRODUÇÃO

A estrutura de capital das firmas exerce impactos sobre os fluxos de caixa das mesmas, representando importantes entradas e saídas, que afetam o valor da firma, tanto pela ótica do fluxo de caixa livre, quanto pelos diversos modelos de valor de mercado estudados na literatura de economia financeira. Para Damodaran (2007, p.153), o valor de uma empresa é determinado não só pelos seus investimentos, mas também pela relação de dívida e patrimônio líquido utilizada para financiar tais investimentos. Segue o autor: "Embora isso possa parecer lógico, há intenso debate em finanças corporativas sobre se a alavancagem financeira de uma empresa deve afetar seu valor".

O primeiro estudo relevante sobre o tema foi o artigo seminal de Franco Modigliani e Merton Miller, em 1958, "*The Cost of Capital, Corporate Finance and the Theory of Investment*". Para Modigliani e Miller (1958), em um mundo de retornos certos, a diferença entre financiamentos por dívida ou por capital próprio é apenas de terminologia técnica. No entanto, os retornos não são certos, o elemento de incerteza é permanente na atividade empresarial, o que torna a relação entre estas variáveis diferente.

Para os autores acima citados, em um mundo sem impostos, sem riscos de inadimplência e problemas de agência, o valor da firma é função da assertividade na tomada de decisão dos investimentos, e não da forma como os investimentos são financiados. Damodaran (2007, p.153) interpreta a conclusão de Modigliani e Miller do seguinte modo: A dívida até pode ser mais barata do que o capital próprio, mas o endividamento torna os lucros dos acionistas mais voláteis e arriscados. O aumento resultante de custo aos acionistas contrabalanceia as economias de custo geradas pela substituição de dividas pela emissão de ações, mantendo, em tese, constante o custo de capital.

No entanto, no mundo real existem impostos, que mudam o cenário de relação entre endividamento e valor da firma. Considerando a existência de impostos, o valor da firma no modelo de Modigliani e Miller é máximo quando ela possui 100% de financiamento por dívida, mas tal estrutura acarreta um altíssimo risco de falência (Damodaran 2007, p.153). Portanto, em um mundo com impostos, a firma maximiza seu valor quando o benefício fiscal

marginal (*tax shield*) iguala o custo de falência marginal (*financial distress cost*) (Smart *et al*., 2007). Esta é a postulação básica de uma das principais teorias sobre estrutura de capital, a do *trade-off* estático. No entanto, há outras teorias que buscaram explicar o racional do endividamento, que serão abordadas na continuidade do trabalho.

Fica evidente também o *trade-off* criado entre gestores e proprietários (acionistas) das firmas. Se por um lado tomar dívida pode diminuir o custo de capital, e por consequência, possibilitar o investimento em um maior número de projetos, a dívida aumenta o risco de falência da firma, o que obviamente deve preocupar os acionistas (Smart *et al*., 2007). Desta análise deriva-se que é plausível a existência de um ponto de ótimo: um dado grau de endividamento em que o custo de capital é menor do que se utilizando apenas capitais próprios, mas o risco de falência incorrido pela firma não é grande a ponto de ser preocupante.

O setor varejista, especificamente, conta com uma característica peculiar, que é o de ser um alto gerador de caixa (Lojas Renner, 2011). Portanto, a decisão de tomar dívida ganha um contorno um pouco diferente, pois, na média, os varejistas possuem recursos próprios suficientes para financiar seus projetos de expansão, mas mesmo assim muitas das firmas deste setor optam pelo endividamento. A figura a seguir relaciona o nível de endividamento de alguns varejistas brasileiros:

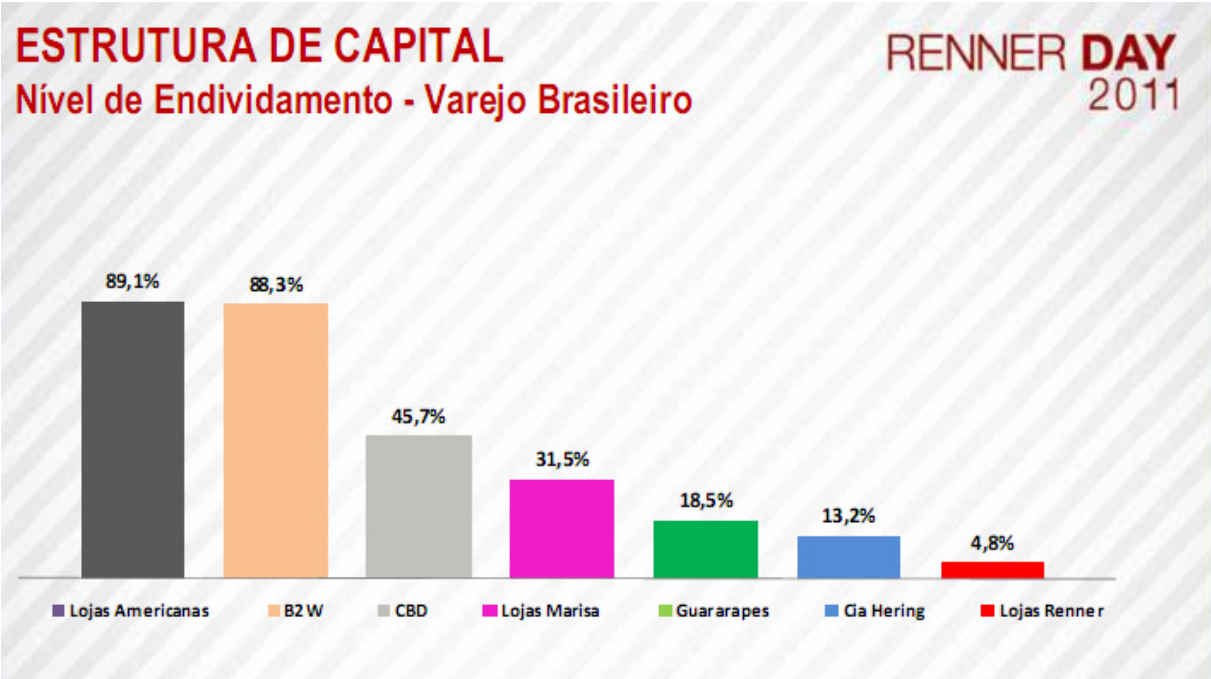

Figura 1: Nível de Endividamento – Varejo Brasileiro

Fonte: Lojas Renner (2011)

Dentro do mesmo setor de varejo, onde muito embora as firmas comercializem produtos diferentes (linha dura, alimentos, vestuário, etc), percebe-se uma heterogenia na forma de financiamento das empresas. Por que a Lojas Americanas opta por um nível de endividamento de quase 90% (na relação dívida bruta sobre divida bruta mais patrimônio líquido), enquanto que a Cia Hering e a Lojas Renner operam com endividamento bastante mais baixo? Alguma característica específica do setor de vestuário perde poder de explicação ao se analisar o endividamento da Lojas Marisa, de 31,5%. Todas as empresas presentes na figura acima têm suas ações negociadas em bolsa, o que faz com que as suas decisões de formas de financiamento possam repercutir positivamente, negativamente, ou de forma neutra no comportamento de seus acionistas.

As empresas acima mencionadas são apenas algumas das atuantes no setor de varejo brasileiro, mas em uma primeira análise já se percebe que não existe um padrão definido de endividamento no setor. Também é evidente que a performance das ações dos vários varejistas não é idêntica, ou seja, os retornos de cada firma devem ser diferentes, muito embora possam ser influenciados por causas semelhantes, principalmente fatores econômicos que afetam o consumo. Qual seria o impacto do grau de endividamento no desempenho das ações dos varejistas brasileiros?

1.1 OBJETIVO DE PESQUISA

Uma vez introduzido o problema de pesquisa, definiram-se os objetivos geral e específicos do trabalho.

1.1.1 Objetivo geral

Identificar o impacto da estrutura de capital no desempenho das ações dos varejistas brasileiros.

1.1.2 Objetivos específicos

a) Identificar a estrutura de capital das companhias do setor de varejo brasileiro

b) Comparar a estrutura de capital com o desempenho das ações destas firmas

1.1.3 Justificativa do tema:

Conforme exposto durante a introdução, ainda não há consenso na literatura de economia financeira sobre o efetivo impacto do grau de endividamento no desempenho das ações das firmas. Para Damodaran (2007), a evidência empírica sobre se a estrutura de capital afeta o valor da firma é mesclada. Diversos estudos foram efetuados desde 1958, data do artigo seminal de Modiglani e Miller, mas ainda não há evidências finais sobre como estas variáveis se relacionam. O estudo, portanto, se somará aos diversos estudos anteriores que visaram entender como a estrutura de capital se relaciona com o desempenho das ações, assunto ainda não resolvido na teoria financeira.

Especificamente no setor varejista, conforme argumentado, as firmas são geradoras de caixa por natureza, o que faz com que a questão da estrutura de capital seja mais interessante. Muitas destas empresas geram os recursos suficientes para financiar sua expansão internamente, mas mesmo assim há incidência de endividamento no setor. O presente estudo poderá contribuir para o maior entendimento da estrutura de capital no setor varejista, que é um dos mais importantes e dinâmicos da economia.

2 REVISÃO DE LITERATURA

O capítulo de revisão de literatura se divide em três partes. Como ponto de partida, foram revisados alguns estudos sobre eficiência de mercado de capitais, dado que a eficiência do mercado de capitais é um pré-requisito para que o estudo faça sentido. Em seguida são apresentados conceitos básicos sobre estrutura de capital. Na sequência, as principais teorias que estudaram a estrutura de capitais das firmas são analisadas.

2.1 EFICIÊNCIA DO MERCADO DE CAPITAIS

O interesse pela Hipótese da Eficiência de Mercados (HEM), muito embora seja cada vez mais atual e relevante, não é novo. O conceito de eficiência de mercado foi antecipado no começo do século [XX] na dissertação submetida por Bachelier (1900) a Sorbonne, para seu PhD em matemática (Dimson e Mussavian, 2000). Parece que o interesse pela eficiência dos mercados de capitais sofreu da mesma influência do interesse pela eficiência dos mercados de fatores reais, a hipótese da competição pura ou perfeita. Segundo Chamberlin (1956) a competição pura ou perfeita é aquela na qual ofertas de produtos são homogêneas se comparadas umas com as outras.

Ross (1996) divide os mercados financeiros em duas composições básicas: Mercados de Dinheiro (money markets) e Mercados de capitais (capital markets). Os mercados de dinheiro seriam mercados para valores mobiliários de retornos de curto-prazo. Já os mercados de capitais são aqueles que negociam títulos de dívidas de longo prazo e ações. Seguindo a definição do autor supracitado, é interesse da revisão conceitual aqui empregada estudar os mercados de capitais, mais precisamente com respeito às ações de empresas negociadas em tais mercados.

Segundo Fama (1970), o papel primordial do mercado de capitais é efetuar a alocação da propriedade do estoque de capitais em uma dada economia.

> Em termos gerais, o mercado ideal é aquele no qual os preços fornecem sinais acurados para alocação de recursos: ou seja, um mercado onde as firmas possam realizar decisões de investimento e de produção, e investidores possam tomar decisões sobre valores mobiliários (ou ativos financeiros) que representem propriedades das atividades das firmas, sob a assunção de que os preços destes ativos, em qualquer momento, reflitam totalmente toda a informação disponível. Um mercado onde os preços refletem totalmente toda a informação disponível pode ser chamado de "eficiente".

Coppeland *et al*. (2005, p.353) definem, de modo análogo, mercados de capitais com a incumbência de transferir fundos de "poupadores" para "tomadores" (produtores) de modo eficiente. Segundo os autores, um mercado é dito eficiente em alocação quando os preços são determinados de um modo no qual as taxas marginais de retorno (já ajustadas aos riscos) são iguais para "poupadores" e "tomadores". Ou seja, eventuais fundos disponíveis a partir de poupanças realizadas por agentes seriam realocados de modo eficiente ao setor produtivo e de investimentos, através de uma estrutura eficiente de mercados de capitais.

Dimson e Mussavian (2000), por sua vez, afirmam: "Primariamente, o termo eficiência é usado para descrever um mercado no qual informações relevantes são refletidas nos preços de ativos financeiros". Seguindo tal lógica, os autores depreendem que, se os mercados de capitais são suficientemente competitivos, então a simples microeconomia indicaria que investidores não podem esperar alcançar lucros superiores a partir de suas estratégias de investimentos. Se não existe monopólio sobre informações relevantes, ou seja, se ela é eficientemente distribuída, não haveria modo pelo qual um investidor poderia lucrar de modo superior ao resto do mercado, pois todos usufruiriam da mesma informação. Se os preços correntes refletem toda a informação disponível, então os preços correntes também refletem o valor presente subjacente dos ativos (Ross, 1996, p. 332).

Ao descreverem mercados de capitais eficientes, Coppeland *et al*. (2005, p. 353) contrastam tal estrutura com a de um mercado de capitais perfeito. Um mercado de capitais perfeito atenderia às seguintes condições:

- Mercados são "sem atritos" (*frictionless*), ou seja, não há custos de transação ou impostos, todos os ativos são perfeitamente divisíveis e transacionáveis e não existem regramentos restritivos.
- Existe competição pura ou perfeita nos mercados de ativos financeiros. Vale dizer que os participantes são apenas tomadores de preços.

- Mercados são eficientes em termos de informação, ou seja, a informação não tem custos e é recebida instantaneamente por todos os participantes.
- Todos os participantes são racionais e visam maximizar suas funções de utilidade.

Os mercados de capitais eficientes seriam menos restritivos do que os mercados perfeitos. Para se chegar aos mercados eficientes, algumas assertivas dos mercados perfeitos devem ser "relaxadas". Os mercados não são "sem atritos", mas nem por isso deixariam de serem eficientes. Os preços seguiriam refletindo toda a informação disponível, mesmo que houvesse taxas de corretagem (custos de transação), e mesmo que os ativos não fossem plenamente divisíveis. Principalmente, os mercados de capitais podem ser eficientes mesmo sob condições de competição imperfeita. Se uma firma pode colher lucros monopolistas em um mercado de produtos, o mercado de capitais eficientes determinará o preço de seus ativos negociados já incorporando o valor presente dos fluxos de lucros monopolistas antecipados. Outra assertiva que pode ser relaxada é quanto ao custo da informação, tal custo não necessariamente precisa ser nulo.

Fama (1970) sugere condições suficientes para a existência de um mercado de capitais eficiente. Afirma o autor:

> Um mercado sem atritos, onde toda a informação é livremente disponível e investidores concordam com suas implicações não é, logicamente, a descrição de mercados encontrados na prática. Por sorte, tais condições são suficientes, mas não necessárias. Por exemplo, conquanto que os envolvidos em uma transação levem em conta toda a informação disponível, mesmo havendo elevados custos de transação, que inibem o fluxo de transações, não implicam, em si mesmos, que quando as transações efetivamente ocorrem, os preços não reflitam toda a informação disponível. De modo similar, o mercado pode ser eficiente se um "número suficiente" de investidores tiverem acesso imediato a toda informação disponível. E o desacordo entre os investidores com relação às implicações de dadas informações não implica, em si mesmo, ineficiência de mercado, a menos que existam investidores que possam, consistentemente, realizar avaliações melhores sobre as informações do que as avaliações implícitas nos preços de mercado.

Brito (1978) *apud* De Camargos e Barbosa (2003) sugere que a eficiência do mercado de capitais deve ocorrer em três distintos níveis, a saber:

- Nível informacional, associado à capacidade dos analistas financeiros em assimilar e refletir instantaneamente no preço dos ativos o fluxo de informação existente no mercado;
- Nível alocacional, associado à capacidade do mercado em desenvolver ativos que melhor correspondam à demanda de poupadores e investidores, permitindo uma melhor alocação de recursos;
- Nível operacional, associado aos custos e recursos envolvidos no processo de intermediação financeira.

De acordo com Ross (1996) uma das importantes implicações do conceito de mercados de capitais eficientes é de que as firmas não podem criar valor a partir de manobras artificiais ("cozinhar" os livros). A criação de valor por parte das firmas, para ser efetiva, deve ser genuína, não pode ser baseada em estratégias que "enganam" os investidores. A criação de valor a partir de decisões de orçamento de capital pode vir a partir de decisões como:

- Localização de uma demanda insatisfeita para um produto ou serviço;
- Criação de barreiras à competição de outras firmas;
- Produção a custos mais baixos do que a concorrência;
- Pioneirismo ao desenvolver produtos

Por outro lado, gerentes financeiros realizam manobras tais como "empacotar" ativos (*packaging securities*), aumento artificial de lucros, etc, na tentativa de criar valor enganando acionistas e investidores. No entanto, percebe-se que tais manobras não podem criar valor de modo real, pois se a informação é perfeitamente (ou suficientemente, relaxando a premissa) distribuída, investidores não se deixariam enganar. Posto assim, É preciso ser cético quanto ao fato de que o valor pode ser criado facilmente.

Quanto ao nível de eficiência informacional, a velocidade de incorporação das informações ao valor dos ativos negociados define uma estrutura de classificação que envolve basicamente três estágios. Quanto mais rápida e precisa for a incorporação das novas informações, mais desenvolvido será o mercado (De Camargos e Barbosa, 2003).

Foi Fama (1970) quem estruturou a classificação dos níveis de eficiência de mercado em três estágios: Forma Fraca (*weak form*), Forma Semi-Forte (*semi-strong*) e Forma Forte (*strong*).

Coppeland *et al*. (2005, p.354) ao comentarem a classificação proposta por Fama, afirmam que o autor define três tipos de eficiência, cada uma baseada em uma diferente noção de exatamente qual tipo de informação é entendida como sendo relevante, na frase "... todos os preços refletem totalmente todas as informações relevantes". Os três níveis de eficiência de mercado podem ser descritos da seguinte forma:

- Forma Fraca: Nenhum investidor pode obter retornos excessivos ao desenvolver táticas de transações baseadas em preços históricos ou informações históricas sobre retornos. As informações sobre preços e retornos passados são irrelevantes, pois são de conhecimento de todos no mercado, e portanto já foram incorporadas.
- Forma Semiforte: Nenhum investidor pode obter retornos excessivos ao desenvolver táticas de transações baseadas em quaisquer informações publicamente disponíveis (informações como Reportes Anuais).
- Forma Forte: Nenhum investidor pode obter retornos excessivos ao utilizar qualquer informação, seja a informação publicamente disponível ou não.

Ao estruturar os níveis de eficiência de mercados, Fama (1970) contextualiza a pesquisa empírica sobre o tema a partir de uma perspectiva histórica:

> Historicamente, a pesquisa empírica evolui mais ou menos como segue: Os estudos iniciais estavam preocupados com testes da forma Fraca de eficiência, onde as informações de interesse são os preços e retornos passados (...) Quando extensos testes pareciam suportar a hipótese da eficiência neste nível, a atenção dos pesquisadores se voltou para a forma Semiforte de eficiência, que se preocupa com a velocidade com que os preços se ajustam a outras informações publicamente disponíveis (como anúncios de splits, relatórios anuais, novas emissões de ações). Finalmente, testes da forma Forte de eficiência, na qual a preocupação é sobre se um investidor ou um grupo de investidores (gerente de fundos) têm acesso monopolista a informações relevantes sobre a formação dos preços, recentemente surgiram.

Sobre a hipótese fundamental da teoria, de que os preços poderiam refletir completamente todas as informações disponíveis no mercado, Fama pondera que tal hipótese seria extrema, nula, e, por conseguinte, não poderia ser literalmente verdadeira. Neste sentido, a categorização em três formas de eficiência ajuda a identificar o nível de informação no qual uma hipótese é rompida ou superada. Sobre as evidências empíricas, ele afirma: " (...) não há importantes evidências contra as hipóteses de eficiências fraca e semifortes (i.e, preços parecem reagir eficientemente a informações publicamente disponíveis), e há apenas evidencias limitadas contra a forma forte de eficiência (i.e, acesso monopolista sobre informações não parece prevalecer).

Sobre a hipótese de eficiência de forma Fraca, Ross (1996) afirma que, como o comportamento futuro de uma ação não pode ser predito a partir de seu comportamento passado, a ação seguiria um padrão de "*random walk*" ou "passeio aleatório", pois suas flutuações futuras não teriam uma direção previsível, seriam, a bem dizer, aleatórias. A forma fraca de eficiência é a mais débil que um mercado pode oferecer, pois informações sobre preços do passado são muito fáceis de serem obtidas. Se fosse possível obter ganhos extraordinários a partir de preços passados, todos o fariam, e os lucros tenderiam ao desaparecimento. Sobre as outras duas formas de eficiência de mercado, o autor afirma: "As evidências que suportam a forma semiforte de eficiência são, logicamente, mais convincentes do que as que suportam a forma forte de eficiência, e por muitos motivos é razoável assumir que o mercado é de fato eficiente na forma semiforte".

Existe forte tendência na literatura financeira em considerar que a forma Forte de eficiência não pode ser empiricamente comprovada, ao menos em larga extensão. Conforme Dimson e Mussavian (2000): "Desde os primeiros estudos de eventos, numerosos artigos demonstraram que a identificação rápida de novas informações pode fornecer lucros substanciais. *Insiders* que transacionam com base em informações privilegiadas podem, portanto, realizar lucros excessivos, violando a hipótese de eficiência forte". É claro que a própria legislação de proteção aos mercados de capitais desenvolveu poderes para impedir ou limitar este tipo de comportamento. Mas como regulamentações externas ferem o principio da eficiência de mercado (ao menos para mercados de fatores reais), e como na ausência de tais regulamentos, a forma forte de eficiência acabaria violada de qualquer modo, mesmo com controles, a hipótese de eficiência forte não parece prevalecer.

Fama (1991), ao revisar seu artigo sobre Mercados de Capitais Eficientes, retoma a hipótese forte de eficiência, na qual os preços dos ativos refletem totalmente todas as

informações disponíveis. No entanto, ao concordar com Grossman e Stiglitz (1980) *apud* Fama (1991), quanto às precondições a hipótese forte serem que os custos de informação e de transações devem ser zero, ele admite: "Dado que existem com certeza custos de informação e transação positivos, a hipótese extrema [forte] de eficiência de mercados é com certeza falsa".

Finalmente, é possível sintetizar o pensamento acerca da eficiência de mercados a partir da passagem de Dimson e Mussavian (2000):

> Para fazer sentido, o conceito de eficiência de mercado deve admitir a possibilidade de algumas ineficiências menores (...) Enquanto ficou claro que os mercados não podem ser completamente eficientes na forma Forte, há grande suporte às formas fraca e semiforte, e ainda a algumas versões da forma forte quando focadas na performance de profissionais da área de investimentos.

De Camargos e Barbosa (2003), ao realizarem uma compilação das contribuições de várias pesquisas sobre a eficiência do mercado de capitais brasileiras, afirmam que a maior parte das pesquisas realizadas no passado aponta para uma eficiência de forma Fraca do mercado de capitais brasileiro. A evolução do mercado de capitais brasileiro para uma forma Semiforte, embora ainda careça de comprovação empírica, pode ser sugerida, por fatos externos como a maior integração da economia com o resto do mundo, inserção maior no mercado financeiro mundial, intensificação do comércio internacional, etc, além de fatos internos, como privatizações, maior participação de investidores internos e estrangeiros no mercado, mais transparência nas negociações, etc. Afirmam os autores:

> O conjunto de alterações ocorridas na década de 90, tanto no cenário internacional quanto internamente à economia brasileira, associados a uma alteração de fundo na estrutura desta, a uma maior participação de investidores individuais e estrangeiros, e uma maior transparência nas negociações são fortes indícios de que a eficiência informacional do mercado de capitais brasileiro melhorou desde 1994, fato que ainda carece de confirmação empírica.

2.2 ESTRUTURA DE CAPITAL: CONCEITOS BÁSICOS

A escolha do financiamento dos investimentos, e sua ligação com a exposição ótima ao risco, são centrais para a performance econômica das firmas. Muito embora os estudos empíricos sejam vastos, pouco se produziu em termos de orientação efetiva para a tomada de decisão na prática das corporações (LELAND, 1998).

Segundo Smart *et al*. (2007), uma firma pode adotar diversas formas para financiar suas operações. Uma firma que se endivida para gerar os recursos para sua atividade fim é dita uma firma alavancada. Já uma companhia que se financia totalmente com recursos próprios é denominada desalavancada.

A alavancagem financeira afeta o desempenho das firmas. O efeito criado pode ser negativo ou positivo, dependendo de diversas variáveis. Afirmam os autores que, basicamente, o retorno será positivo quando o capital levantado na forma do endividamento for aplicado de modo a gerar valor em excesso. O principio fundamental da alavancagem financeira seria que, ao substituir o financiamento com recursos próprios (*equity*), se aumentam as expectativas de retorno dos acionistas daquela firma, e ao mesmo tempo deixam os retornos mais variáveis, do que em um cenário onde a firma se financia totalmente com recursos próprios. Para Frank e Goyal (2009), quando uma firma decide utilizar o financiamento por dívida, ela está realocando alguns fluxos de caixa futuros que são esperados pelos seus acionistas (*equity claimants*), em troca de caixa imediato. Já segundo Bradley, Jerrel e Kim (1984), a estrutura de capital ótima de uma companhia é obtida como uma função do trade-off entre as vantagens tributárias do endividamento e os custos relacionados ao endividamento (custo de concordata, custo de agência, etc).

A estrutura de capital das firmas segue alguns padrões. Ou seja, o determinante da composição do financiamento, entre recursos próprios e de terceiros, muitas vezes é um fator comum para várias firmas: características da indústria onde elas atuam, características do país onde elas são sediadas, nível de impostos, etc.

Em algumas indústrias, a proporção do endividamento sobre o patrimônio líquido (*debt-to-equity ratio*) pode ser elevada, enquanto que em outras industrias a utilização de endividamento é nula ou muito baixa (Smart *et al*., 2007, p.455). O setor de utilidades públicas, transporte, e muitos setores intensivos em capital tendem a ter altos níveis de

endividamento. Firmas dos setores de serviços, mineração e alta tecnologia geralmente tomam pouca dívida. Ou seja, as características operacionais do setor, assim como a composição de ativos necessária à operação, exerce influência sobre o grau de endividamento das firmas.

A estrutura de capital também varia de país para país. Para os autores, o motivo pelo qual tal variação existe ainda é um tanto quanto controverso. Em parte, as diferenças de alavancagem podem refletir variações na composição industrial da economia. Fatores culturais, históricos e institucionais também afetam a estrutura de capital das firmas. Por exemplo, o nível de sofisticação do mercado de capitais e a confiança gerada neste mercado versus a confiança depositada em bancos.

Para Harris e Raviv (1991), a alavancagem aumenta em proporção aos ativos fixos, "escudos de impostos" (*tax shields*), oportunidades de crescimento, e tamanho da firma. Por outro lado, o endividamento decresce em função da volatilidade, gastos com pesquisa e desenvolvimento, publicidade & propaganda, risco (custo) de falência e especificidade do produto comercializado.

Smart *et al*. (2007) apontam que a alavancagem varia inversamente ao custo de concordata ou falência (*financial distress cost*). Ou seja, quanto maiores os custos de concordata ou falência, menos divida as empresas tomam. Por exemplo, firmas que tem sua base de ativos principais constituídas por ativos intangíveis (como marcas e propriedade intelectual), tendem a perder mais dinheiro se experimentarem concordata ou falência, em comparação com empresas que têm seus ativos concentrados em tangíveis (*hard assets*), que podem ser utilizados como garantias ou colaterais no caso de necessidade de pagamento aos credores. Além disso, os autores argumentam que em países onde a proteção ao credor é alta, as empresas tendem a tomar menos dívidas, pela alta probabilidade de execução do direito de cobrança por parte do credor, em uma situação da falência do devedor.

2.3 PRINCIPAIS TEORIAS SOBRE ESTRUTURA DE CAPITAL

Segundo Frank e Goyal (2009), a despeito de décadas de estudos empíricos e vasta literatura teórica sobre estrutura de capital, os fatores que direcionam a tomada de decisão das firmas sobre a escolha de uma forma de financiamento continuam passiveis de questionamentos. Para os autores, muitas hipóteses já foram testadas e as evidências são extensas, mas boa parte das pesquisas buscou suporte para uma teoria particular. Poucos autores testaram uma teoria comparativamente à outras, para verificar qual delas produziria modelos melhor ajustados. No entanto, Shyam-Sunder e Myers (1999), em seu estudo compararam as duas principais teorias correntes sobre estrutura de capital: O *trade-off* estático e a "*Pecking Order*". Nesta seção as principais teorias sobre estrutura de capital foram avaliadas, com discussão sobre os principais resultados de pesquisas empíricas.

2.3.1 Trade-off Estático

Para Bancel e Mittoo (2004), as firmas determinam sua estrutura de capital ótima ao equilibrarem os benefícios e custos das formas de financiamento. Segundo Smart et al (2007), conforme o nome do modelo sugere, os gestores definem a estrutura de capital que gera um equilíbrio entre as vantagens fiscais da dívida e os custos de agência. Dado que as firmas podem deduzir o pagamento de juros do lucro tributável, mais dívida leva a menores impostos. No entanto, o custo de agência do endividamento aumenta à medida que mais dívida é tomada. Os acionistas (*equityholders*) de uma firma alavancada podem extrair valor de seus credores (*debtholders*), a partir da decisão por investimentos mais arriscados, uma vez que a dívida junto aos credores está tomada, o que constitui o chamado problema de substituição de ativo (*asset substitution problem*). Este comportamento cria custos de agência, os quais a escolha da estrutura de capital deve reconhecer e controlar (LELAND, 1998).

Especificamente, com um maior grau de endividamento, a probabilidade da firma se encontrar em uma situação de concordata (*financial distress*) vai aumentando, e a firma tenderá a incorrer nos custos decorrentes. Por outro lado, para Procianoy e Schmitt (1995), as

firmas obtém o benefício fiscal do endividamento pois o juro pago (remuneração da dívida) é descontado do lucro tributável sob a forma de despesa. Em síntese, o modelo do trade-off estático prevê que as firmas balanceiam as economias fiscais advindas da dívida com os custos esperados de entrar em concordata, e em função desta análise elegem sua estrutura de capital (Smart *et al*., 2007). Já para Graham e Harvey (1999), as empresas valorizam também a flexibilidade financeira e o *rating* de crédito ao tomarem decisões de endividamento.

Para Shyam-Sunder e Myers (1999), o modelo estático se baseia na existência de um ponto de ótimo do grau de endividamento de uma dada firma, obtido ao se igualarem o benefício marginal dos *tax shields* (escudos de impostos) ao custo marginal de falência (risco marginal ao se tomar uma unidade a mais de divida). O valor da firma seria maximizado em situação de estrutura de capital (recursos próprios vs recursos de terceiros) ótima. O tradeoff reside justamente na escolha entre tomar divida versus o risco de falência. A teoria do tradeoff estático assume que as firmas, uma vez identificando qual seria sua estrutura de capital que maximiza o valor de suas ações, perseguiriam tal estrutura, ou seja, ajustariam seu nível de endividamento ao redor de um *target* (alvo). O modelo pode ser sintetizado a partir da figura a seguir:

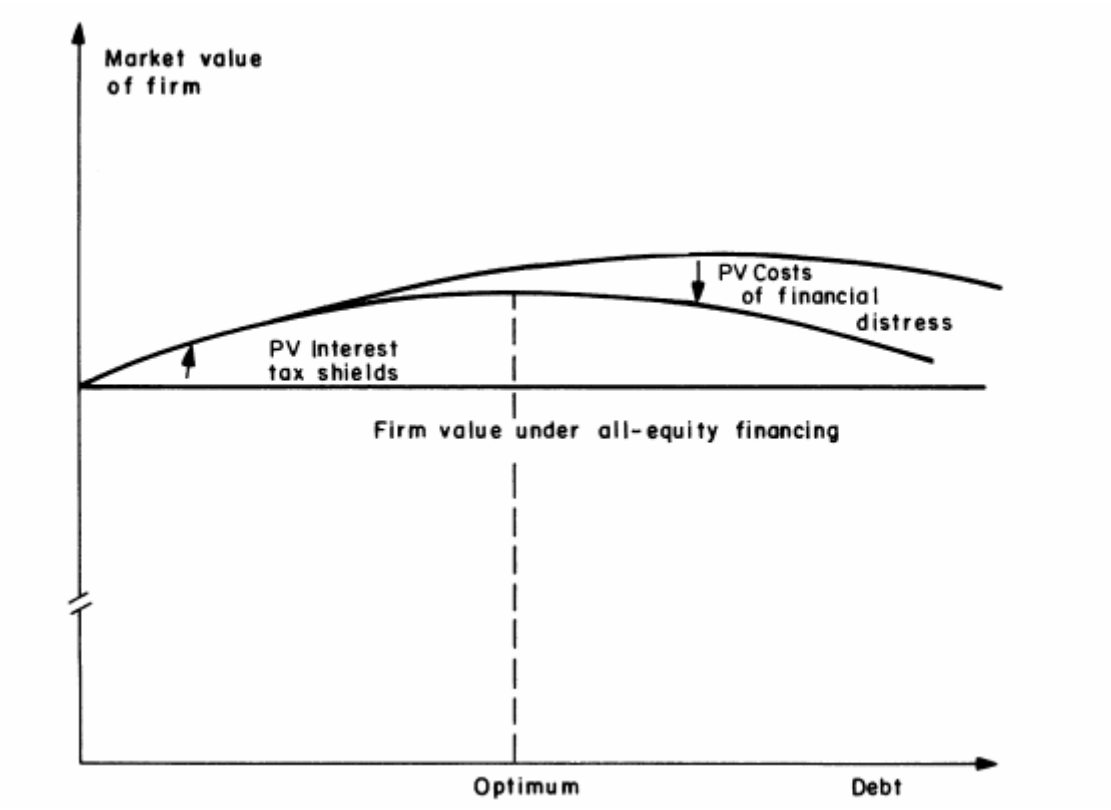

Figura 2: Trade-off Estático (Nível ótimo de Endividamento)

Fonte: Shyam-Sunder e Myers (1999)

As firmas ajustariam sua estrutura de capital de modo a situarem-se no topo da curva. Portanto, realizaria movimentos tanto de aumento do grau de endividamento quanto de redução, dependendo do nível atual de dívida. As decisões de endividamento girariam ao redor do *target* que maximiza o valor presente líquido da companhia.

2.3.2 Pecking Order

A teoria da *Pecking-Order* é postulada com base em outra noção financeira. Nesta formulação, não existe uma taxa ótima de endividamento. A atratividade de *tax shields*, e os riscos de falência são considerados de ordem secundária. O que altera o grau de endividamento das companhias é a necessidade de financiamento externo de suas estratégias de crescimento, quando não há equilíbrio entre fluxos de caixa gerados internamente (livres de dividendos) e oportunidades de investimento reais. Ou seja, se uma dada firma tem uma geração de caixa que não é suficiente para cobrir sua necessidade de investimentos, ela buscará recursos de terceiros, se endividará (Shyam-Sunder e Myers 1999).

Para Smart *et al* (2007), o modelo da *Pecking Order* é o maior desafiador do modelo do *Trade-off* estático. A teoria consiste de duas assertivas básicas: primeiro, os gestores são melhor informados sobre as perspectivas de suas próprias firmas do que investidores de fora (assimetria de informação). Além disso, os administradores agem no melhor interesse dos acionistas existentes. Tal assertiva remete à hipótese de que é possível que os administradores abram mão de projetos com valor presente liquido positivo, se aceitar tais projetos force a firma a emitir ações subprecificadas, trazendo benefícios para novos acionistas e prejuízos para os antigos. Esta premissa, segundo os autores, fornece o racional para que as firmas valorizem a "gordura financeira" (*financial slack*), como grandes posições de caixa.

No modelo acima, as firmas preferem o financiamento com recursos próprios (lucros acumulados) ante as formas externas de captação. No entanto, se for necessário captar recursos externamente, a prioridade é do endividamento mais seguro disponível no mercado, e, em último caso a emissão de novas ações, dado que tais emissões diluem a posição acionária dos atuais acionistas, além de fracionarem o lucro futuro. Portanto, conforme Shyam-Sunder e Myers (1999), o endividamento não é uma meta buscada pela companhia,

mas uma forma de atender à uma demanda pontual por recursos, geralmente em momentos onde existe necessidade líquida de caixa para financiar algum projeto de expansão ou crescimento.

2.3.3 Sinalização

O modelo é baseado na premissa de assimetrias de informação entre os administradores e acionistas externos. Os gestores, com informações internas favoráveis, têm incentivos para comunicar tal informação aos investidores, para aumentar o valor das ações (Smart *et al* 2007). O conceito subjacente é de que apenas firmas com bons prospectos podem se dar ao luxo de se endividar, e que a leitura subsequente seria de que o endividamento é uma forma de enviar a mensagem para o mercado de que os fluxos de caixa futuros da companhia são extremamente promissores.

Para Ross (1977), de modo semelhante, uma maneira de as empresas sinalizarem que terão fluxos de caixa positivos no futuro é justamente através do endividamento. Ocorreria uma sinalização de que a saúde financeira da companhia é boa, e que a geração de caixa futura seria suficiente para distribuir lucros e também para pagar os próprios juros da dívida contraída.

2.3.4 Market-Timing Model

Para Smart *et al* (2007), a teoria do *market timing* afirma que as companhias emitem ações quando o valor de mercado de suas ações está alto, e se endividam quando o valor de suas ações está baixo. Como resultado, a estrutura de capital das empresas reflete tão somente os efeitos acumulados das ações de "*market timing*" de seus gestores. Firmas com alto grau de alavancagem financeira captaram capitais quando o valor de suas ações estava baixo, o que sinaliza a aplicabilidade da teoria.

3 MÉTODO DE PESQUISA

O capítulo de Método de Pesquisa apresenta a forma pela qual se buscou atingir os objetivos de pesquisa estabelecidos durante a Introdução. A organização do capítulo se dá da seguinte forma: Na seção 3.1 a amostra do estudo foi definida. A seção 3.2 explica o procedimento de coleta de dados. O ponto 3.3 apresenta as variáveis de análise. Na sequência, na seção 3.4 é apresentado o método de análise de dados.

3.1 AMOSTRA

A amostra escolhida para o estudo compreende as empresas do setor de varejo que têm suas ações listadas na Bolsa de Valores do Brasil, e que estão classificadas pelo portal *Economatica* dentro dos setores desta plataforma identificados como Comércio e Têxtil, dado que alguns varejistas que também possuem atividade fabril estão classificados no setor têxtil. A tabela abaixo resume as empresas componentes da amostra:

Tabela 1 – Empresas estudadas – amostra

Empresa	Setor
Alpargatas	Têxtil
Cia Hering	Têxtil
Dimed	Comércio
Drogasil	Comércio
Globex	Comércio
Grazziotin	Comércio
Grendene	Têxtil
Guararapes	Têxtil
Lojas Americanas	Comércio
Lojas Marisa	Comércio
Lojas Renner	Comércio
Natura	Comércio
Pão de Açucar	Comércio
Profarma	Comércio
B2W Varejo	Comércio

Fonte: Autor

3.2 COLETA DE DADOS

Os dados foram coletados no portal *Economatica*, em bases trimestrais, a partir do ano de 2007, até o ano de 2010. Portanto, a amostra contou com 15 empresas, durante 16 trimestres, compondo uma amostra total de 240 observações, amostra numerosa o suficiente para a realização de regressões multivariadas. Logicamente, após o exame do banco de dados, é possível que a amostra venha a sofrer alterações, com a identificação de eventuais *outliers*.

3.3 VARIÁVEIS DE ANÁLISE

As variáveis analisadas na pesquisa serão as apresentadas a seguir.

3.3.1 Estrutura de Capital

A estrutura de capital será mensurada pela variável *Grau de Endividamento Bruto [D/(D+PL)]* ou Capitais de Terceiros sobre Capitais Totais. A variável é calculada da seguinte forma:

$$D / D + PL = \frac{Dívida_Total_Bruta}{Dívida_Total_Bruta + PL}$$

Também será computada a variável [(D/(D+PL)²] (*Endividamento Bruto* ao quadrado) para teste com regressão polinomial, dado que é possível que a forma funcional pela qual o endividamento está relacionado com o desempenho acionário não seja linear.

3.3.2 Desempenho das ações

O desempenho das companhias será avaliado pelo Valor de Mercado (MVE – *Market Value of Equity*). A variável é obtida ao se multiplicar o valor das ações da companhia pela quantidade de ações (*outstanding shares*). A variável é calculada computando todas as classes de ações detidas pelas firmas (Ordinárias ou Preferenciais).

3.3.3 Variáveis de controle

Estudos anteriores incluíram variáveis de controle, principalmente para verificar o efeito do tamanho da firma como moderador da relação entre Estrutura de Capital e Performance das Ações. Por este motivo, algumas variáveis de controle foram coletadas, para teste nas regressões multivariadas, sendo elas: Receita Líquida, Dívida Bruta e Patrimônio Líquido. Variáveis semelhantes são muito utilizadas em estudos de finanças (NAKAMURA *et al*., 2007).

3.4 MÉTODO DE ANÁLISE DE DADOS

3.4.1 Dados em Painel

Conforme definido na seção de Amostra e Coleta de Dados, as variáveis são dinâmicas, ou seja, evoluem no tempo, na forma de séries temporais. No entanto, são também variáveis do tipo *cross section* (15 empresas)

Para Gujarati (2006, p. 513), o tipo de modelo econométrico que combina dados de corte transversal e séries temporais é o de Regressões com Dados em Painel (*Panel data*

analysis). Estudos anteriores também valeram-se de regressões com dados em painel (NAKAMURA *et al*., 2007). Portanto, para analisar como a relação entre as variáveis ocorre de modo dinâmico, considerando indivíduos (empresas) heterogêneos, a técnica de Dados em Painel será utilizada. Abaixo um modelo hipotético de regressão com dados em painel:

$$Yit = \alpha + \beta Xit + uit$$

Onde:

Y é a variável dependente;
X a variável independente;
alfa é o intercepto;
beta é o coeficiente angular;
u é o resíduo;
i denota os indivíduos (empresas);
t denota o tempo.

Johnston e DiNardo (2001, p.421) definem dados em painel como observações repetidas para o mesmo conjunto de unidades seccionais. Os autores definem a seguinte notação:

$yit =$ valor da variável explicativa para a unidade seccional i no instante *t,* onde $i = 1, \ldots, N$ e $t = 1, \ldots, T$.

$xitJ =$ valor da j-ésima variável explicativa para a unidade *i* no instante *t*. Existem K variáveis explicativas indexadas por $j = 1, \ldots, K$.

Para os autores, o modo mais cômodo de organizar os dados é pela notação matricial abaixo:

$$yi = \begin{bmatrix} yi1 \\ yi2 \\ \cdots \\ yiT \end{bmatrix} \qquad xi = \begin{bmatrix} xi1^1 & xi1^2 & \cdots & xi1^K \\ xi2^1 & xi2^2 & \cdots & xi2^K \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ xiT^1 & xiT^2 & \cdots & xiT^K \end{bmatrix} \qquad \varepsilon i = \begin{bmatrix} \varepsilon i1 \\ \varepsilon i2 \\ \cdots \\ \varepsilon iT \end{bmatrix}$$

Onde yi é o vetor de variáveis independentes, xi o vetor de variáveis dependentes, e o vetor do termo de perturbação. De modo semelhante, os modelos com regressão com dados em painel são resumidamente definidos pelos autores conforme a seguir:

$$\mathbf{yi} = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \dots \\ y_n \end{bmatrix} \quad \mathbf{x} = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \dots \\ x_n \end{bmatrix} \quad \varepsilon i = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \dots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

Onde y é um vetor , x é um vetor do tipo e o termo de perturbação é do tipo . Portanto, o modelo de regressão linear clássico com dados em painel é expresso como:

onde

$$\beta = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \dots \\ \beta_k \end{bmatrix}$$

Modelos de regressão com dados em painel podem ser de dois tipos básicos: efeitos fixos e efeitos randômicos. Os modelos de efeitos randômicos consideram que o intercepto se divide em um valor de intercepto comum e um termo de erro aleatório (uma parte do intercepto é comum e outra varia aleatoriamente entre as empresas). Já nos modelos de efeitos fixos, cada unidade de corte transversal possui um intercepto específico, invariante no tempo, que captura elementos específicos do indivíduo observado ao longo das séries temporais. Nas próximas seções os dois modelos são explicados.

3.4.1.1 Efeitos Fixos

Modelos de efeito fixo podem abranger diversas situações:

a) intercepto e coeficiente angulares são constantes no tempo (série temporal) e espaço (corte transversal);

b) coeficientes angulares constantes, mas interceptos variantes entre indivíduos, coeficientes angulares constantes, com intercepto variando no tempo e no espaço;

c) todos os coeficientes variam no tempo; todos os coeficientes variam no tempo e no espaço.

Se o número de dados da série temporal for grande e o numero de empresas no corte transversal for pequeno, tenderá a haver pequena diferença nos parâmetros estimados pelos dois tipos de modelo. Neste caso, a escolha do modelo é feita pela conveniência computacional (GUJARATI, 2006). No caso da amostra deste estudo, há de fato um número de observações no tempo (16 trimestres) maior do que o número de observações de corte transversal (15 empresas). Portanto, ambos os modelos serão testados, pois do ponto de partida não há tendência de que um modelo seja preferível ao outro.

Dentre os modelos de Efeitos Fixos, será testado o que considera os coeficientes angulares constantes, e os interceptos variando entre empresas, mas invariantes no tempo, que define um dos tipos de regressão com dados em painel de efeitos fixos (GUJARATI, 2006). A conveniência se dá pelo fato de que este tipo de modelo, ao permitir que o intercepto varie entre os grupos de corte transversal (empresas) permite capturar individualidades destas firmas. A premissa de que os coeficientes angulares são constantes faz sentido para este estudo pelo fato de que as companhias da amostra são do mesmo setor. Por isso faz sentido crer que a estrutura de capital, que se relaciona com a performance das ações através do coeficiente angular, opere de modo semelhante para as firmas da amostra.

Caso fosse considerado que o intercepto varia com o tempo, seria necessário incluir uma variável *dummy* para cada trimestre. A regressão resultante teria muitos parâmetros, o que comprometeria os graus de liberdade (GUJARATI, 2006).

Gujarati (2006, p. 517) define o modelo de regressão com dados em painel com efeitos fixos, com coeficiente angular constante, mas intercepto variando entre empresas a partir da seguinte equação:

$$Yit = \alpha i + \beta 1 X 1it + \beta 2 X 2it + uit$$

3.4.1.2 Efeitos Aleatórios

Os modelos de regressão com dados em painel com efeitos randômicos podem ser definidos pela seguinte equação:

$$Yit = \beta 1i + \beta 2 X 1it + \beta 3 X 2it + uit$$

No entanto, ao invés de tratar o intercepto como fixo, supõe-se que ele seja uma variável aleatória com valor médio (sem o subscrito i), e o valor do intercepto para uma unidade de corte transversal é representado por:

$$\beta 1i = \beta 1 + \varepsilon i \text{ , } i = 1,2, \text{.....}, N,$$

onde é um termo de erro aleatório com média zero e variância . Em síntese, segundo Gujarati (2006, p. 522), as unidades de corte transversal tem um valor médio comum para o intercepto (=) e as diferenças individuais no intercepto de cada unidade se refletem no termo de erro .

Portanto, efetuando as substituições, chega-se no modelo de regressão com dados em painel com efeitos aleatórios ou randômicos (também conhecido como modelo de componente dos erros):

$$Yit = \alpha 1 + \beta 1 X 1it + \beta 2 X 2it + (\varepsilon i + uit)$$

e considerando que , tem-se que:

$$Yit = \alpha 1 + \beta 1 X 1it + \beta 2 X 2it + Wit$$

O modelo de efeitos randômicos para das seguintes premissas ou pressupostos acerca dos termos de erros:

$$\varepsilon i \sim N(0, \sigma \varepsilon^2)$$

$$uit \sim N(0, \sigma u^2)$$

$$E(\varepsilon i, uit) = 0$$

$$E(\varepsilon i \varepsilon j) = 0, i \neq j$$

$$E(uit, uis) = E(uit, ujt = E(uit, ujs) = 0, (i \neq j; t \neq s)$$

Ou seja, os componentes de erro individuais não estão correlacionados entre si nem estão correlacionados entre as unidades de corte transversal e as de séries temporais. Uma característica importante do modelo de efeitos aleatórios é que, segundo Gujarati (2006, p. 523), a estimação através de Mínimos Quadrados Ordinários produz estimadores ineficientes. Por isto, estes modelos são estimados a partir do método dos Mínimos Quadrados Generalizados.

3.4.1.3 Escolha entre Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios: Teste de Hausman

Segundo Johnston e DiNardo (2001, p. 437), para escolher entre um modelo de efeitos fixos ou efeitos aleatórios, o teste de Hausman é um dos mais utilizados. De modo simplificado, a idéia do teste é a seguinte: (1) Se os efeitos não estão correlacionados com as variáveis explicativas (regressores), o estimador de efeitos aleatórios é consistente e eficiente. Já o estimador de efeitos fixos é consistente, mas é ineficiente. (2) Se os efeitos estão correlacionados com as variáveis explicativas, o estimador de efeitos fixos é consistente e eficiente, mas o de efeitos aleatórios é inconsistente.

Portanto, o teste de Hausman (que é uma estatística de teste baseada em uma distribuição assintótica), apresenta as seguintes hipóteses:

H0: O estimador de efeitos aleatórios é consistente

H1: O estimador de efeitos aleatórios não é consistente

Portanto, fica claro que em caso de rejeição da hipótese nula do teste, o modelo com efeitos fixos é preferível com relação ao modelo com efeitos aleatórios.

3.4.1.4 Equações de Regressão Estimadas

Para averiguar se a forma de relação entre Estrutura de Capital e Performance das Ações é linear ou quadrática (conforme a teoria do *Trade-off* Estático), serão estimadas as regressões com base no modelo de regressão polinomial sugerido por Gujarati (2006).

As regressões a serem estimadas, inicialmente, no trabalho podem ser encontradas abaixo:

Efeitos Fixos

(1) $\ln MVEit = \alpha i + \beta 1(D/D + PL)it + (PL)it + uit$

(2) $\ln MVEit = \alpha i + \beta 1(D/D + PL)it + \beta 2(D/D + PL)^2 it + (PL)it + uit$

Efeitos Aleatórios

(3) $\ln MVEit = \alpha 1 + \beta 1(D/D + PL)it + (PL)it + wit$

(4) $\ln MVEit = \alpha 1 + \beta 1(D/D + PL)it + \beta 2(D/D + PL)^2 it + (PL)it + wit$

Onde:

ln MVE é o logaritmo natural do Valor de Mercado;

(D/D+PL) o termo linear da Estrutura de Capital;

$(D/D+PL)^2$ o termo quadrático da Estrutura de Capital;

PL é o Patrimônio Líquido, a variável de controle para tamanho

alfa é o intercepto;

betas são os coeficientes angulares;

u é o resíduo;

i denota os indivíduos (empresas);

t denota o tempo.

Wit denota o resíduo do modelo de efeitos aleatórios

Além dos modelos acima explicitados, foram estimadas regressões com transformações monotônicas das variáveis, como as formas logarítmicas, tanto para buscar associações mais fortes entre as variáveis, quando para avaliar relações de elasticidade entre elas. Também foram testadas regressões com outras variáveis de controle para o tamanho, como a Receita Líquida e a Dívida Bruta.

As análises estatísticas foram efetuadas nos softwares *STATA 10.0, Gretl 3.2 e SPSS 16.0.*

4 RESULTADOS

Neste capítulo são apresentados os resultados deste estudo. Na seção 4.1 as estatísticas descritivas da amostra são exibidas. Em seguida, a seção 4.2 apresenta as matrizes de correlação entre as variáveis. Na seção 4.3 são exibidos os resultados das regressões multivariadas. Por fim, no tópico 4.4 são discutidos os resultados.

4.1 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Nesta seção são apresentadas as estatísticas descritivas para as variáveis presentes no estudo. A tabela abaixo exibe o sumário das estatísticas:

Tabela 2 – Estatísticas Descritivas (parte I)

	Endividamento Bruto	Endividamento Bruto (ao quadrado)	MVE	Receita Líquida	Dívida Bruta	Patrimônio Líquido
N	240	240	240	240	240	240
Média	0,3147	0,1741	3.810.935	962.271	758.711	964.920
Mediana	0,2598	0,067	2.364.704	530.471	213.812	567.793
Desvio Padrão	0,2723	0,2609	4.206.648	1.435.269	1.283.185	1.385.841
Assimetria	1,04	1,81	1,71	3,63	2,48	1,47844
Curtose	0,13	1,81	2,86	16,68	8,67	1,66297
Mínimo	0,000	0,000	129.267	35.114	0,00	23.623
Máximo	0,9659	0,9300	20.548.667	11.033.781	8.569.441	7.098.589

Fonte: Autor

Na tabela acima são apresentadas as estatísticas descritivas das principais variáveis de análise da pesquisa. Primeiramente, analisando a variável independente mais importante da análise, justamente o Endividamento Bruto, percebe-se que existe uma grande heterogeneidade na amostra. A média do Endividamento Bruto é de 0,3147, ou seja, as empresas têm 31,47% de Endividamento como proporção de seus capitais totais. No entanto,

chama atenção o alto desvio padrão: 0,2723, o que sugere a referida heterogeneidade. O mesmo se observa para a variável na forma quadrática.

Ao se observar as estatísticas de mínimo e máximo, nota-se que existem empresas na amostra que não possuem endividamento algum (valores de 0) e outras com endividamento extremamente elevado (0,9659). Esta característica tornou interessante observar o nível de endividamento ao nível destas firmas que apresentaram estatísticas extremas, seja para cima ou para baixo.

Foram identificadas três empresas com as características acima explicadas. A Grazziotin apresentou endividamento médio no período muito próximo de zero. A Lojas Americanas e a B2W,por sua vez, tiveram endividamento muito mais alto do que a média do setor, chegando a uma relação de endividamento de quase 100%. A tabela abaixo demonstra as estatísticas descritivas destas unidades da amostra:

Tabela 3 – Média do Endividamento Bruto, potenciais Outliers

	Grazziotin	**Lojas Americanas**	**B2W**
N	16	16	16
Média	0,0001	0,9140	0,7704
Mediana	0,0000	0,9204	0,8456
Desvio Padrão	0,0001	0,0118	0,1597
Mínimo	0,000	0,8709	0,4444
Máximo	0,006	0,9391	0,9019

Fonte: Autor

Para as três empresas acima exibidas, a média do endividamento está dois desvios-padrão acima da média da amostra total (0,31). Portanto, elas apresentam um padrão de endividamento bruto que não deve ser linearmente comparado com o de seus pares, constituindo-se como *outliers*. Por este critério, as empresas foram excluídas da amostra para fins das regressões multivariadas. No entanto, por ser interessante avaliar como o mercado de ações reage ao nível de endividamento das duas empresas com altíssima alavancagem (Lojas Americanas e B2W), elas serão analisadas separadamente posteriormente.

Foi gerada uma nova análise de estatísticas descritivas, com as 12 empresas restantes. Nesta nova situação amostral, o painel ficou com 192 observações (12 empresas durante 16 trimestres). A tabela a seguir resume as estatísticas descritivas novamente:

Tabela 4 – Estatísticas Descritivas (parte II)

	Endividamento Bruto	Endividamento Bruto (ao quadrado)	MVE	Receita Líquida	Dívida Bruta	Patrimônio Líquido
N	192	192	192	192	192	192
Média	0,2553	0,091	3.571.058	957.931	568.094	1.143.784
Mediana	0,2386	0,061	2.039.520	490.538	190.352	703.606
Desvio Padrão	0,1776	0,1244	4.195.116	1.544.042	1.146.184	1.490.267
Assimetria	1,24	3,60	2,06	3,6	3,6	2,7
Curtose	2,60	18,17	4,09	14,4	15,8	6,8
Mínimo	0,000	0,000	139.502	77.741	0,00	23.623
Máximo	0,9659	0,9100	20.548.667	11.033.781	8.569.441	7.098.589

Fonte: Autor

Nota-se que com a exclusão das empresas com observações extremas para o endividamento bruto, a média da variável caiu significativamente, para 0,25 (25%), no entanto permanecendo com um alto desvio padrão, o que sugere que a heterogeneidade no grau de endividamento das empresas permaneceu alta. Algumas empresas apresentavam grau de endividamento bruto zero em alguns trimestres (valor mínimo da amostra), e outras chegando a ter 0,96 (96%) de endividamento bruto (valor máximo da amostra). No entanto, estes valores são vales ou picos do endividamento das empresas em alguns trimestres isolados, não sendo persistentes ao longo dos 16 trimestres analisados.

De modo semelhante, existe grande variabilidade no Valor de Mercado, na Receita Líquida, Divida Bruta e Patrimônio Líquido das empresas, com altos desvios-padrão e significante diferença entre as médias e as medianas das variáveis, o que demonstra existir uma notável diferença de tamanho entre as empresas da amostra. De fato, o setor de varejo definido nesta amostra conta com empresas de elevadíssimo porte como o Pão de Açúcar, com vendas líquidas superiores a R$ 11 bilhões no quarto trimestre de 2010, assim como empresas como a Drogasil, que apresentou receita líquida de pouco mais de R$ 500 milhões no mesmo período.

As estatísticas descritivas de Assimetria e Curtose fornecem uma indicação da normalidade univariada das variáveis. Para Kline (1998), valores de assimetria entre -3 e 3 e de Curtose entre -8 e 20 indicam normalidade univariada. Regressões com dados em painel não exigem que as variáveis sejam normais na sua distribuição, no entanto é importante notar que para regressões multivariadas, uma distribuição normal das variáveis pode ser favorável para efeitos de correlações. Por este motivo, é interessante utilizar transformações

monotônicas para as variáveis com eventuais sintomas de assimetria ou curtose, visando melhorar a relação entre as variáveis nos modelos de regressão (HAIR *et al*., 1998).

As variáveis Receita Líquida e Dívida Bruta apresentaram assimetria levemente acima do intervalo sugerido por Kline (1998), situação corrigida com a aplicação da transformação log. De todas as maneiras, seguindo a sugestão de Hair *et al*. (1998), as transformações monotônicas foram aplicadas nas situações onde se entendeu que seria possível melhorar a correlação entre as variáveis.

4.2 MATRIZES DE CORRELAÇÃO ENTRE AS VARIÁVEIS

Nesta seção foram analisadas as matrizes de correlação entre as variáveis da pesquisa. As correlações mais interessantes de serem observadas são entre a variável independente, o Valor de Mercado (MVE) e as variáveis independentes, o Endividamento linear e quadrático, assim como as variáveis de controle para tamanho.

Primeiramente foi elaborada a matriz de correlação entre as variáveis em sua forma linear e a variável explicativa na forma linear e logaritmica, já visando entender a forma funcional da variável dependente que possui relação mais forte com as explicativas.

Tabela 5 – Correlações – Parte I

		Endividamento	*SQ_Endivid*	*RL*	*PL*	*DB*	*ln_MVE*	*MVE*
Endividamento	**Correlação**	1,00	0,85	-0,01	0,04	-0,01	0,15	0,08
	Sig. (2-tailed)		0,00	0,91	0,61	0,84	0,04	0,28
	N	192	192	192	192	192	192	192
SQ_Endivid	**Correlação**	0,85	1,00	-0,04	0,02	-0,06	0,15	0,06
	Sig. (2-tailed)	0,00		0,61	0,83	0,45	0,04	0,42
	N	192	192	192	192	192	192	192
RL	**Correlação**	-0,01	-0,04	1,00	0,93	0,98	0,51	0,66
	Sig. (2-tailed)	0,91	0,61		0,00	0,00	0,00	0,00
	N	192	192	192	192	192	192	192
PL	**Correlação**	0,04	0,02	0,93	1,00	0,92	0,57	0,63
	Sig. (2-tailed)	0,61	0,83	0,00		0,00	0,00	0,00
	N	192	192	192	192	192	192	192
DB	**Correlação**	-0,01	-0,06	0,98	0,92	1,00	0,50	0,63
	Sig. (2-tailed)	0,84	0,45	0,00	0,00		0,00	0,00
	N	192	192	192	192	192	192	192
ln_MVE	**Correlação**	0,15	0,15	0,51	0,57	0,50	1,00	0,83
	Sig. (2-tailed)	0,04	0,04	0,00	0,00	0,00		0,00
	N	192	192	192	192	192	192	192
MVE	**Correlação**	0,08	0,06	0,66	0,63	0,63	0,83	1,00
	Sig. (2-tailed)	0,28	0,42	0,00	0,00	0,00	0,00	
	N	192	192	192	192	192	192	192

*p<0,01 -> correlação significante ao nivel 0,01
**p<0,05 -> correlação significante ao nive 0,05
***p <0,1 -> correlação significante ao nivel 0,1
Fonte: SPSS 16.0, adaptado pelo autor

Percebe-se que o valor de mercado (MVE) na sua forma logarítmica (ln_MVE) se correlaciona com mais intensidade, e com significância estatística, com as principais variáveis independentes, sendo elas o endividamento linear e quadrático (correlação de 0,15 com ambas as variáveis, significantes ao nível 0,05). Já com as variáveis de controle, ocorre maior correlação com a forma linear do valor de mercado, mas sendo estas correlações igualmente estatisticamente significantes (correlação de ln_MVE de 0,51 com a Receita Líquida; 0,57 com o Patrimônio Líquido e de 0,50 com a Dívida Bruta). A existência de correlação linear entre a variável dependente e as variáveis explicativas confere linearidade entre elas, o que segundo Kline (1998), é uma importante característica para modelos de regressão.

É interessante notar que o Endividamento linear e quadrático não possui correlação com nenhuma das demais variáveis explicativas. Este fato é importante pois, para Gujarati (2006), quando os regressores estão altamente correlacionados, pode ser um sintoma de multicolinearidade. Entre as variáveis explicativas, houve multicolinearidade (correlação acima de 0,85) entre a variável Endividamento e sua forma quadrática (SQ_Endividamento).

Porém, conforme Gujarati (2006, p. 182) pelo fato de elas derivarem da mesma variável, os termos quadrático e cúbico são formas não-lineares da variável explicativa, e que por isso não desrespeitam a premissa de ausência de multicolinearidade.

Também há sintomas de multicolinearidade entre as variáveis independentes de controle. A correlação entre a Receita Líquida e Patrimônio Líquido é de 0,93, sendo de 0,98 com a Dívida Bruta. Já a correlação entre Dívida Bruta e Patrimônio Líquido é de 0,92. Portanto, as variáveis de controle não podem ser utilizadas na mesma regressão. A alta correlação faz sentido, pois a medida que as empresas crescem, é natural que suas vendas e seu patrimônio cresçam a um passo semelhante. No caso das empresas da amostra, como todas elas apresentam grau de endividamento significativo, também faz sentido a correlação. Claro que é preciso destacar que correlações com séries temporais não podem ser interpretadas da mesma maneira do que correlações em cortes transversais. Em função do fator tempo, é possível que tais correlações sejam meramente espúrias. Como não é objetivo do trabalho analisar a relação entre estas variáveis de modo isolado, vamos nos deter a esta análise de correlação para eventual multicolinearidade.

A seguir foi elaborada uma matriz de correlação entre a forma logarítmica das variáveis explicativas e o valor de mercado, para averiguar se as correlações se alteram. A tabela a seguir exibe os resultados:

Tabela 6 – Correlações – Parte II

		ln_Endividam.	*Ln_SQ_Endiv*	*ln_RL*	*ln_ PL*	*ln_DB*	*ln_MVE*
ln_Endiv.	**Correlação**	1,00	0,97	0,23	-0,01	0,87	0,06
	Sig. (2-tailed)		0,00	0,00	0,86	0,00	0,40
	N	192	192	192	192	192	192
Ln_SQ_Endiv	**Correlação**	0,97	1,00	0,24	0,01	0,86	0,06
	Sig. (2-tailed)	0,00		0,00	0,88	0,00	0,38
	N	192	192	192	192	192	192
ln_RL	**Correlação**	0,23	0,24	1,00	0,76	0,58	0,65
	Sig. (2-tailed)	0,00	0,00		0,00	0,00	0,00
	N	192	192	192	192	192	192
ln_PL	**Correlação**	-0,01	0,01	0,76	1,00	0,44	0,72
	Sig. (2-tailed)	0,86	0,88	0,00		0,00	0,00
	N	192	192	192	192	192	192
ln_DB	**Correlação**	0,87	0,86	0,58	0,44	1,00	0,43
	Sig. (2-tailed)	0,00	0,00	0,00	0,00		0,00
	N	192	192	192	192	192	192
ln_MVE	**Correlação**	0,06	0,06	0,65	0,72	0,43	1,00
	Sig. (2-tailed)	0,40	0,38	0,00	0,00	0,00	
	N	192	192	192	192	192	192

*p<0,01 -> correlação significante ao nivel 0,01
**p<0,05 -> correlação significante ao nive 0,05
***p <0,1 -> correlação significante ao nivel 0,1
Fonte: SPSS 16.0, adaptado pelo autor

Observa-se que não há correlação linear estatisticamente significante entre as formas logarítmicas da variável valor de mercado (MVE) e o Endividamento linear e quadrático. No entanto, isto não impede que modelos de regressão sejam estimados entre as variáveis. Há alta correlação entre o logaritmo natural do Endividamento tanto linear quanto quadrático e a Dívida Bruta, o que sugere que estas variáveis não sejam utilizadas como regressores na mesma equação de regressão.

4.3 RESULTADOS DAS REGRESSÕES

Neste capítulo são apresentados os resultados das regressões estimadas. Dada a natureza exploratória do estudo, formam avaliadas várias possibilidades de modelos, com as formas funcionais linear e quadrática da variável Endividamento, visando justamente entender

como o valor de mercado (MVE) se relaciona com a decisão de endividamento das firmas da amostra.

Conforme abordado na seção de método de análise de dados, a base deste trabalho é composta por dados em painel, unidades de corte transversal com evolução temporal. Portanto, a técnica empregada para estimar os modelos de regressão foi a de dados em painel, nas suas duas metodologias mais comuns: efeitos fixos e efeitos aleatórios.

No entanto, inicialmente foi estimado um modelo no software *SPSS* a partir da funcionalidade *Curve Estimation*, justamente para uma primeira avaliação sobre a forma funcional dos modelos. A regressão é estimada com base no MQO (mínimos quadrados ordinários), método que não é apropriado para estimação com dados em painel, dada a presença da heteroscedasticidade e autocorrelação serial. No entanto, a estimação é interessante no sentido de se ter uma primeira visão sobre a forma funcional, conforme explicado.

(Modelo 1) $\ln MVE = \alpha + \beta 1(D/D+PL) + \beta 2(D/D+PL)^2 + u$

Tabela 7 – ln_MVE vs (D/D+PL), (D/D+PL)². MQO

	Coeficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor	Sig.
Const	13,659	0,197	69,414	0,000	***
(D/D+PL)	0,049	0,012	4,126	0,000	***
(D/D+PL)²	-0,000465	0,000	-3,093	0,002	***
R-quadrado	0,097		R-quadrado ajustado	0,088	
Estatística F	10,197		P-valor(F)	0,00	
N	192				

Fonte: Gretl e Stata, adaptado pelo autor

A regressão é estatisticamente significante, conforme a estatística F indica. No entanto o poder de explicação do modelo é bastante reduzido, com r-quadrado ajustado de 0,088 ou 8,8%. O coeficiente do termo linear do Endividamento (D/D+PL) é positivo, enquanto que o termo quadrático (D/D+PL)² é negativo, ambos estatisticamente significantes. Porém os coeficientes são bastante baixos, indicando que o efeito marginal do endividamento sobre o valor de mercado seria muito baixo.

Muito embora o modelo estimado com MQO tenha poder explicativo baixíssimo, e que os estimadores dos parâmetros não sejam confiáveis (por não ser apropriado estimar modelos de painel com MQO em função da heteroscedasticidade e autocorrelação serial), é

interessante notar que o modelo estimado sugere indícios de que a relação entre o endividamento e o valor de mercado possa ser de uma curva em "U" invertido, dado que o coeficiente do termo quadrático do endividamento é negativo. De fato, o gráfico produzido pela *Curve Estimation* do software SPSS apresenta este formato, conforme figura abaixo:

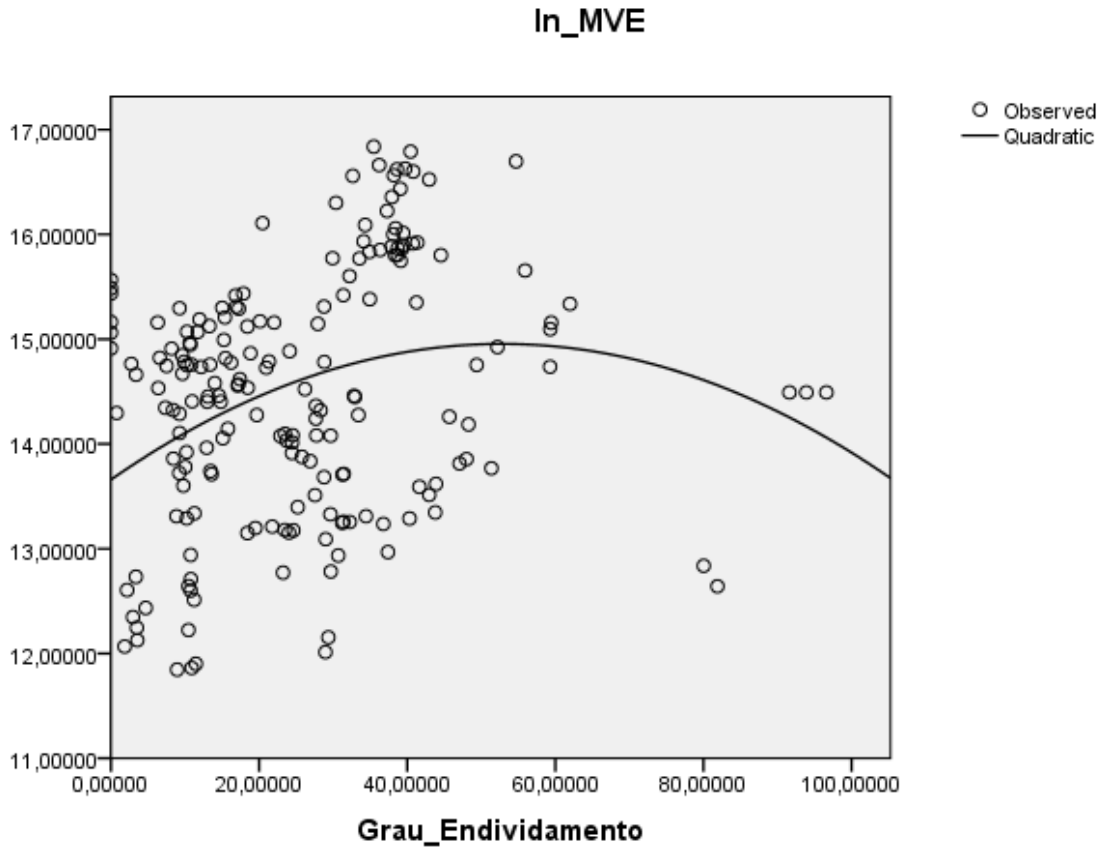

Figura 3: Valor de Mercado versus Grau de Endividamento.

A curva em "U" invertida demonstrada acima sugere que o valor de mercado da companhia aumenta a medida que o grau de endividamento da mesma se eleva, até um ponto a partir do qual o valor da firma passa a ser descontado, ponto que pela análise do gráfico se situa entre 45% e 50% de Endividamento. Cabe agora explorar esta relação a partir dos métodos econométricos mais apropriados.

Em seguida foram estimadas as regressões com dados em painel. Conforme explicado na seção de método, os modelos de efeitos fixos e efeitos aleatórios foram estimados, sendo feita a escolha entre o melhor modelo a partir do teste de Hausman, sugerido na literatura.

Como é objetivo do trabalho explorar a relação entre o valor de mercado e o endividamento, incluindo a forma funcional pela qual as variáveis estariam conectadas, primeiramente são estimadas regressões apenas com a forma linear do endividamento. Em seguida foi incluída a variável quadrática do endividamento, sempre sendo avaliada a significância estatística da nova variável inclusa, e a melhoria do ajuste do modelo.

(Modelo 2) $\ln MVEit = \alpha i + \beta 1(D/D+PL)it + PLit + uit$

Tabela 8 – ln_MVE vs (D/D+PL), PL, *Efeitos Fixos*

	Coeficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor	Sig.
Const	13,9763	0,171447	81,52	0,000	***
(D/D+PL)	-0,714170	0,332434	-2,148	0,033	**
PL	5,85742e-07	0,000	4,923	0,000	***
R-quadrado	0,831236		R-quadrado ajustado	0,818910	
Estatística F	67,44050		P-valor(F)	0,00	
N	192		Durbin-Watson (p-valor)	0,00	
Teste de Intercepto Comum (p-valor)	0,00		Normalidade Resíduo (p-valor)	0,808518	

Fonte: Gretl e Stata, adaptado pelo autor.

O modelo 2, estimado com o logaritmo natural do valor de mercado como variável dependente, o endividamento e o patrimônio líquido como independentes, pelo método de efeitos fixos é apresentado na tabela acima. A regressão é estatisticamente significante, conforme o p-valor do teste F. Tanto o endividamento quanto o patrimônio líquido também têm coeficientes estatisticamente significantes ($p<0,05$). O teste de intercepto comum, com $p<0,05$ indica rejeição da hipótese nula de o modelo *pooled* é apropriado, justificando a utilização do modelo com efeitos fixos.

O coeficiente do endividamento é negativo, o que sugere que o valor de mercado da firma é descontado em função de seu endividamento. O coeficiente positivo do PL é esperado, dado que é natural que o valor absoluto do patrimônio líquido e do valor de mercado cresçam a um passo semelhante. O r-quadrado ajustado do modelo é bastante alto (0,81 ou 81%), o que sugere bom ajuste. No entanto, o teste de autocorrelação serial (Durbin-Watson) indica que os erros estão serialmente correlacionados, o que compromete a confiabilidade dos estimadores. A hipótese de normalidade dos resíduos é atendida.

(Modelo 3) $\ln MVEit = \alpha + \beta 1(D / D + PL)it + PLit + Wit$

Tabela 9 – ln_MVE vs (D/D+PL), PL, *Efeitos Aleatórios*

	Coeficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor	Sig.
Const	14,0018	0,301513	46,44	0,000	***
(D/D+PL)	-0,657512	0,326521	- 2,014	0,045	**
PL	5,85742e-07	0,000	5,541	0,000	***
R-quadrado (por dentro da variância)	0,1496		R-quadrado (por entre a variância)	0,3396	
N	192		R-quadrado (geral)	0,3000	
Teste Hausman (p-valor)	0,337887		Normalidade Resíduo (p-valor)	0,311644	

Fonte: Gretl e Stata, adaptado pelo autor.

O modelo com efeitos aleatórios acima exposto produziu resultados bastante semelhantes aos apresentados no modelo com efeitos fixos. O sinal dos parâmetros não se alterou, o que sugere a mesma interpretação. O r-quadrado do modelo aparentemente é menor (0,30 ou 30%), mas vale lembrar que mesmo com o r-quadrado elevado apresentado no modelo de efeitos fixos, este modelo tem a influencia da autocorrelação serial dos resíduos. O teste de normalidade dos resíduos, com p-valor > 0,05 confirma que estes se distribuem normalmente.

O teste de Hausman indica consistência dos estimadores GLS (mínimos quadrados generalizados). Lembrando que, conforme descrito na seção do Método, a hipótese nula deste teste é de que as estimativas a partir dos mínimos quadrados generalizados são consistentes. Caso ocorra a rejeição da hipótese nula, o estimador de efeitos fixos deve ser utilizado. Porém, o p-valor > 0,05 indica aceitação da hipótese nula. Portanto, há indicação de que os modelos com efeitos aleatórios são preferíveis.

Vale lembrar que nos modelos com efeitos fixos, o método de mínimos quadrados ordinários é utilizado. Já nos modelos com efeitos aleatórios, a estimação é feita a partir do MQG. Nos modelos de Mínimos Quadrados Ordinários, é feita a minimização da soma do quadrado dos resíduos. A diferença é que nos modelos MQG minimiza-se uma soma ponderada dos quadrados residuais (GUJARATI, 2006, p. 320).

As observações provenientes de populações com maior variância do erro recebem um peso menor. Como se minimiza uma soma ponderada dos quadrados residuais, a técnica é

conhecida como Mínimos Quadrados Ponderados (MQP). Este é apenas um caso da técnica mais ampla de estimação MQG. No contexto da heteroscedasticidade, afirma o autor, podemos considerar os dois termos MQG e MQP como intercambiáveis. Na presença da heteroscedasticidade os MQG são os melhores estimadores lineares não tendenciosos (GUJARATI, 2006, p. 321). De modo semelhante, segundo Kmenta (1986), os modelos de mínimos quadrados generalizados são corretivos para a presença tanto da heteroscedasticidade quanto da autocorrelação serial em estimativas com dados de painel. Por este motivo, as estimativas com MQG tendem a ser eficientes e consistentes.

Como próximo passo foram estimadas as regressões incluindo o termo quadrático do endividamento:

(Modelo 4) $\ln MVEit = \alpha i + \beta 1(D/D+PL)it + \beta 2(D/D+PL)^2 it + PLit + uit$

Tabela 10 – ln_MVE vs (D/D+PL),(D/D+PL)², PL, *Efeitos Fixos*

	Coeficiente	**Erro Padrão**	**razão-t**	**p-valor**	**Sig.**
Const	14,1830	0,293646	48,30	0,000	***
(D/D+PL)	-2,56994	0,953123	-2,696	0,0077	***
(D/D+PL)²	2,46275	0,450900	5,462	0,000	***
PL	6,21499e-07	0,000	3,634	0,0004	***
R-quadrado	0,842038		R-quadrado ajustado	0,829543	
Estatística F	67,39425		P-valor(F)	0,00	
N	192		Durbin-Watson (p-valor)	0,00	
Teste de Intercepto Comum (p-valor)	0,00		Normalidade Resíduo (p-valor)	0,763364	

Fonte: Gretl e Stata, adaptado pelo autor.

A regressão estimada com efeitos fixos apresentou resultados semelhantes ao primeiro modelo estimado apenas com a forma linear do endividamento, com r-quadrado ajustado crescendo marginalmente, de 0,81 para 0,82. No entanto, o diagnóstico de autocorrelação serial permanece. As demais estatísticas não se alteraram.

Interessante notar que o coeficiente do termo quadrático do endividamento é positivo (2,46). A interpretação deste coeficiente como positivo sugere que, após ter seu valor de mercado descontado pelo endividamento, existiria um ponto de inflexão a partir do qual aumentos no endividamento gerariam prêmio no valor de mercado, o que é contra-intuitivo.

Na sequência foi estimado o mesmo modelo com efeitos aleatórios:

Tabela 11 – ln_MVE vs (D/D+PL), (D/D+PL)², PL, *Efeitos Aleatórios*

	Coeficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor	Sig.
Const	14,2015	0,318790	44,55	0,000	***
(D/D+PL)	-2,43378	0,616564	-3,947	0,0001	***
(D/D+PL)²	2,35732	0,705017	3,344	0,0010	***
PL	5,83389e-07	0,000	5,890	0,000	***
R-quadrado (por dentro da variância)	0,2040		R-quadrado (por entre a variância)	0,3043	
N	192		R-quadrado (geral)	0,2802	
Teste de Hausman (p-valor)	0,380299		Normalidade Resíduo (p-valor)	0,306548	

Fonte: Gretl e Stata, adaptado pelo autor.

A estimativa com efeitos aleatórios também produziu resultados semelhantes. O r-quadrado do modelo teve leve piora, comparado com o mesmo modelo sem o termo quadrático do endividamento, no entanto o coeficiente da variável é estatisticamente significante. O teste de Hausman segue sugerindo que o modelo com efeitos aleatórios é apropriado em detrimento ao modelo de efeitos fixos. O resíduo se distribui normalmente.

O coeficiente positivo do termo quadrático do endividamento voltou a chamar atenção. A interpretação deste coeficiente é contra-intuitiva, pois aponta para uma curva em "U" entre o valor de mercado e o grau de endividamento. Ou seja, o valor de mercado é descontado até um certo nível de dívida, a partir do qual se associa um crescimento no valor de mercado. Porém, se o endividamento tende ao infinito, o valor de mercado da companhia não pode ser crescente, justamente pelo risco de falência. As implicações deste resultado serão discutidas mais detalhadamente na seção de discussão dos resultados.

Uma característica importante da amostra é que ela abrange o período da crise dos mercados financeiros, entre 2008 e 2009. Neste período, como é sabido, as empresas perderam muito de seu valor de mercado em função da incerteza que tomou conta dos mercados financeiros. Especificamente no caso das empresas deste estudo, o desconto mediano no período foi de 49% do valor de mercado.

Do ponto de vista analítico, este fato causa alguns problemas. Nos trimestres de ápice da crise, o valor de mercado das empresas sofreu forte desconto, independentemente do grau de alavancagem financeira das firmas. É possível que firmas mais alavancadas tenham sofrido desconto maior, pelo aumento do risco, mas é evidente que a perda de valor se deveu muito

mais a um fator sistêmico do que a uma análise microeconômica dos fundamentos do negócio de cada uma destas empresas

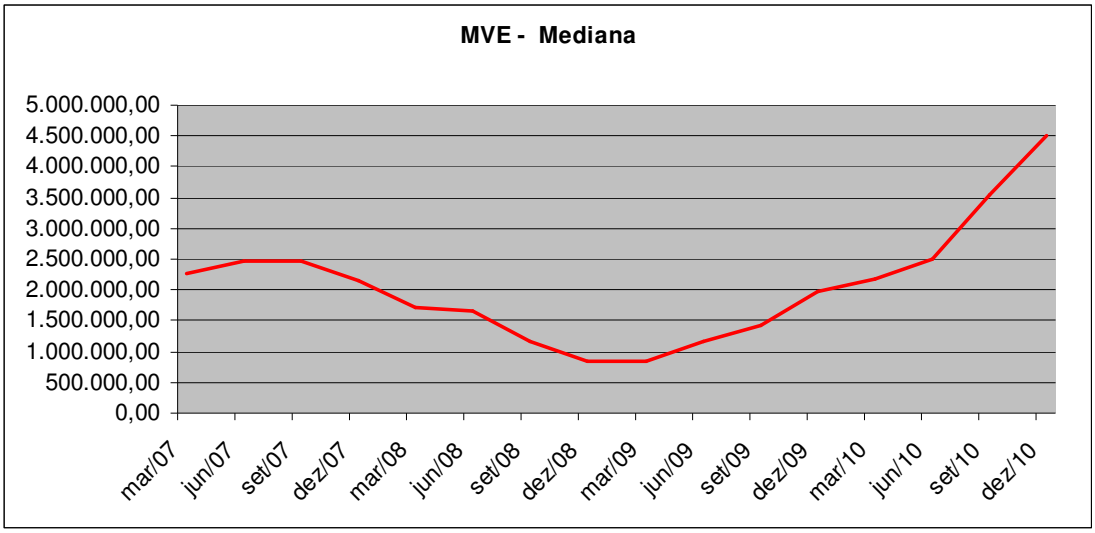

Figura 4 – Mediana do Valor de Mercado

Conforme o gráfico apresentado acima, entre junho de 2008 e março de 2009 a mediana do valor de mercado tem uma queda bastante acentuada (queda de 49%). Para tentar corrigir esta distorção, foi estimado um modelo incluindo uma variável *dummy* para os trimestres onde a crise teve seu maior impacto nas empresas da amostra. Foi observado o valor de mercado no trimestre anterior, e quando houve uma queda abrupta na capitalização da companhia, a *dummy* foi incluída. Quando não houve queda abrupta, não foi incluída a *dummy*.

Foi estimado um novo modelo com efeitos aleatórios incluindo a variável *dummy*. Como o teste de Hausman indicou aceitação da hipótese nula de que as estimativas GLS são consistentes para todos os modelos anteriores, não foram estimados outros modelos com efeitos fixos.

(Modelo 6) $\ln MVEit = \alpha + \beta 1(D/D+PL)it + \beta 2(D/D+PL)^2 + PLit + Dummyit + Wit$

Tabela 12 – ln_MVE vs (D/D+PL), (D/D+PL)², PL,Dummy, *Efeitos Aleatórios*

	Coeficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor	Sig.
Const	14,3236	0,258348	55,44	0,000	***
(D/D+PL)	-1,82089	0,502795	-3,622	0,0004	***
(D/D+PL)²	1,60297	0,575602	2,785	0,0059	***
PL	5,83389e-07	0,000	6,451	0,000	***
Dummy	-0,765447	0,0765573	-9,998	0,000	***
R-quadrado (por dentro da variância)	0,4923		R-quadrado (por entre a variância)	0,3479	
N	192		R-quadrado (geral)	0,3747	
Teste de Hausman (p-valor)	0,0761637		Normalidade Resíduo (p-valor)	0,555788	

Fonte: Gretl e Stata, adaptado pelo autor

A variável *dummy* é estatisticamente significante, com coeficiente negativo, o que faz bastante sentido, dado que o período para o qual se utilizou a *dummy* foi marcado pelo desconto no valor de mercado das empresas. O r-quadrado geral do modelo também melhorou sensivelmente (0,37 ou 37%). No entanto, o problema do coeficiente positivo do termo quadrático do endividamento persiste.

Um último modelo foi estimado, com a inclusão do logaritmo natural das variáveis do endividamento linear e quadrático. O log natural é uma transformação monotônica bastante forte, que pode melhorar a correlação entre as variáveis e o próprio ajuste do modelo. Além disto, a regressão log-log produz uma medida de elasticidade entre as variáveis (WOOLDRIDGE 2004).

(Modelo 7) $\ln MVEit = \alpha + \beta 1\ln(D/D+PL)it + \beta 2\ln(D/D+PL)^2 + PLit + Dummyit + Wit$

Tabela 13 – ln_MVE vs ln(D/D+PL), ln(D/D+PL)², PL, Dummy, *Efeitos Aleatórios*

	Coeficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor	Sig.
Const	13,6921	0,294384	46,51	0,000	***
ln(D/D+PL)	0,191953	0,0950581	2,019	0,0449	**
ln (D/D+PL)²	-0,155251	0,0464679	-3,341	0,0010	***
PL	5,68988e-07	0,000	6,236	0,000	***
Dummy	-0,458427	0,0805126	-5,694	0,000	***
R-quadrado (por dentro da variância)	0,3469		R-quadrado (por entre a variância)	0,3450	
N	192		R-quadrado (geral)	0,3414	
Teste de Hausman (p-valor)	0,382602		Normalidade Resíduo (p-valor)	0,164009	

Fonte: Gretl e Stata, adaptado pelo autor.

O modelo acima apresentado produziu resultados interessantes. Todos os parâmetros são estatisticamente significantes ($p<0,05$). O r-quadrado geral do modelo é de 0,34 ou 34%, levemente inferior ao modelo estimado sem o logaritmo natural do endividamento linear e quadrático. O resíduo se distribui normalmente, e o teste de Hausman aponta consistência do estimador GLS. O principal atributo deste modelo é a correção do sinal dos parâmetros das principais variáveis explicativas, justamente o endividamento linear e quadrático. O coeficiente do endividamento linear (D/D+PL) é positivo (0,19), já o coeficiente do endividamento quadrático é negativo (D/D+PL)² é negativo (-0,15).

Este novo resultado está em linha com a curva em "U" invertido, apresentada no início deste capítulo, a partir da regressão com MQO. Além disto, o sinal destes coeficientes faz mais sentido, pois aponta para a existência de um nível de endividamento de limite, a partir do qual o valor de mercado das firmas começaria a sofrer desconto. Dado que o risco de falência cresce com aumentos marginais do endividamento, este último resultado está mais alinhado com a teoria financeira, conforme será discutido na próxima seção.

4.4 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Nesta seção os resultados das análises estatísticas e dos modelos de regressão foram discutidos, e analisados sob a ótica da teoria financeira.

O primeiro resultado interessante que este estudo sugere é de que o grau de endividamento está associado ao valor de mercado das companhias da amostra. Ou seja, as decisões de financiamento entre capitais próprios e de terceiros são de fato relevantes, dado que o parâmetro do endividamento, seja ele linear ou quadrático, foi estatisticamente significante em todas as regressões estimadas. Este primeiro resultado está em linha com boa parte dos autores que estudaram o tema (SMART *et al* 2007, WELCH 2004, HARRIS e RAVIV 1991, entre outros).

O coeficiente positivo da variável de controle Patrimônio Líquido era esperado, pois é natural que empresas altamente capitalizadas (alto valor de mercado) tenham um patrimônio líquido também considerável. Se as empresas da amostra fossem pertencentes a um setor de alta tecnologia, marcado por altos níveis de ativos intangíveis nas operações, poder-se-ia esperar um resultado diferente, pois a capitalização de mercado não necessariamente estaria ligada a um valor alto de *book value*. Este resultado está em linha com os estudos de diversos autores, como Nakamura *et al* (2007). As outras variáveis de controle utilizadas para a questão do tamanho também tiveram coeficiente positivo (Receita Líquida e Divida Bruta), mas os modelos estimados com elas apresentaram alguns problemas econométricos de estimação, e por este motivo as variáveis foram preteridas pelo patrimônio líquido. Mas em geral, o valor de mercado está positivamente associado ao tamanho da empresa.

Os modelos estimados apenas com a forma linear do Grau de Endividamento tiveram o coeficiente para este variável inicialmente negativo, sugerindo que o mercado de capitais poderia descontar as empresas por níveis cada vez mais elevados de endividamento desde o princípio, sendo a relação entre valor de mercado e dívida uma reta descendente.

Tal fato, a princípio, não é de um todo sem sentido, mas aponta para uma total aversão ao risco por parte dos investidores, pois estes seriam intolerantes ao endividamento por parte das empresas. Este resultado parcial se opõe a qualquer concepção de grau ótimo de endividamento ou de benefícios de *tax shields*, pois o valor de mercado da empresa seria descontado a partir dos primeiros sinais de endividamento. Esta ideia contraria não só a teoria

quanto a prática de finanças, pois se tal fato fosse verídico, as empresas se financiariam apenas com capitais próprios, e conceitos como a WACC (custo médio ponderado de capital), não fariam sentido.

A relação negativa entre grau de endividamento e valor de mercado se opõe não só a teoria do *trade-off* estático, quanto a teoria da *Pecking Order* também. De acordo com esta teoria, as empresas se endividam em função da necessidade de financiamento de seus projetos, não necessariamente buscando um nível ótimo de composição entre capitais próprios e capitais de terceiros, conforme Shyam-Sunder e Myers (1999). Se a tomada de dívida gera descontos no valor de mercado, os projetos financiados com dívida são considerados pelos investidores como destruidores de valor. Se isto for verdade, o endividamento não seria uma opção viável para as empresas, o que não é razoável pela teoria da *Pecking Order*.

No entanto, muito embora o sinal negativo do coeficiente do Grau de Endividamento seja contra-intuitivo (pois no mundo real o fato de as empresas terem dívidas não necessariamente faz com que os investidores reajam negativamente a este fato), e vá no sentido oposto a teoria do *Trade-off* estático e da *Pecking Order*, ele é possível de ser interpretado sob a luz da teoria econômica, pois remete justamente à aversão ao risco. Conforme argumenta Damodaran (2007), o endividamento torna os lucros das empresas mais voláteis, e portanto, mais incertos. O mesmo não pode ser dito a respeito do sinal positivo do termo quadrático do endividamento, que foi observado nas regressões subsequentes. A ideia de uma curva em formato de "U" entre valor de mercado e Grau de Endividamento não só é pouco provável, como é ilógica no sentido microeconômico.

A interpretação desta curva seria a seguinte: Nos primeiros estágios de endividamento, o valor da empresa é descontado. A partir de um dado grau de alavancagem, o valor da firma passaria a crescer até o infinito, pois o coeficiente positivo do termo quadrático do endividamento sugere que este cresceria exponencialmente, com o valor de mercado da firma aumentando a cada incremento marginal da dívida.

O primeiro comentário que se pode tecer sobre este resultado é de cunho matemático. Se o endividamento é inicialmente visto como negativo, e existe uma teoria que advoga haver um nível ótimo de endividamento (teoria do *trade-off* estático), sob a ótica desta teoria, uma inflexão nesta relação,ou seja, um dado nível de dívida a partir do qual o mercado começa a premiar o endividamento, não faz sentido, pois cada incremento marginal na dívida deveria estar associado a um aumento no valor de mercado desde o início desta curva, até chegar ao dito ponto de ótimo.

Retomando a idéia central da teoria do trade-off estático, tem-se que, segundo Shyam-Sunder e Myers (1999), existiria um ponto de ótimo entre grau de endividamento e valor da firma, ponto no qual o benefício fiscal marginal igualaria o custo de falência marginal. Por isto, uma curva em "U" está em oposição à teoria do trade-off estático.

Do ponto de vista financeiro, tal hipótese sugere que não existem riscos ou custos de falência associados ao endividamento, o que contraria não só a moderna teoria em finanças como a própria microeconomia. Para Smart *et al* (2007), o risco de falência não só existe, como leva 35.000 empresas por ano a pedirem "Bankruptcy protection" nos Estados Unidos.

Cabe tentar interpretar estes primeiros resultados sob a perspectiva do setor ao qual estas empresas pertencem, o de varejo. Comparando-se o nível médio de endividamento das 12 empresas que permaneceram na amostra (25%), com o das duas empresas outliers que foram removidas por este fato – Lojas Americanas e B2W -, nota-se que o nível de endividamento delas é relativamente baixo.

Damodaran (2007) sugere que um nível ótimo de endividamento estaria em torno de 40%. É possível que no setor de varejo endividamento não seja bem visto pelos investidores? A princípio esta assertiva não faz sentido. Mesmo considerando que empresas do varejo tenham uma geração de caixa acima da média (LOJAS RENNER, 2011), por receberem pagamentos de seus clientes em prazos médios geralmente mais curtos que a indústria, por exemplo, se houver uma estrutura de capital ótima, ou um custo ponderado médio de capital que se torna menor com a participação de capitais de terceiros, estas empresas, independentemente de sua geração de caixa, deverão buscar algum nível de endividamento, partindo da premissa de que as empresas maximizam o valor do acionista, premissa no mínimo aceitável (Pindyck e Rubinfeld 2005), pois caso elas não o fizessem, estariam "deixando dinheiro sobre a mesa".

Em face a esta interpretação, os resultados discutidos até o momento (com o termo linear do endividamento com coeficiente negativo e o termo quadrático com coeficiente positivo) parecem estar muito mais associados a algum viés na estimação econométrica do painel, dado que a amostra utilizada na pesquisa é bastante reduzida, com poucas empresas durante um período relativamente curto de tempo.

De fato, quando analisa-se o a curva em "U" invertido gerada a partir da estimação curvilínea do *software* SPSS, demonstrada na seção de resultados, o que se observa é que o valor de mercado cresceu até um grau de endividamento entre 40 e 50%, a partir do qual o

valor de mercado das firmas começa a se reduzir. Mesmo que a estimação MQO seja pouco confiável pelos problemas econométricos já mencionados, o ponto de ótimo do grau de endividamento sugerido naquela curva está em linha com a sugestão de Damodaran (2007).

O último modelo estimado no trabalho, utilizando o logaritmo natural do endividamento linear e também quadrático, produziu resultados mais consistentes, que fizeram maior sentido tanto teórico quanto prático. Neste modelo, o coeficiente do termo linear do endividamento foi positivo, enquanto que o coeficiente do termo quadrático se mostrou negativo. Neste contexto, forma-se novamente a curva em "U" invertido que se produziu com o modelo MQO, porém a partir de uma estimação econométrica mais adequada, utilizando-se o método de dados em painel. É possível que a transformação logarítmica tenha contribuído com a qualidade da estimação, fato que é bem plausível. Também é possível que a inclusão da variável Dummy tenha auxiliado no melhor ajuste do modelo. Conforme foi argumentado anteriormente, a crise financeira internacional ocorrida no 2º semestre de 2008 descontou o valor de mercado das empresas de forma geral. Mesmo que empresas mais endividadas possam ter sido julgadas mais arriscadas naquele momento, houve uma queda no valor de mercado das firmas no Brasil e nas bolsas de valores de todo o mundo que não necessariamente esteve associada ao endividamento destas companhias.

A curva em "U" invertido encontrada no último modelo estimado sugere que a teoria do *trade-off* estático pode se aplicar à amostra estudada. O valor de mercado das firmas cresceria com aumentos marginais na dívida, até um ponto de ótimo, a partir do qual os investidores começariam a descontar o valor das ações das empresas.

O estudo está em sintonia com os resultados de Welch (2004), que afirma que o grau de endividamento das empresas está intimamente relacionado com o retorno das ações destas empresas no mercado acionário. Mais especificamente, o retorno das ações seria um determinante de primeira ordem do nível de endividamento das companhias. Muito embora neste estudo não tenha sido avaliado o retorno das ações, mas sim a evolução da capitalização de mercado vis-à-vis a evolução do nível de endividamento, os resultados sugerem que as duas variáveis estão de fato relacionadas, com a possibilidade de existência de um ponto de ótimo, a partir do qual o mercado começaria a descontar o valor de mercado da firma.

Este desconto pode refletir o aumento do risco associado ao endividamento, que ao crescer, faria com que os juros cobrados pelos credores crescessem ao mesmo passo, fazendo com que o custo médio ponderado de capital aumentasse, desviando a empresa da trajetória ótima de estrutura de capital. Como não foram levantados dados sobre a taxa de juros paga

pelos contratos de empréstimo das empresas, nem sobre o grau de risco atribuído, o máximo que se pode fazer são estas suposições com base na teoria financeira. Conclusões mais definitivas sobre o real motivo do desconto no valor de mercado a partir de um certo ponto de endividamento necessitam de mais informações sobre a composição e natureza da dívida das empresas.

Por outro lado, o estudo de Junior (1996), apontou que as empresas brasileiras não visam um ponto de ótimo em suas estruturas de capital, elas apenas aproveitam boas janelas de oportunidade para a emissão de dívidas, analisando basicamente o custo ou benefício econômico do financiamento, agindo de modo "oportunístico". Procianoy e Schnorrenberger (2004) encontraram suporte para teoria da *pecking order* no mercado brasileiro, em seu estudo sobre a influência da estrutura de controle das empresas sobre a sua escolha de estrutura de capital, dado que a lucratividade foi o fator que mais contribuiu para explicar a estrutura de capital no estudo. Outro aspecto interessante sugerido pelo estudo é que empresas com maior concentração de propriedade acionária tendem a ser mais avessas ao endividamento.

Comparando os resultados dos autores acima citados com o resultado sugerido neste estudo para o setor de varejo, mesmo que os administradores não busquem um *target* de endividamento, e que as evidências apontem para teoria da *pecking order*, é possível que o mercado de capitais avalie as decisões de endividamento das empresas por esta meta, dado que a partir de um dado nível de dívida, o coeficiente do endividamento sofre inflexão, e o valor de mercado das firmas começa a ser descontado.

5 CONCLUSÕES

O presente estudo visou entender o impacto do grau de endividamento no valor de mercado de empresas do setor de varejo brasileiro, listadas na bolsa de valores. Para tanto, foram estimados modelos de regressão com dados em painel, com o valor de mercado das firmas como variável dependente, e tendo o endividamento, em sua forma linear e quadrática como principais variáveis independentes. Variáveis de controle para o tamanho (patrimônio líquido), e uma variável *dummy* para corrigir os desvios de estimação potencialmente causados pela crise financeira internacional de 2008-2009 também foram incluídas na modelagem.

Os resultados deste estudo sugerem que o mercado de capitais brasileiro reage ao nível de endividamento das empresas do setor de varejo, evidência suportada pelos coeficientes estatisticamente significantes das variáveis relativas ao endividamento, encontrados em todas as regressões estimadas.

A análise dos modelos estimados sugere resultados que algumas vezes se mostraram contraditórios, tanto com a teoria quanto com a prática de finanças, conforme foi debatido na seção de discussão dos resultados. No entanto, como o estudo teve natureza basicamente exploratória, entende-se que os vários modelos que foram testados foram servindo de base de aprendizado, até que foi possível se chegar a um modelo com boa plausibilidade teórica e prática.

O último modelo que foi explorado, entre o logaritmo natural do valor de mercado e o logaritmo natural do endividamento linear e quadrático (junto com a variável de controle para tamanho e a *dummy* de controle para efeitos da crise financeira), sugere que é possível a existência de um nível ótimo de endividamento para as empresas estudadas na amostra. Este resultado está em linha com a teoria do *trade-off* estático, e contribui com o campo de estudos de economia financeira, ao agregar uma perspectiva de reação do mercado acionário à níveis crescentes de endividamento de empresas do setor varejista.

No entanto, o estudo possui diversas limitações. A amostra estudada é bastante reduzida, tendo iniciado com 15 empresas, delimitadas pelo setor de varejo e têxtil do portal

Economatica, mas que acabou reduzida a 12 empresas, pelo entendimento de que três companhias do setor seriam *outliers*, por apresentarem grau de endividamento ou inexistente ou demasiadamente alto.

Outro potencial problema é que algumas das empresas da amostra, além de varejistas,são produtoras dos bens que comercializam, "carregando" estruturas industriais em seus ativos. Este peso maior pode muito bem influenciar o seu nível de alavancagem.

Do ponto de vista econométrico, a amostra reduzida também prejudica a confiabilidade das estimações. Modelos de dados em painel geralmente exigem grandes amostras. As 192 observações do painel final não conferem aos modelos estimados um tamanho considerado bom para este tipo de regressão. Mesmo que as correções aos desvios do modelo de regressão linear clássico tenham sido seguidas, seja com transformações monotônicas ou com a utilização do método de mínimos quadrados generalizados, os modelos aqui apresentados necessitam de interpretação bastante cautelosa. Por este fato, as relações causais encontradas entre as variáveis são apenas "sugeridas", e não plenamente verificadas.

Estudos futuros podem ser construídos tomando contribuições deste presente estudo. O modelo polinomial utilizado para avaliar a forma funcional pela qual o valor de mercado se relaciona com o endividamento pode ser reproduzido, no entanto utilizando uma amostra maior, e que não se reduza apenas a um setor empresarial.

De modo semelhante, é interessante avaliar a existência de variáveis que possam moderar a relação entre a estrutura de capital e o valor de mercado. Por exemplo, uma empresa em fase de alto crescimento deve ter seu valor de mercado descontado com o mesmo nível de dívida que uma empresa madura? A rentabilidade modera esta relação, de alguma maneira? O que é de fato importante, o nível de endividamento, ou a capacidade de pagamento dos compromissos?

Um importante *covenant* financeiro, utilizado como medida de risco em emissões de dívida é a razão entre o resultado financeiro e a geração de caixa (Resultado Financeiro sobre o Ebitda). Seria interessante estudar se o que é analisado pelos investidores é o nível de endividamento individualmente, ou se a análise também leva em conta a capacidade de pagamento das firmas como função de sua geração de caixa.

Em síntese, os resultados deste estudo, embora possam sugerir algum suporte à teoria do *trade-off* estático, geram hipóteses que precisam ser formalmente testadas, com amostras

maiores, explorando relações entre o valor de mercado, o endividamento e outras variáveis que possam moderar ou impactar esta relação.

REFERÊNCIAS

BANCEL, F; U.R, MITTOO. **Cross-country determinants of capital structure choice: A survey of European firms**. Financial Management, pp. 103-132, Winter, 2004.

BRADLEY, M; JARREL, A.G; KIM, E.H. **On the Existence of an Optimal Capital Structure: Theory and Evidence. Journal of Finance** , Vol. 39, No. 3, Papers and Proceedings, Forty-Second Annual Meeting, American Finance Association, San Francisco, CA, December 28-30, pp. 857-878, 1983.

COPPELAND, T. H. ; WESTON, J. ; Fred & Shastri, K. **Financial Theory and Corporate Policy**. 4th ed, Addison-Wesley, USA, 2005.

DAMODARAN, **A. Avaliação de Empresas**. 2ª ed, São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2007.

DAMODARAN, **A. Mitos de Investmentos**. São Paulo: Prentice Hall – Financial Times, 2006.

DIMSON, E. ; MUSSAVIAN, M. **A brief history of market efficiency**. European Financial Management, vol.04, no. 01, 1998

EITEMAN, D. E. ; STONEHILL, A. I. ; MOFFET, M.,H. **Administração Financeira Internacional**. 9ª ed, Porto Alegre: Bookman, 2002.

FAMA, E. **Efficient capital markets**. Journal of Finance, vol. 25, no 02, 1970.

FAMA, E. **Efficient capital markets** II. Journal of Finance, vol. 46, no 05, 1991.

FRANK, M.Z; GOYAL, V.K. **Capital structure decisions: Which factors are reliably important?** Financial Management, Spring, p. 1-37, 2009.

GRAHAM, J.R; HARVEY, R.C. **The theory and practice of corporate finance: Evidence from the field**. Working Paper, 1999.

GUJARATI, N.D. **Econometria Básica**. 4ª ed, Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

HAIR, J.F.; ANDERSON, R.E.; TATHAM, R.L.; **Mulivariate data analysis**. 5. ed. Upper saddle river: Prentice Hall, 1998.

HARRIS, M; RAVIV, **A. The Theory of Capital Structure. Journal of Finance** , Vol. 46, No 1, pp. 297-355, 1991

JOHNSTON, J; DINARDO, J. **Métodos Econométricos**. 4ª ed, Lisboa: McGraw Hill, 2001.

JUNIOR, W.E. **Custo e Estrutura de capital: o comportamento das empresas brasileiras. Revista de Administração de Empresas**. Vol. 36. no.4, p.51-59, Out./Nov./Dez., 1996.

KLINE, R.B. **Principles and practice of structural equation modeling**. New York: Guilford, 1998.

KMENTA, J. **Elements of Econometrics**. New York: MacMillan, 1986.

LELAND, H.E. **Agency costs, risk management and capital structure**. Journal of Finance, vol. LIII, no.4, August 1998.

LOJAS RENNER. **Apresentação Renner Day**. Disponível em: www.lojasrenner.com.br/ri, acesso em 10/06/2011.

MARTELANC, R.; PASIN, R.; PEREIRA, F. **Avaliação de Empresas: Um guia para fusões & aquisições e private equity**. São Paulo: Pearson, 2010.

MODIGLIANI, F; MILLER, M. **The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment**. American Economic Review ,Vol. 48, No. 3, pp. 261-297, 1958.

NAKAMURA, W.T; LEIVA MARTIN, D.M; FORTE, D; CARVALHO FILHO, A.F; FERREIRA DA COSTA, A.C; DO AMARAL, A.C. **Determinantes da Estrutura de Capital no Mercado Brasileiro: Análise de Regressão com Painel de Dados no período 1999 a 2003**. Revista Contabilidade e Finanças da USP, n.44, p.72-85, Maio/Agosto, 2007.

PINDYCK, R.S; RUBINFELD, D.S. **Microeconomia**. 6ª ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2005.

PROCIANOY, J.L; SCHMITT, F.O.V. **O pacote fiscal de 1995: Estratégias que otimizam os recursos dos investidores**. Revista de Administração de Empresas, vol. 35, no.5, p.46-58, Set./Out., 1995.

PROCIANOY, J.L; SCHNORRENBERGER, **A. A influência da Estrutura de Controle nas decisões de estrutura de capital das companhias brasileiras**. Revista Brasileira de Economia, 58 (1), p.121-146, Jan-Mar, 2004.

ROSS, S.A. ; WESTERFIELD, R.W. & JAFFE, J. **Corporate Finance**. 4th ed, Irwin: USA, 1996.

ROSS, S.A. **The determination of financial structure: the incentive signaling approach**. Bell Journal of Economics. V.8, 23-40, 1977.

SMART, S. B.; MEGGISON, W. L.; GITMAN, L. J. **Corporate Finance**. Thomson South-Western, USA, 2007.

SHYAM-SUNDER, L; MYERS, S.C. **Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure. Journal of Financial Economics**, Vol.51, p. 219-244, 1999.

TITMAN, S; WESSELS, R .**The Determinants of Capital Structure Choice**. Journal of Finance, Vol. 43, No. 1 (Mar., 1988), pp. 1-19

WELCH, I. Capital **Structure and Stock Returns**. Journal of Political Economy, vol. 112, no.1, pp. 106-131, 2004.

WOOLDRIDGE, J.M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. The MIT Press, USA, 1995.

WOOLDRIDGE, J.M. **Introductory Econometrics: A modern approach**. Thomson South-Western, USA, 2004.

APÊNDICE

APÊNDICE – Saídas completas do software Gretl e Stata

Modelo 2: Efeitos-fixos, usando 192 observações
Incluídas 12 unidades de seção-cruzada
Comprimento da série temporal = 16
Variável dependente: ln_MVE

	Coeficiente	*Erro Padrão*	*razão-t*	*p-valor*	
Const	13,9763	0,171447	81,5194	<0,00001	***
Endividamento	-0,71417	0,332434	-2,1483	0,03304	**
PL	5,85742e-07	1,18977e-07	4,9231	<0,00001	***

Média var. dependente	14,46382	D.P. var. dependente	1,185551
Soma resíd. quadrados	45,30582	E.P. da regressão	0,504507
R-quadrado	0,831236	R-quadrado ajustado	0,818910
F(13, 178)	67,44050	P-valor(F)	1,38e-61
Log da verossimilhança	-133,8064	Critério de Akaike	295,6129
Critério de Schwarz	341,2178	Critério Hannan-Quinn	314,0832
Ro	0,846408	Durbin-Watson	0,311471

Teste para diferenciar interceptos de grupos -
Hipótese nula: Os grupos têm um intercepto comum
Estatística de teste: F(11, 178) = 46,9171
com p-valor = P(F(11, 178) > 46,9171) = 8,76116e-047

Teste da normalidade dos resíduos -
Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal
Estatística de teste: Qui-quadrado(2) = 0,425105
com p-valor = 0,808518

Modelo 3: Efeitos-aleatórios (GLS), usando 192 observações
Incluídas 12 unidades de seção-cruzada
Comprimento da série temporal = 16
Variável dependente: ln_MVE

	Coeficiente	*Erro Padrão*	*razão-t*	*p-valor*	
Const	14,0018	0,301513	46,4384	<0,00001	***
Endividamento	-0,657512	0,326521	-2,0137	0,04546	**
PL	5,50787e-07	9,93934e-08	5,5415	<0,00001	***

Média var. dependente	14,46382	D.P. var. dependente	1,185551
Soma resíd. quadrados	192,6999	E.P. da regressão	1,007080
Log da verossimilhança	-272,7855	Critério de Akaike	551,5710
Critério de Schwarz	561,3435	Critério Hannan-Quinn	555,5290

'Por dentro' da variância = 0,254527
'Por entre' a variância = 0,838292
teta utilizado para quasi-desmediação = 0,862244

Teste de Breusch-Pagan -
Hipótese nula: Variância do erro de unidade-específica = 0
Estatística de teste assintótica: Qui-quadrado(1) = 681,406
com p-valor = 3,30553e-150

Teste de Hausman -
Hipótese nula: As estimativas GLS são consistentes
Estatística de teste assintótica: Qui-quadrado(2) = 2,17009
com p-valor = 0,337887

Teste da normalidade dos resíduos -
Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal
Estatística de teste: Qui-quadrado(2) = 2,33179
com p-valor = 0,311644

```
33 . xtreg ln_MVE Divida PL

Random-effects GLS regression                   Number of obs      =       192
Group variable: Firm                            Number of groups   =        12

R-sq:  within  = 0.1496                         Obs per group: min =        16
       between = 0.3396                                        avg =      16.0
       overall = 0.3000                                        max =        16

Random effects u_i ~ Gaussian                   Wald chi2(2)       =     36.22
corr(u_i, X)       = 0 (assumed)                Prob > chi2        =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
      ln_MVE |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
      Divida |  -.6575121   .3265209    -2.01   0.044    -1.297481   -.0175428
          PL |   5.51e-07   9.94e-08     5.54   0.000     3.56e-07    7.46e-07
       _cons |   14.00176   .3015128    46.44   0.000     13.41081    14.59271
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  .90685369
     sigma_e |  .50450676
         rho |  .76365072   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
```

Modelo 4: Efeitos-fixos, usando 192 observações
Incluídas 12 unidades de seção-cruzada
Comprimento da série temporal = 16
Variável dependente: ln_MVE
Erros padrão robustos (HAC)

	Coeficiente	*Erro Padrão*	*razão-t*	*p-valor*	
Const	14,183	0,293646	48,2997	<0,00001	***
Endividamento	-2,56994	0,953123	-2,6963	0,00769	***
SQ_Endividament	2,46275	0,4509	5,4619	<0,00001	***
PL	6,21499e-07	1,71e-07	3,6345	0,00036	***

Média var. dependente	14,46382	D.P. var. dependente	1,185551
Soma resíd. quadrados	42,40603	E.P. da regressão	0,489471
R-quadrado	0,842038	R-quadrado ajustado	0,829543
F(14, 177)	67,39425	P-valor(F)	3,58e-63
Log da verossimilhança	-127,4565	Critério de Akaike	284,9131
Critério de Schwarz	333,7755	Critério Hannan-Quinn	304,7027
Ro	0,769388	Durbin-Watson	0,459131

Teste para diferenciar interceptos de grupos -
Hipótese nula: Os grupos têm um intercepto comum
Estatística de teste: F(11, 177) = 50,9438
com p-valor = P(F(11, 177) > 50,9438) = 5,33737e-049

Teste da normalidade dos resíduos -
Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal
Estatística de teste: Qui-quadrado(2) = 0,54004
com p-valor = 0,763364

Modelo 5: Efeitos-aleatórios (GLS), usando 192 observações
Incluídas 12 unidades de seção-cruzada
Comprimento da série temporal = 16

Variável dependente: ln_MVE

	Coeficiente	*Erro Padrão*	*razão-t*	*p-valor*	
Const	14,2015	0,31879	44,5482	<0,00001	***
Endividamento	-2,43378	0,616564	-3,9473	0,00011	***
SQ_Endividament	2,35732	0,705017	3,3436	0,00100	***
PL	5,83389e-07	9,9047e-08	5,8900	<0,00001	***

Média var. dependente	14,46382	D.P. var. dependente	1,185551
Soma resíd. quadrados	203,0761	E.P. da regressão	1,036570
Log da verossimilhança	-277,8204	Critério de Akaike	563,6408
Critério de Schwarz	576,6708	Critério Hannan-Quinn	568,9181

'Por dentro' da variância = 0,239582
'Por entre' a variância = 0,929917
teta utilizado para quasi-desmediação = 0,873105

Teste de Breusch-Pagan -
Hipótese nula: Variância do erro de unidade-específica = 0
Estatística de teste assintótica: Qui-quadrado(1) = 681,951
com p-valor = 2,51599e-150

Teste de Hausman -
Hipótese nula: As estimativas GLS são consistentes
Estatística de teste assintótica: Qui-quadrado(3) = 3,07438
com p-valor = 0,380299

Teste da normalidade dos resíduos -
Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal
Estatística de teste: Qui-quadrado(2) = 2,36476
com p-valor = 0,306548

```
34 . xtreg ln_MVE Divida SQ_Divida PL

   Random-effects GLS regression                   Number of obs      =       192
   Group variable: Firm                            Number of groups   =        12

   R-sq:  within  = 0.2040                         Obs per group: min =        16
          between = 0.3043                                        avg =      16.0
          overall = 0.2802                                        max =        16

   Random effects u_i ~ Gaussian                   Wald chi2(3)       =     48.88
   corr(u_i, X)       = 0 (assumed)                Prob > chi2        =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
      ln_MVE |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
      Divida |  -2.433783   .6165639    -3.95   0.000    -3.642226    -1.22534
   SQ_Divida |   2.357316   .7050172     3.34   0.001     .9755072    3.739124
          PL |   5.83e-07   9.90e-08     5.89   0.000     3.89e-07    7.78e-07
       _cons |   14.20152     .31879    44.55   0.000      13.5767    14.82634
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  .95652678
     sigma_e |  .48947126
         rho |  .79248437   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
```

Modelo 6: Efeitos-aleatórios (GLS), usando 192 observações
Incluídas 12 unidades de seção-cruzada
Comprimento da série temporal = 16

Variável dependente: ln_MVE

	Coeficiente	*Erro Padrão*	*razão-t*	*p-valor*	
Const	14,3236	0,258348	55,4431	<0,00001	***
Endividamento	-1,82089	0,502795	-3,6215	0,00038	***
SQ_Endividament	1,60297	0,575602	2,7849	0,00591	***
PL	5,18888e-07	8,04305e-08	6,4514	<0,00001	***
Dummy	-0,765447	0,0765573	-9,9984	<0,00001	***

Média var. dependente	14,46382	D.P. var. Dependente	1,185551
Soma resíd. quadrados	169,5844	E.P. da regressão	0,949760
Log da verossimilhança	-260,5183	Critério de Akaike	531,0366
Critério de Schwarz	547,3241	Critério Hannan-Quinn	537,6332

'Por dentro' da variância = 0,153586
'Por entre' a variância = 0,596325
teta utilizado para quasi-desmediação = 0,873125

Teste de Breusch-Pagan -
Hipótese nula: Variância do erro de unidade-específica = 0
Estatística de teste assintótica: Qui-quadrado(1) = 798,785
com p-valor = 9,91124e-176

Teste de Hausman -
Hipótese nula: As estimativas GLS são consistentes
Estatística de teste assintótica: Qui-quadrado(4) = 8,45822
com p-valor = 0,0761637

Teste da normalidade dos resíduos -
Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal
Estatística de teste: Qui-quadrado(2) = 1,17474
com p-valor = 0,555788

```
. xtreg ln_MVE Divida SQ_Divida PL Dummy2

Random-effects GLS regression                   Number of obs      =       192
Group variable: Firm                            Number of groups   =        12

R-sq:  within  = 0.4923                         Obs per group: min =        16
       between = 0.3479                                        avg =      16.0
       overall = 0.3747                                        max =        16

Random effects u_i ~ Gaussian                   Wald chi2(4)       =    174.58
corr(u_i, X)       = 0 (assumed)                Prob > chi2        =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
      ln_MVE |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
      Divida |  -1.820885   .5027948    -3.62   0.000    -2.806345   -.8354255
   SQ_Divida |   1.602974   .5756022     2.78   0.005     .4748142    2.731133
          PL |   5.19e-07   8.04e-08     6.45   0.000     3.61e-07    6.77e-07
      Dummy2 |  -.7654469   .0765573   -10.00   0.000    -.9154964   -.6153974
       _cons |   14.32363   .2583484    55.44   0.000     13.81727    14.82998
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  .76598043
     sigma_e |  .39190097
         rho |  .79253843   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
```

Modelo 7: Efeitos-aleatórios (GLS), usando 192 observações
Incluídas 12 unidades de seção-cruzada
Comprimento da série temporal = 16
Variável dependente: ln_MVE

	Coeficiente	*Erro Padrão*	*razão-t*	*p-valor*	
Const	13,6921	0,294384	46,5110	<0,00001	***
ln_Endividament	0,191953	0,0950581	2,0193	0,04488	**
ln_Sq_Endividam	-0,155251	0,0464679	-3,3410	0,00101	***
PL	5,68988e-07	9,12449e-08	6,2358	<0,00001	***
Dummy	-0,458427	0,0805126	-5,6939	<0,00001	***

Média var. dependente	14,46382	D.P. var. dependente	1,185551
Soma resíd. quadrados	182,9790	E.P. da regressão	0,986556
Log da verossimilhança	-267,8163	Critério de Akaike	545,6326
Critério de Schwarz	561,9200	Critério Hannan-Quinn	552,2291

'Por dentro' da variância = 0,197618
'Por entre' a variância = 0,853665
teta utilizado para quasi-desmediação = 0,879716

Teste de Breusch-Pagan -
Hipótese nula: Variância do erro de unidade-específica = 0
Estatística de teste assintótica: Qui-quadrado(1) = 829,199
com p-valor = 2,41951e-182

Teste de Hausman -
Hipótese nula: As estimativas GLS são consistentes
Estatística de teste assintótica: Qui-quadrado(4) = 4,17684
com p-valor = 0,382602

Teste da normalidade dos resíduos -
Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal
Estatística de teste: Qui-quadrado(2) = 3,61567
com p-valor = 0,164009

```
6 . xtreg ln_MVE ln_Divida ln_Sq_Divida PL Dummy

Random-effects GLS regression                   Number of obs      =       192
Group variable: Firm                            Number of groups   =        12

R-sq:  within  = 0.3469                         Obs per group: min =        16
       between = 0.3450                                        avg =      16.0
       overall = 0.3414                                        max =        16

Random effects u_i ~ Gaussian                   Wald chi2(4)       =     98.38
corr(u_i, X)       = 0 (assumed)                Prob > chi2        =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
      ln_MVE |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
   ln_Divida |    .191953   .0950581     2.02   0.043     .0056426    .3782634
ln_Sq_Divida |   -.1552508   .0464679    -3.34   0.001    -.2463261   -.0641754
          PL |    5.69e-07   9.12e-08     6.24   0.000     3.90e-07    7.48e-07
       Dummy |   -.4584269   .0805126    -5.69   0.000    -.6162286   -.3006251
       _cons |    13.69206   .2943836    46.51   0.000     13.11508    14.26905
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |    .9172314
     sigma_e |   .44454212
         rho |   .80978749   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
```