

Área Temática: Finanças

Estrutura de Capital e Decisões de Financiamento: nova Verificação da Teoria de *Pecking Order* pelas componentes do Déficit

AUTORES

ROBERT ALDO IQUIAPAZA

Universidade Federal de Minas Gerais
raic@face.ufmg.br

ANTÔNIO ARTUR DE SOUZA

Universidade Federal de Minas Gerais
artur@face.ufmg.br

HUDSON FERNANDES AMARAL

Universidade Federal de Minas Gerais
hfamaral@face.ufmg.br

Resumo

A teoria de *pecking order*, ou ordem de preferência das fontes, é uma importante proposta para explicar as decisões de financiamento e estrutura de capital das empresas. Publicações recentes têm levantado críticas contra esta teoria, alegando que ela não seria uma forma válida de explicar as decisões de estrutura de capital, e acusando às comprovações anteriores de falhas metodológicas. O objetivo deste artigo é reavaliar as proposições da *pecking order*, através da definição de uma nova metodologia, aplicada a uma amostra de empresas listadas na Bolsa de Valores de São Paulo, no período 1998-2005. Quando se utiliza a amostra completa, aparentemente não se pode rejeitar a *pecking order*. A aderência é diferente em cada subperíodo, sendo menor entre 2002 e 2005. Mas quando se agrupam às empresas em função do porte, lucratividade e crescimento dos ativos, percebe-se que o suporte à teoria em geral desaparece conforme as empresas vão sendo mais lucrativas e maior porte. Estes resultados contradizem estudos anteriores no Brasil sobre a teoria de *pecking order* e são consistentes com a afirmação da literatura recente quanto às falhas metodológicas e à validade da *pecking order* como teoria capaz de explicar a estrutura de capital das empresas.

Palavras chave: Estrutura de Capital; Decisões de Financiamento; *Pecking Order*; Déficit.

Abstract

The pecking order theory, or preferences in terms of sources of finance, is an important proposal to explain the financing decisions, and firm's capital structure. Recent publications had criticized this theory, alleging that it would not be a valid explanation for capital structure decisions, and accusing of methodological flaws in previous proofs. The aim of this article is to test the pecking order propositions, through a new methodology, applied to a sample of companies listed at São Paulo stock exchange, in the period 1998-2005. When the complete sample is used, it seems that we cannot reject the pecking order. The adherence is different by sub period, being smaller between 2002 and 2005. But, when the companies are grouped according to size, profitability and growth, it is noticed that the support to the theory, in general, disappears as the companies are more lucrative and of larger size. These results contradict previous studies in Brazil on the pecking order theory and they are in line with recent literature statements about the methodological flaws and the validity of the pecking order as theory able to explain the firm's capital structure.

Keywords: Capital structure; Financing Decisions; Pecking Order; Deficit.

1. Introdução

Em relação às decisões de financiamento das empresas, desde a proposição da irrelevância feita por Modigliani e Miller (1958), explica-se a escolha da estrutura de capital a partir da violação de suas hipóteses. Reconhecendo as imperfeições do mercado, e os conseqüentes impactos destas sobre a estrutura de capital das firmas, muitas pesquisas foram realizadas em várias frentes, considerando a teoria da agência, a hipótese da assimetria das informações ou a questão das decisões estratégicas em relação à concorrência. Ross (1977) adicionou à questão uma nova variável ao levar em conta o custo de falência que se aplica a empresas com elevado endividamento.

A proposição de *pecking order* de Myers (1984) e a teoria de *trade-off* de Kraus e Litzenberger (1973), Jensen e Meckling (1976) e de DeAngelo e Masulis (1980) são dois modelos que concorrem para a explicação das decisões de financiamento das empresas. Essas teorias, em linhas gerais, estabelecem preferências e buscam a combinação perfeita entre recursos próprios e de terceiros, a partir da ponderação contínua entre custos e benefícios da dívida e da emissão de ações.

A *Pecking Order Theory*, doravante denominada POT, fundamenta-se na idéia de assimetria de informações entre gerentes e investidores. Segundo Myers (1984), uma empresa segue a POT quando, para cobrir seus investimentos, prefere o financiamento interno ao externo e a dívida à emissão de ações na utilização do financiamento externo. Diversos estudos empíricos internacionais e brasileiros tentaram comprovar as proposições teóricas de decisões hierárquicas dessa teoria. Porém, de acordo com Fama e French (2002, 2005), as conclusões da maioria dos trabalhos estão comprometidas por questões metodológicas. Segundo Fama e French (2005), quando se utilizam metodologias robustas, pode-se comprovar que a emissão de ações é mais freqüente do que prediz a POT. Assim, para os referidos autores, esta não deveria ser considerada uma teoria de estrutura de capital.

O artigo tem como objetivo testar empiricamente a POT no âmbito de uma amostra de empresas brasileiras de capital aberto, no período 1998 – 2005, utilizando uma nova metodologia para a análise do déficit financeiro e suas componentes.

2. Revisão de literatura

2.1. Fundamentos da Teoria de *Pecking order*

Myers (1984) divide o pensamento sobre a determinação da estrutura de capital sintetizando os estudos de diversos autores em duas correntes. A primeira denomina-se *Static Trade-off Theory* - STO, segundo a qual se supõe que a empresa, tentando balancear os custos e benefícios de emissão de dívida, define uma meta de endividamento caminhando em sua direção e, embora possa se afastar da meta no curto prazo, mantém o objetivo no longo prazo. As empresas podem identificar um nível ótimo de endividamento ponderando os custos e benefícios de cada unidade monetária adicional de dívida. Como benefícios da dívida, a STO enfatiza os mais importantes: redução da incidência tributária pela possibilidade de deduzir os juros para determinar o imposto de renda, maior disciplina gerencial reduzindo os custos de agência relacionados com o fluxo de caixa livre, e a redução da assimetria de informação proposta por Ross (1977). Os custos da dívida incluem os custos potenciais de conflitos de agência entre credores e acionistas, a perda da flexibilidade financeira, os próprios custos financeiros, levando em conta o custo de falência ou quebra que se aplica a empresas com elevado endividamento. No nível ótimo, o custo da última unidade monetária de dívida é igual ao benefício que ela proporciona.

A segunda corrente, proposta por Myers (1984) baseando-se em Myers e Majluf (1984), é a *Pecking Order Theory* - POT, segundo ela a empresa, para reduzir os custos de

transação e das assimetrias de informações entre gerentes e investidores na emissão de títulos no mercado, segue uma seqüência hierárquica ou ordem de preferência na utilização de fontes de financiamento para seus investimentos, estabelecendo dessa forma sua estrutura de capital. A teoria de hierarquia das fontes pressupõe que existe uma ordem de preferência nas fontes de financiamento, qual seja: 1) as empresas preferem financiar seus investimentos com lucros retidos a fazê-lo com outras fontes de fundos; 2) por causa dessa preferência, as empresas procuram adaptar suas políticas de dividendos para refletir esta antecipação da necessidade de investimento; 3) como existe relutância em alterar substancialmente a política de dividendos, e os fluxos de caixa e as necessidades de investimentos são flutuantes, os lucros retidos podem ser maiores ou menores que as necessidades de investimento; se as empresas possuem excesso de caixa, tenderão a pagar suas dívidas antes de recomprar ações; 4) se precisarem de financiamento extra, as empresas tenderão a emitir os títulos mais seguros em primeiro lugar, neste caso, empréstimos do sistema bancário e emissão de títulos de dívida não conversível; e 5) somente em último recurso chega-se à emissão de títulos de dívida não conversível e de ações ordinárias.

Poderia se considerar a *pecking order* como uma teoria dinâmica, segundo a qual os administradores não otimizam sua estrutura de capital período a período conforme sugere a teoria estática de *trade-off*, mas sim como resultado de um processo dinâmico que leva em conta os custos associados aos ajustes da estrutura de capital. Neste caso, em qualquer momento, as empresas podem se desviar de sua estrutura ótima de capital de longo prazo. Segundo Brito e Lima (2005) uma implicação testável da previsão de *pecking order* na sua versão mais forte para firmas de controle privado no Brasil é a maior sensibilidade de suas dívidas a fatores como tangibilidade dos ativos, rentabilidade, crescimento e risco.

2.2. Estudos Empíricos

A identificação de quais imperfeições têm importância prática na escolha da estrutura de capital é uma questão para análise empírica, que pode verificar a significância dos efeitos implicados pelas várias teorias, bem como avaliar aqueles pontos em que estas divergem. Ao longo dos últimos anos, trabalhos como os de Titman e Wessels (1988) para os EUA, ou Rajan e Zingales (1995) para os países do G7, entre outros, buscam identificar quais são os fatores determinantes da escolha da estrutura de capital das empresas.

O *survey* de Graham e Harvey (2001) revelou que o item mais importante que afeta as decisões sobre a dívida corporativa é o desejo dos gestores de manter a flexibilidade financeira. Assim, estariam minimizando o interesse dos credores, de forma a não ocorrerem restrições em caso de recessão. Para estes autores, as empresas estariam avaliando a flexibilidade financeira (preservando a capacidade de emissão de dívida) como uma opção real nos projetos de investimento. Essa capacidade de financiamento poderia ser utilizada em futuras expansões e aquisições. Entretanto, Graham e Harvey (2001) assinalam que, em sua pesquisa, a importância dada à flexibilidade pelos gestores não esteve relacionada à assimetria de informação ou às opções de crescimento na forma sugerida pela teoria de *pecking order*. De acordo com os resultados alcançados por eles, a flexibilidade esteve estatisticamente relacionada às empresas que pagam dividendos. Tal evidência contradiz a teoria de *pecking order*. Logo, os motivos para não emitir ações poderiam estar relacionados a outros fatores distintos da assimetria de informação. Segundo Graham e Harvey (2001), os gestores das empresas têm receio de emitir ações porque acreditam que os preços estão sub-avaliados no mercado, sugerindo que o comportamento tipo *pecking order* estaria influenciado também pelo otimismo ou pessimismo dos gestores e não pela assimetria de informação.

No Brasil, também existem pesquisas apoiando as predições da teoria de *pecking order*. Eid (1996) pesquisou o comportamento de empresas brasileiras no tocante a custo e estrutura de capital. Aparentemente, as empresas buscam as fontes de recursos

economicamente mais vantajosas do momento, e existe uma hierarquização das fontes de captação. Essa hierarquização, entretanto, não está de acordo com o previsto pela teoria da *pecking order*. A fonte prioritária é a obtenção de empréstimos bancários, seguindo-se as ações ordinárias, e por último os lucros retidos. Perobelli e Famá (2002) utilizaram a análise fatorial para examinar os efeitos do tamanho, tangibilidade, crescimento, risco, margem, lucratividade e singularidade sobre o endividamento do período de 1995 a 2000. Embora não consigam inferir os determinantes do endividamento de longo prazo, concluem que o endividamento de curto prazo está negativamente relacionado aos fatores tamanho, crescimento e lucratividade. Brito e Lima (2005) reportam que as empresas de controle privado nacional se endividam mais que as de controle público ou estrangeiro, e o fazem pelo uso intensivo de dívida de curto prazo. A relação positiva entre ativos tangíveis e alavancagem de longo prazo confirmam a previsão de *trade off*. Divergindo das evidências brasileiras anteriores, o crescimento apresenta relação positiva com o endividamento, o que, conjuntamente com a relação negativa da rentabilidade, favorece a teoria de *pecking order* contra a de *trade off*. Logo os resultados dos referidos autores não são conclusivos.

Pesquisas recentes, como as de Soares e Kloeckner (2005), Moraes e Rhoden (2005), Brito e Lima (2005), Perobelli *et al.* (2005), Medeiros e Daher (2004), Procianoy e Schnorrenberger (2004), entre outros, encontraram evidências empíricas que suportam as proposições teóricas da POT. Já outros estudos, como os de Costa e Lemes (2006), Brito, Corrar e Batistella (2005) e Famá e Silva (2005), depararam-se com resultados que não corroboram a fundamentação teórica da POT. Contudo, uma limitação destes estudos é a consideração de toda a amostra na análise dos dados, sem estratificar as empresas em função de suas características.

2.3. Críticas à Teoria e aos Estudos Empíricos

Fama e French (2002) testaram as duas principais teorias das finanças corporativas para decisões de financiamento. Obtiveram os resultados não conclusivos, dependendo do tipo de análise e das variáveis consideradas. Por exemplo, firmas mais lucrativas e com poucas oportunidades de investimentos pagam mais dividendos, o que poderia ser consistente com as teorias de *trade-off* e *pecking order*; as firmas que mais investem possuem menor nível desejado de distribuição de dividendos de longo prazo e relação negativa entre alavancagem e lucratividade, o que poderia confirmar a teoria de *pecking order*, mas rejeitaria a teoria da *trade-off*.

Em outro artigo, Fama e French (2005) se perguntam quem realmente emite ações? Os resultados questionam seriamente ambas as teorias, principalmente a *pecking order*; bem como a metodologia utilizada nos testes empíricos. Para os autores, (FAMA e FRENCH, 2002, 2005), os resultados utilizando a regressão de seção cruzada ou a análise do total de empresas poderiam encobrir importantes características das decisões de financiamento das empresas, basicamente por problemas de autocorrelação, que não pode ser eficazmente corrigida pela limitação da série de tempo, comumente menos de 30 anos nos Estados Unidos e muito menor nos demais países. Outro problema está relacionado aos modelos de empresa única; sabe-se, por exemplo, que a análise de regressão para um momento do tempo modela o comportamento da empresa média ou representativa; incorrendo no mesmo problema da análise do total de empresas porque seria como analisar uma única empresa. Para superar essa limitação, Fama e French (2002, 2005) utilizam duas metodológicas distintas. A primeira consiste em realizar regressões ano a ano, construir médias dos coeficientes estimados e penalizar o desvio padrão para os testes estatísticos. A segunda consiste em dividir a amostra em sub-amostras por períodos de tempo e por características das empresas, realizando uma análise descritiva em cada grupo.

Fama e French (2005) analisaram a frequência e as circunstâncias de emissão e recompra de ações de 2.951 a 4.417 empresas norte-americanas entre 1973 e 2002. Utilizando

a segunda metodologia, categorizaram as empresas em função da interação de tamanho, lucratividade e expectativas de crescimento. Confirmaram que, contrariamente à previsão da hipótese de hierarquia das fontes, as emissões de ações são bastante freqüentes, variando de 67% a 86%. A explicação da contradição estaria em que a principal forma de emissão de ações, considerada na hierarquia das fontes, dá-se por meio de ofertas públicas primárias de ações (SEOS - *seasoned equity offerings*), que efetivamente continuam sendo pouco freqüentes; e não considera outras formas de emissão de ações atualmente reveladas como preeminentes, tais como: colocações privadas, aquisição por intercâmbio de ações, dívida conversível, *warrants*, emissões de direitos, opções a empregados, até empréstimos e planos de benefícios. Usualmente essas outras formas de emissão são menos afetadas pelas assimetrias de informação e custos de transação.

A evidência de que a maioria de empresas emite e recompra ações a cada ano, mesmo em condições de estresse financeiro, e a existência de múltiplas formas de evitar os custos de assimetria de informações na emissão de ações levaram Fama e French (2005) a afirmar que a teoria de *pecking order* de Myers (1984), como o único modelo de estrutura de capital estaria morta. Ainda assim, isso não significaria que os problemas de assimetria de informações desapareceram, mas que simplesmente podem não influir nas decisões de estrutura de capital pelo fato de que as empresas os evitam, ou que, em alguns casos, porque os benefícios da emissão de ações são maiores que os custos.

3. Metodologia

3.1. Dados

A base de dados foi composta por uma amostra de 423 empresas não financeiras com ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo. Os dados coletados compreendem o período de 1998 a 2005, embora nem todas as empresas tenham dados disponíveis em todos os anos para todas as variáveis, caracterizando-se a amostra como um painel não balanceado. As informações financeiras de tais empresas foram obtidas utilizando-se a base de dados Economática®.

3.2. Definição operacional das variáveis

As variáveis utilizadas na pesquisa são descritas no QUADRO 1.

Quadro 1 - Descrição das variáveis do estudo

Variável	Descrição
Alavancagem	Refere-se ao endividamento de longo prazo em relação ao ativo total contábil, para cada empresa em cada ano
Oportunidades de crescimento	Seguindo a sugestão de Fama e French (2005) utiliza-se a taxa de variação do ativo (dA): calculada como $(A_{it} - A_{it-1})/A_{it}$.
Lucratividade	O Lucro Operacional após juros, dividido pelo ativo
Tamanho	Ativo total da empresa em cada ano
Distribuição de dividendos	O índice de dividendos dividido pelo ativo. Neste caso, a DOAR considera de forma conjunta dividendos e juros sobre o capital próprio, de acordo com a política de proventos de cada empresa.
<i>Dummies</i> de ano	Variáveis binárias que capturam os choques macroeconômicos e efeitos agregados em geral que afetaram o conjunto das empresas dentro da janela temporal analisada.

Fonte: Elaborado pelos autores.

3.3. Métodos empíricos e discussão metodológica

3.3.1. Subdivisão da amostra

Seguindo o procedimento de Fama e French (2005), foram estabelecidos dois subperíodos: 1998-2001 e 2002-2005 e doze grupos de empresas, definidas em função do tamanho, lucratividade e crescimento dos investimentos. O número médio de empresas para os subperíodos foi 407 e 341 respectivamente. O número de empresas de “médio porte” e

“grandes”, definido em função da mediana do ativo, variou de 156 até 198 entre 1998 e 2005; já o número de empresas grandes passou de 157 até 218 no mesmo período. Os grupos de lucratividade e crescimento foram definidos em função de medianas anuais de 1998 a 2005.

Os três grupos de lucratividade em cada ano incluem empresas com (i) lucro antes de juros negativo (E), (ii) baixa lucratividade (lucros em relação ao ativo total, E/A , abaixo da média da mediana para empresas com E positivo), e (iii) alta lucratividade (E/A acima da média da mediana). Os dois grupos de crescimento incluem empresas com (i) baixo crescimento dos ativos no ano t ($dA/A=(A_t - A_{t-1})/A_t$ abaixo da média da mediana) e (ii) alto crescimento dos ativos (dA/A acima da média da mediana). Logo, a análise foi realizada para cada grupo de empresas nos diferentes subperíodos.

3.3.2. Modelo econométrico para testar a POT

Em sua forma mais simples, o modelo associado à *POT* sustenta que, quando o fluxo de caixa interno da empresa é inadequado para cobrir o investimento e os compromissos de pagamento de dividendos, a empresa emite dívida. Ações nunca são emitidas, exceto quando a única alternativa é emitir dívida de alto risco ou quando os custos de falência são elevados. Segundo Frank e Goyal (2003) para descrever o modelo representativo da *POT*, as definições abaixo são necessárias:

$$DEF_t = DIV_t + I_t + \Delta W_t - C_t \quad (\text{Eq. 1})$$

Onde: C_t = fluxo de caixa operacional após juros e impostos; DIV_t = pagamento de dividendos; I_t = investimentos de capital; ΔW_t = aumento líquido do capital de giro;

D_t = dívida exigível de longo prazo.

Todas as variáveis-estoque são mensuradas ao final do período t . O déficit de fundos (DEF_t) é dado pela identidade contábil da Eq. 1.

A *POT* considera que todos os componentes do déficit são exógenos, desde que dívidas saudáveis (sem risco, isto é, excluídas as *junk bonds*) possam ser emitidas. Não há incentivo para alterar a ordem hierárquica prevista na *POT* e emitir ações. Para fins de avaliação empírica, todas as variáveis acima definidas são divididas pelo ativo total, de modo a suprimir o efeito tamanho. A hipótese da *POT* a ser testada é:

$$\Delta D_{it} = \alpha + \beta DEF_{it} + u_{it} \quad (\text{Eq. 2})$$

Onde ΔD_{it} é o montante de dívida emitida pela i -ésima empresa e u_{it} é o termo aleatório i.i.d. $\sim N(0, \sigma^2)$.

Na forma forte da *POT*, espera-se que $\alpha = 0$ e $\beta = 1$, pois isso significaria que a emissão de dívida é diretamente proporcional ao déficit de fundos, não havendo, portanto, espaço para a emissão de ações. A Eq. 2 não é uma identidade contábil porque DEF_{it} não inclui emissões ou recompra de ações. A *POT* prevê que a empresa só emitirá ou recomprará ações como último recurso. A hipótese de que os componentes do déficit são exógenos permite que a estimação da Eq. 2 seja feita por mínimos quadrados ordinários empilhados (POLS) sem que os parâmetros estimados sejam viesados e inconsistentes.

Por outro lado, a forma fraca da *POT* admite certo nível de emissão de ações, sendo considerado por Chirinko e Singha (2000) como mais plausível e provável de ser encontrada e testada. Aqui, o coeficiente β seria menor, mas próximo à unidade. Neste caso, não há uma hipótese nula muito precisa, e a constante α poderia até ser diferente de zero, sem invalidar o modelo (CHIRINKO e SINGHA, 2000). Para Myers (1984) e Myers e Majluf (1984), a *POT* implica em que as empresas mais lucrativas seriam naturalmente menos endividadas, já que elas financiariam seus projetos novos sem se endividar ou sem emitir ações novas.

Em resumo, testar empiricamente a validade da *POT* em sua forma forte significa testar $H_0: \alpha = 0$ e $\beta = 1$; enquanto que na forma fraca significa testar se $\beta < 1$, porém próximo de 1 (por exemplo, $H_0: \beta = 0,8$). A rejeição de H_0 na forma forte e na forma fraca implica a rejeição da *POT*.

Testou-se também uma especificação alternativa, utilizada em Frank e Goyal (2003), onde as variáveis que compõem o déficit estão desagregadas, obtendo-se:

$$\Delta D_{it} = \alpha + \beta_1 I_{it} + \beta_2 \Delta W_{it} + \beta_3 DIV_{it} + \beta_4 C_{it} + u_{it} \quad (\text{Eq. 3})$$

Na estimação de (3), é de se esperar que, na forma forte da *POT* $\alpha=0$, β_1 , β_2 , β_3 sejam iguais a 1 e $\beta_4=-1$. Na forma fraca, α pode ser diferente de zero, e β_1 , β_2 e β_3 devem ser menores que, mas próximos de 1, e β_4 maior que, mas próximo de -1.

Um ponto importante é a exogeneidade do *DEF*. Na teoria original de Myers (1984), bem como nos estudos empíricos de Shyam-Sunder e Myers (1999) e Frank e Goyal (2003), o *DEF* é considerado exógeno, desde que a empresa esteja apta a emitir dívida saudável, isto é, exclusive *junk debt*. Assim, não haveria *feedback* entre o *DEF* e a variação do endividamento líquido ΔD . Caso contrário, ocorreria um viés de equações simultâneas, onde o *DEF* seria correlacionado com u , e a equação teria que ser avaliada por outros métodos, de modo a evitar que os parâmetros estimados fossem enviesados e inconsistentes. Para esta equação, assumiu-se como correta a exogeneidade do *DEF* e de seus componentes, baseados na seleção da amostra do estudo.

Os modelos das equações (2) e (3) podem ser estimados por procedimentos de dados em painel, quando se permite um efeito intrínseco atribuído a cada empresa (Fama e French, 2002). Tal efeito não pode ser observado diretamente, mas afeta o comportamento de suas decisões de financiamento como, por exemplo, a capacidade e o conhecimento da equipe gerencial. Nesse caso, os estimadores de mínimos quadrados seriam inconsistentes. Assim, o termo aleatório u_{it} pode ser decomposto em um efeito intrínseco e um erro aleatório ($c_i + v_{it}$), considerando este último como sendo i.i.d. $\sim N(0, \sigma_v^2)$. Já o efeito intrínseco, ou heterogeneidade não observável c_i , pode ser considerado fixo, sendo, nesse caso, estimado pelo modelo de efeitos fixos (FE), ou variável, sendo estimado pelo modelo de efeitos aleatórios (RE). O teste de Hausman permite testar a hipótese nula de que as estimativas dos dois modelos são similares (Wooldridge, 2002). Para reduzir o efeito da possível presença de autocorrelação e/ou heteroscedasticidade em v_{it} recomenda-se calcular erros padrões robustos incrementando a confiabilidade dos testes de hipóteses em relação aos coeficientes estimados, como indicado pelo mesmo autor. Também é possível testar a influência das condições macroeconômicas e do ambiente de negócios permitindo *dummies* para cada ano no período de estudo.

4. Resultados

4.1. Análise Descritiva

Na TAB. 1 apresenta-se as estatísticas descritivas para as variáveis utilizadas no estudo, estratificadas segundo os doze grupos de empresas resultantes da interação entre tamanho da empresa (médio porte e grande), lucratividade (negativa, média e alta) e crescimento do ativo total (baixo e alto) definidos para cada subperíodo em função de mediana, conforme especificado na metodologia. Pode-se observar que o comportamento das variáveis, especialmente do *déficit*, é diferenciado conforme as características do grupo da empresa.

Isto poderia ser consistente com a idéia de Fama e French (2005) sobre o efeito de que a análise da amostra como um todo em estudos com modelos de regressão, possivelmente oculta as verdadeiras características das formas de financiamento nas empresas.

Explorando esta idéia, na seguinte secção apresentam-se os resultados para os modelos das equações (2) e (3) utilizando a amostra completa, por subperíodo e finalmente para alguns grupos de empresas, onde o número de observações inclui mais de 40 empresas, sempre que a empresa permanece no mesmo grupo em ambos subperíodos.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas por grupo de empresas

Grupo *	Variável	1998 - 2001				2002 - 2005			
		Média	Mediana	Desvio- padrão	N	Média	Mediana	Desvio- padrão	N
1	E/A	-0.103	-0.046	0.269	249	-0.112	-0.056	0.249	181
	dA/A	-0.361	0.000	2.338	186	-0.343	-0.011	2.515	182
	DEF/A	-0.171	0.017	1.751	141	0.280	0.048	8.204	149
2	E/A	-0.117	-0.063	0.130	37	-0.061	-0.039	0.091	58
	dA/A	0.171	0.111	0.243	27	0.063	0.072	0.282	59
	DEF/A	0.222	0.079	0.621	18	0.084	0.028	0.298	46
3	E/A	0.018	0.024	0.144	171	0.067	0.048	0.216	168
	dA/A	-0.106	0.018	0.678	127	-0.053	0.000	0.413	166
	DEF/A	-0.371	0.004	4.210	94	-0.025	-0.004	0.399	150
4	E/A	0.035	0.035	0.051	80	0.062	0.067	0.068	135
	dA/A	0.120	0.090	0.137	58	0.093	0.083	0.154	134
	DEF/A	0.112	0.065	0.190	42	0.084	0.069	0.185	128
5	E/A	0.113	0.109	0.072	78	0.150	0.128	0.064	27
	dA/A	0.041	0.038	0.138	59	0.030	0.035	0.123	26
	DEF/A	-0.028	-0.049	0.185	50	0.006	-0.009	0.156	26
6	E/A	0.099	0.103	0.099	151	0.168	0.159	0.127	112
	dA/A	0.074	0.101	0.425	113	0.128	0.135	0.171	109
	DEF/A	0.064	0.068	0.276	100	0.114	0.075	0.285	103
7	E/A	-0.037	-0.017	0.045	33	0.006	0.006	0.062	16
	dA/A	-4.026	-0.019	17.973	21	0.054	0.023	0.131	16
	DEF/A	-0.137	-0.057	0.295	16	0.049	-0.006	0.198	15
8	E/A	-0.041	-0.034	0.039	38	-0.034	-0.025	0.054	34
	dA/A	0.181	0.175	0.126	29	0.050	0.134	0.467	34
	DEF/A	0.185	0.148	0.276	26	0.157	0.139	0.284	34
9	E/A	0.040	0.035	0.045	196	0.071	0.069	0.050	156
	dA/A	0.095	0.066	0.229	144	-0.037	0.007	0.269	156
	DEF/A	0.052	0.030	0.231	124	-0.055	-0.040	0.250	150
10	E/A	0.045	0.048	0.048	116	0.074	0.076	0.057	197
	dA/A	0.150	0.138	0.213	84	0.066	0.075	0.288	195
	DEF/A	0.101	0.074	0.289	76	0.071	0.072	0.209	187
11	E/A	0.088	0.090	0.054	140	0.139	0.102	0.095	33
	dA/A	0.057	0.040	0.182	103	0.019	0.026	0.152	33
	DEF/A	0.012	0.015	0.204	94	-0.030	0.000	0.160	32
12	E/A	0.109	0.100	0.058	294	0.165	0.146	0.077	227
	dA/A	0.165	0.141	0.161	221	0.120	0.123	0.154	220
	DEF/A	0.122	0.096	0.179	208	0.072	0.068	0.193	218

Nota: * Os grupos resultam da interação entre tamanho da empresa (médio porte e grande), lucratividade (negativa, média e alta) e crescimento do ativo total (baixo e alto) definidos para cada subperíodo em função de mediana de ativo total (A), lucratividade (E/A) e crescimento (dA/A), onde E é o lucro líquido operacional, e DEF é o déficit de fundos definido na Eq. 1. Por exemplo: Grupo 1: empresas de médio porte, lucratividade negativa e baixo crescimento; Grupo 3: empresas de médio porte, lucratividade média e crescimento baixo; Grupo 9: empresas grandes, lucratividade média e crescimento baixo; Grupo 12: empresas grandes, lucratividade alta e crescimento alto.

Fonte: Elaborada pelos autores da pesquisa

4.2. Análise Global e por Subperíodo

Na TAB. 2 apresentam-se os resultados para a Eq. 2 utilizando a amostra completa, por procedimentos de mínimos quadrados ordinários (POLS), efeitos fixos (FE) e efeitos aleatórios (RE); nos dois últimos casos, com erros padrões robustos (r). Os resultados confirmam a POT, já que o coeficiente do déficit é próximo de 1, e a constante é não significativa. Esse resultado é similar ao obtido por Medeiros e Daher (2004), que determinaram um coeficiente de 0,86 para o ano 2001 por regressão de seção cruzada. A

variância dos efeitos não observáveis representa 13% da variância total, e o teste F não rejeita a hipótese de que todos os coeficientes de heterogeneidade são nulos $F=0,79$. O teste de Hausman não rejeita a hipótese de igualdade entre os coeficientes de efeitos fixos e efeitos aleatórios, ou seja, o estimador de efeitos aleatórios é consistente e eficiente.

Tabela 2 – Estimativas da regressão (2) na amostra completa

Variável	POLS	FE	FE(r)	RE	RE(r)
DEF	0.914***	0.920***	0.920***	0.914***	0.914***
_Iano_2000	-0.129**	-0.049	-0.049**	-0.023	-0.023
_Iano_2001	-0.092*	-0.015	-0.015	0.013	0.013
_Iano_2002	-0.127**	-0.042	-0.042**	-0.022	-0.022
_Iano_2003		0.101*	0.101	0.105*	0.105
_Iano_2005	-0.105*				
Constante	0.095**	0.007	0.007	-0.010	-0.010
Observações	2227	2227	2227	2227	2227
R ²	0.91	0.92	0.92		

Nota: *, **, *** significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os coeficientes das *dummies* para o ano (_Iano_xxxx) se apresentam somente quando significativos em alguma equação. POLS: Mínimos quadrados ordinários; FE: modelo de efeitos fixos; RE: modelo de efeitos aleatórios; (r) com erros padrões robustos. Na estimação foram incluídas 423 empresas.

Fonte: Elaborada pelos autores da pesquisa

Os resultados são similares para a Eq. 2 quando se subdivide o período de estudo (TAB. 3), sendo (1) 1998 - 2001 e (2) 2002 - 2005. O coeficiente estimado é maior de 0.9 em todas as estimativas, suportando as previsões teóricas da POT. O coeficiente de determinação - R² é próximo de 90%, caracterizado como um ajuste muito bom.

Tabela 3 – Estimativas da regressão (2) por subperíodo

Variável	POLS (1)	POLS (2)	FE(r) (1)	FE(r) (2)	RE(r) (1)	RE(r) (2)
DEF	0.924***	0.912***	0.941***	0.924***	0.924***	0.912***
_Iano_2000	-0.039		-0.058*		-0.039*	
_Iano_2005				0.035**		
Constante	0.005	-0.010	0.025	-0.039	0.005	-0.010
Observações	989	1238	989	1238	989	1238
R ²	0.93	0.91	0.94	0.92		
No de empresas			377	359	377	359

Nota: *, **, *** significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os coeficientes das *dummies* para o ano (_Iano_xxxx) se apresentam somente quando significativos. POLS: Mínimos quadrados ordinários; FE: modelo de efeitos fixos; RE: modelo de efeitos aleatórios; (r) com erros padrões robustos. (1): subperíodo 1998 – 2001; (2) subperíodo 2002 – 2005.

Fonte: Elaborada pelos autores da pesquisa

Na TAB. 4 apresentam-se os resultados para a Eq. 3 utilizando a amostra completa, por procedimentos de mínimos quadrados (POLS), efeitos fixos (FE) e efeitos aleatórios (RE); nos dois últimos casos, com erros padrões robustos (r). Os resultados confirmam a POT quando se observam o coeficiente da variação do capital de giro (ΔW), dividendos (DIV), fluxo de caixa (C) e a constante. Mas o coeficiente da variável investimento (I) é inferior a 0.5 e diferente de 1. Assim, a POT estaria sendo parcialmente confirmada. O teste de F = 1.21 rejeita a hipótese nula de que todos os coeficientes de efeitos não observáveis são nulos; a variância destes representa 21% do total. O teste de Hausman rejeita a hipótese nula de que os coeficientes de ambos os modelos FE e RE são similares. Assim, o único estimador consistente é o de dentro dos grupos (*within*) ou de efeitos fixos.

Tabela 4 – Estimativas da regressão (3) na amostra completa

Variável	POLS	FE	FE(r)	RE	RE(r)
I	0.443***	0.411***	0.411**	0.443***	0.443**
ΔW	0.964***	0.957***	0.957***	0.964***	0.964***
DIV	0.761***	0.704**	0.704***	0.761***	0.761***
C	-0.870***	-0.848***	-0.848***	-0.870***	-0.870***
Constante	0.046*	0.016	0.016	0.014	0.014
R ²	0.96	0.97	0.97		

Nota: *, **, *** significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os coeficientes das *dummies* para o ano (_Iano_xxxx) não foram significativos. POLS: Mínimos quadrados ordinários; FE: modelo de efeitos fixos; RE: modelo de efeitos aleatórios; (r) com erros padrões robustos.

Fonte: Elaborada pelos autores da pesquisa

Quando se subdivide o período de estudo para estimar a Eq. 3, como se apresenta na TAB. 5, onde (1) 1998 - 2001 e (2) 2002 - 2005, os resultados são ligeiramente diferentes. Percebe-se que o coeficiente de investimento cai significativamente no período (2) para menos de 0.13, o que caracterizaria uma menor aderência à POT pelas empresas neste período. Os outros coeficientes se mantêm nos dois subperíodos. Novamente, o coeficiente R² é próximo de 95%, caracterizado como um ajuste muito bom. O teste de F rejeita a hipótese nula de que todos os coeficientes de efeitos não observáveis são nulos, nos dois subperíodos, a variância destes representa, respectivamente, 41% e 35% do total. O teste de Hausman rejeita a hipótese nula de que os coeficientes de ambos os modelos FE e RE são similares (F = 12.4 e 21.8 respectivamente). Assim, o único estimador consistente para cada subperíodo é o de dentro dos grupos (*within*) ou de efeitos fixos.

Tabela 5 – Estimativas da regressão (3) por subperíodo

Variável	POLS (1)	POLS (2)	FE(r) (1)	FE(r) (2)	RE(r) (1)	RE(r) (2)
I	0.710***	0.129***	0.663***	0.124***	0.705***	0.129***
ΔW	0.975***	0.995***	1.001***	1.000***	0.979***	0.995***
DIV	0.589**	0.948***	0.827***	1.263***	0.603***	0.955***
C	-0.681***	-0.938***	-0.570***	-0.950***	-0.672***	-0.940***
_Iano_1999	0.002				0.054**	
_Iano_2000	-0.052**		-0.054**			
_Iano_2001			0.006		0.053***	
Constante	0.031*	0.022	0.031*	0.008	-0.021	0.020*
Observações	989	1238	989	1238	989	1238
R ²	0.95	0.99	0.97	0.99		
Nº empresas	377	359	377	359	377	359

Nota: *, **, *** significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os coeficientes das *dummies* para o ano (_Iano_xxxx) se apresentam somente quando significativos. POLS: Mínimos quadrados ordinários; FE: modelo de efeitos fixos; RE: modelo de efeitos aleatórios; (r) com erros padrões robustos. (1): subperíodo 1998 - 2001; (2) subperíodo 2002 - 2005.

Fonte: Elaborada pelos autores da pesquisa

4.3. Análise por Grupo de Empresas

A seguir se analisou o comportamento das empresas segundo as Eqs. 2 e 3 para alguns grupos da TAB. 1. Em relação à Eq. 2 (resultados disponíveis sob solicitação), nos grupos 1 e 3, o coeficiente do DEF variou entre 0.91 e 0.97, não sendo diferente de 1, o que confirma a POT. A partir do grupo 4, com empresas de médio porte, de lucratividade média e alto crescimento, observa-se uma queda significativa no coeficiente do DEF, neste caso o coeficiente varia entre 0.25 e 0.32, inferior de 1, que seria o valor esperado segundo a POT. Para os grupos 4, 6, 9, 10 e 12, os coeficientes do DEF variam entre 0.35 e 0.46, reduzindo todo o suporte à POT.

Para a Eq. 3 somente se apresentam resultados para os grupos 1, 3, 9 e 12 da TAB. 1, que se caracterizam por possuírem um maior número de empresas. Para as companhias do Grupo 1, caracterizadas como empresas de médio porte, de lucratividade negativa e de baixo crescimento, os resultados são apresentados na TAB. 6. As observações anteriores em relação capital de giro, fluxo de caixa e a constante confirmam a POT, mas o coeficiente do investimento continua sendo baixo (menor de 0.5), e o coeficiente de dividendos não é estimado de maneira confiável, variando entre 1.8 e 8.1, provavelmente porque estas empresas, apesar de terem lucros negativos, continuam pagando dividendos. O teste F não rejeita a hipótese nula de que todos os coeficientes de efeitos não observáveis são nulos; a variância de tais coeficientes representa 19% da variância total. O teste de Hausman não rejeita a hipótese nula de que os coeficientes de ambos os modelos FE e RE são similares ($F = 11.8$). Assim, o estimador de efeitos aleatórios é consistente e eficiente.

Tabela 6 – Estimativas da regressão (3) para empresas do grupo 1 e 3

Variável	Painel A: Grupo 1			Painel B: Grupo 3		
	POLS	FE(r)	RE(r)	POLS	FE(r)	RE(r)
I	0.450***	0.414*	0.450**	0.418***	0.446**	0.427***
ΔW	0.965***	0.957***	0.965***	0.970***	0.971***	0.970***
DIV	1.852	8.115*	1.852	0.540**	0.730*	0.583***
C	-0.877***	-0.851***	-0.877***	-0.783***	-0.790***	-0.783***
_Iano_1999				0.122**	0.065	0.045
_Iano_2001				0.028	-0.103*	-0.067*
_Iano_2002	-0.081	0.183*	0.053	0.024	-0.052	-0.059*
_Iano_2003	0.216	0.412*	0.350*			
Constante	0.128	-0.070	-0.006	-0.009	0.078**	0.076***
Observações	290	290	290	244	244	244
No de empresas	59			57		
R ²	0.96	0.96		0.99	0.99	

Nota: *, **, *** significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os coeficientes das *dummies* para o ano (_Iano_xxxx) se apresentam somente quando significativos. POLS: Mínimos quadrados ordinários; FE: modelo de efeitos fixos; RE: modelo de efeitos aleatórios; (r) com erros padrões robustos.

Fonte: Elaborada pelos autores da pesquisa

Para as empresas do Grupo 3, definidas como de médio porte, de lucratividade média e crescimento baixo, os resultados da Eq. 3 são apresentados na TAB. 6. A única variável que apresenta coeficientes próximos de 1 é o capital de giro, a variável investimento tem coeficiente sempre menor do que 0.5, e os coeficientes de dividendos e fluxo de caixa são ligeiramente menores em relação ao Grupo 1. Assim, existe suporte á POT, mas de uma forma mais fraca. O teste de F rejeita a hipótese nula de que todos os coeficientes de efeitos não observáveis são nulos; a variância destes representa 44% da variância total. O teste de Hausman rejeita a hipótese nula de que os coeficientes de ambos os modelos FE e RE são similares ($F = 29.2$). Assim, o único estimador consistente é o de dentro dos grupos (*within*) ou de efeitos fixos.

As empresas do Grupo 9 são caracterizadas como de grande porte, de lucratividade média e crescimento baixo. Neste caso, as estimativas da Eq. 3 são apresentadas na TAB. 7. A situação muda completamente em relação aos casos anteriores, sendo estes resultados consistentes com os resultados da Eq. 2, anteriormente comentados. A maioria dos coeficientes é menor de 0.5; o coeficiente de dividendos é negativo, contrariando o sinal esperado pela POT. O teste de F não rejeita a hipótese nula de que todos os coeficientes de efeitos não observáveis são nulos; a variância destes representa 26% da variância total. O teste de Hausman não rejeita a hipótese nula de que os coeficientes de ambos os modelos FE e RE são similares ($F = 12.7$). Assim, o estimador de efeitos aleatórios é consistente e eficiente.

Tabela 7 – Estimativas da regressão (3) para empresas do grupo 9 e 12

Variável	Painel A: Grupo 9			Painel B: Grupo 12		
	POLS	FE(r)	RE(r)	POLS	FE(r)	RE(r)
I	0.341***	0.353***	0.341***	0.324***	0.341***	0.327***
ΔW	0.438***	0.541***	0.438***	0.370***	0.456***	0.402***
DIV	-0.029	-0.232	-0.029	0.379***	0.622***	0.432***
C	-0.471***	-0.691**	-0.471***	-0.567***	-0.816***	-0.633***
_Iano_1999				0.004	-0.031*	-0.025
_Iano_2000	0.018	0.034*	0.035**			
_Iano_2001	0.036*	0.052**	0.053**	0.039***	0.014	0.012
_Iano_2002	0.036*	0.037**	0.054***	0.005	-0.029	-0.025
_Iano_2003				0.000	-0.020	-0.026*
_Iano_2004				-0.003	-0.028**	-0.031**
_Iano_2005				0.028*		
Constante	0.013	0.012	-0.004	0.023*	0.065***	0.054***
Observações	274	274	274	426	426	426
No de Empresas	64			89		
R ²	0.54	0.59		0.44	0.50	

Nota: *, **, *** significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os coeficientes das *dummies* para o ano (*_Iano_xxxx*) se apresentam somente quando significativos. POLS: Mínimos quadrados ordinários; FE: modelo de efeitos fixos; RE: modelo de efeitos aleatórios; (r) com erros padrões robustos.

Fonte: Elaborada pelos autores da pesquisa

As empresas do Grupo 12 são caracterizadas como de grande porte, lucratividade alta e crescimento alto. Os resultados para a Eq. 3 neste grupo de empresas são apresentados na TAB. 7. Os resultados são consistentes com os resultados da Eq. 2 de ausência de suporte a POT. Os coeficientes de investimento, de capital de giro, de dividendos e fluxo de caixa são inferiores a um, sem nenhum suporte as previsões da POT. Isso significa que essas empresas podem estar utilizando financiamento via emissão de ações apesar de serem de grande porte e de alta lucratividade. O teste de F rejeita a hipótese nula de que todos os coeficientes de efeitos não observáveis são nulos; a variância destes representa 40% da variância total. O teste de Hausman ao nível de 5% rejeita a hipótese nula de que os coeficientes de ambos os modelos FE e RE são similares ($F = 19.6$). Assim, o único estimador consistente é o de dentro dos grupos (*within*) ou de efeitos fixos.

Dessa forma, aparentemente, os resultados de estudos anteriores que confirmaram a POT, como os obtidos por Shyam-Sunder e Myers (1999) e Frank e Goyal (2003), podem estar sendo afetados pelo viés da empresa única, como assinalado por Fama e French (2005), quando se analisa a amostra conjunta de empresas. Assim, os resultados sugerem que a POT não pode ser postulada como uma teoria completa de estrutura de capital das empresas, conforme Fama e French (2002, 2005), Graham e Harvey (2001), Famá e Silva (2005), entre outros autores; basicamente porque as empresas podem ter identificado novas formas de emitir ações em que a assimetria de informação e os custos de transação das emissões são menores do que os benefícios por elas proporcionados. A forma de emitir ações não tem que se dar necessariamente por meio de ofertas públicas primárias (SEOs).

A metodologia utilizada nesta pesquisa permitiria responder, em certa forma, a crítica de Chirinko e Singha (2000), quando esses autores consideram que os modelos propostos para avaliar empiricamente a POT não têm a capacidade de verificar se a hierarquia é obedecida em termos do *timing* das emissões, mas apenas em termos do volume das emissões. Especificamente, os autores argumentam que os modelos mostram que o volume de emissões de ações é bem menor do que o das outras formas de financiamento, mas não revelam a sequência temporal adotada pelas empresas. Assim, subdividindo a amostra foi possível controlar e verificar como os diferentes fatores podem influenciar a forma de financiamento, determinando que as empresas se aproximem ou não das previsões teóricas da hipótese da hierarquia das fontes.

Os resultados apresentados e a análise realizada para o financiamento do déficit financeiro revelaram uma baixa adesão às previsões da POT, nas empresas estudadas. Assim, uma questão a ser abordada em outras pesquisas deverá contemplar as formas e mecanismos utilizados para a emissão de ações e confirmar ou não a hipótese de Fama e French (2005), que as empresas utilizam mecanismos onde a assimetria de informação não tem um papel tão relevante. Em esse último caso, Amaral, Iquiapaza e Lage (2006) compararam a reação dos preços frente ao anúncio de duas formas de emissão pública de ações na Bovespa. Os aumentos de capital por subscrição, que geralmente são dirigidos aos próprios acionistas, e as emissões por oferta registrada na Comissão de Valores Mobiliários. Esses autores identificaram, que no caso das ofertas registradas (a) há evidências de *insider information* antes da data do anúncio, (b) ocorrem retornos anormais negativos na data do anúncio, e (c) observaram retornos negativos ao largo de um ano. No caso das emissões de ações por aumento de capital os resultados foram não significativos, indicando que nesse caso os problemas de assimetria de informação e *insider information* provavelmente são menos importantes.

Outras pesquisas futuras poderiam também incorporar a utilização de outras variáveis, como a estrutura de controle acionário que de acordo com alguns trabalhos indicados nas referências poderiam condicionar os mecanismos de financiamento utilizados. Também será necessário considerar a possível endogeneidade da variável dependente DEF com metodologias de variáveis instrumentais. E finalmente, abordar a questão de não linearidade e a seqüência de financiamento, neste ultimo caso possivelmente com a utilização de modelos *logit* multinomiais.

5. Considerações Finais

A teoria de *pecking order* ou ordem de preferência das fontes, é uma importante proposta para explicar as decisões de financiamento e estrutura de capital das empresas fundamentada na existência de assimetrias de informação entre os agentes (gestores e outros *insiders*) e os acionistas ou investidores potenciais do mercado. Publicações internacionais recentes têm levantado críticas contra essa teoria, atacando seus fundamentos, bem como questões metodológicas nos estudos empíricos, alegando que a teoria de *pecking order* não constituiria uma forma válida de explicar as decisões de estrutura de capital.

Utilizando uma metodologia robusta, numa amostra de empresas listadas na Bolsa de Valores de São Paulo, no período 1998-2005, chega-se a conclusões contraditórias quando se realizam diferentes abordagens em relação ao tamanho da amostra, e também quanto à classificação das empresas em função de determinadas características.

Quando se utilizou a amostra completa de dados, estes parecem confirmar a teoria de *pecking order*. Contudo, a aderência é diferente em cada subperíodo analisado, sendo menor entre 2002 e 2005. Os resultados revelam-se mais contraditórios quando se agrupam as empresas em função do porte (“médio porte” e “grandes”), lucratividade (negativa, média e alta) e crescimento dos ativos (alto e baixo). Neste caso, a referida teoria parece ser seguida mais por empresas de menor tamanho na amostra e com lucratividade negativa, possivelmente pelas sérias restrições financeiras nas quais se encontram. Percebeu-se também que o suporte à teoria é mais fraco, em geral, para empresas mais lucrativas e de maior porte.

Tais resultados contradizem estudos anteriores realizados no Brasil e são consistentes com a afirmação recente quanto às falhas metodológicas e à validade da *pecking order* como teoria capaz de explicar a estrutura de capital das empresas, postulada por Fama e French (2005). Por exemplo, Soares e Kloeckner (2005), analisando 326 empresas entre 1996 e 2002, concluem que há uma adequação do modelo do *pecking order* para a explicação da estrutura de capital das empresas negociadas na Bovespa, levando-se em consideração o controle acionário das mesmas. Estes e outros resultados de estudos, como os de Moraes e Rhoden

(2005), Brito e Lima (2005), Procianny e Schnorrenberger (2004), que confirmaram a POT, poderiam ter sido comprometidos pelo viés da empresa única. Como assinalado por Fama e French (2005), quando se analisa a amostra conjunta de empresas ou uma empresa representativa podem-se ocultar as verdadeiras características da definição da estrutura de capital das empresas.

Finalmente, parece que a POT não pode ser postulada como uma teoria completa de estrutura de capital das empresas, conforme Fama e French (2002, 2005), Graham e Harvey (2001), Famá e Silva (2005) e outros estudos que indicam que os gestores não levam em consideração aspectos relacionados à assimetria de informações na gestão de passivos e porque as empresas podem ter identificado novas formas de emitir ações, em que os custos relacionados à assimetria de informação e os custos de transação das emissões são menores do que os benefícios, considerando que a forma de emitir ações não tem necessariamente que se dar por meio de ofertas públicas primárias (SEOs). Assim, novos estudos são necessários para confirmar esses resultados e poder-se-ia também testar a teoria de *trade-off* com uma metodologia similar à utilizada neste estudo. Uma sugestão recente de Dittmar e Thakor (2007) considera que os gerentes só usam a emissão de ações para financiar projetos quando eles acreditam que as expectativas dos investidores potenciais sobre a rentabilidade do projeto, estão provavelmente alinhadas às suas, maximizando assim a probabilidade de acordo com os investidores; em caso contrário, eles financiam com a emissão de dívida.

6. Referências

- AMARAL, H. F.; IQUIAPAZA, R. A.; LAGE, P. P. C. **Informação dos Insiders e seu Efeito Sobre os Preços nas Emissões Públicas de Ações na Bovespa**. In: XVII ENANGRAD - Encontro Nacional Dos Cursos De Graduação Em Administração, 2006, São Luís. Anais. ANGRAD, 2006. p. 1-16.
- BRITO, R. D.; LIMA, M. R. **A Escolha da Estrutura de Capital sob Fraca Garantia Legal: O Caso do Brasil**. **RBE**, Rio de Janeiro, v. 59, n. 2, p.177-208, abr./jun. 2005.
- BRITO, G. A. S.; CORRAR, L. J.; BATISTELLA, F. D. **Fatores Determinantes da Estrutura de Capital das Maiores Empresas que Atuam no Brasil**. In: 5º Encontro Brasileiro de Finanças, 2005, *Anais...*: São Paulo: SBFIN, jul. 2005.
- CHIRINKO, R.; SINGHA, A. **Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure: a critical comment**. **Journal of Financial Economics**, v. 58, p. 417-421, 2000.
- COSTA Jr., A. F.; LEMES Jr., A. B. **Estrutura de Capital das Empresas Integrantes do Índice Ibx-100 da Bolsa de Valores de São Paulo de 2000 a 2004**. In: XXX ENANPAD, 30º, *Anais...*: Salvador: ANPAD, set. 2006.
- DeANGELO, H.; MASULIS, R. **Optimal capital structure under corporate and personal taxation**. **Journal of Financial Economics**, v. 8, p. 3-29, 1980.
- DITTMAR, A.; THAKOR, A. **Why Do Firms Issue Equity?** **The Journal of Finance**, v. 62, n.1, p. 1-54, Feb. 2007.
- EID Jr., W. **Custo e estrutura de capital: o comportamento das empresas brasileiras**. **Revista de Administração de Empresas**, v. 36, n. 4, p. 51-59, 1996.
- FAMA, E. F; FRENCH, K. R. **Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt**. **Review of Financial Studies**, v. 15, n. 1, p. 1-33, Spring 2002.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. **Financing decisions: who issues stock?** **Journal of Financial Economics**, v. 76, p. 549-582, 2005.
- FAMÁ, R.; SILVA, E. S. **Desempenho Acionário e a Estrutura de Capital das Companhias Abertas Brasileiras Não-Financeiras**. In: 5º Encontro Brasileiro de Finanças, 2005, *Anais...*: São Paulo: SBFIN, jul. 2005.

- FRANK, M. Z.; GOYAL, V. K. *Testing the pecking order theory of capital structure*. **Journal of Financial Economics**, v. 67, n. 2, p. 217-248, Feb. 2003.
- GRAHAM, J. R.; HARVEY, C. R. *The theory and practice of corporate finance: evidence from the field*. **Journal of Financial Economics**, v. 60, p. 187-243, 2001.
- JENSEN, M. C.; MECKLING, W. H. *Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure*. **Journal of Financial Economics**, v. 3, n. 4, p. 305-360, Oct. 1976.
- KRAUS, A.; LITZENBERGER, R. H. *A State-Preference Model of Optimal Financial Leverage*. **The Journal of Finance**, v. 33, p. 911-922, 1973.
- MEDEIROS, O. R.; DAHER, C. E. **Testes Empíricos da Pecking Order Theory na Estrutura de Capital das Empresas Brasileiras**. In: XXVIII ENANPAD, 28º, *Anais...*: Curitiba: ANPAD, set. 2004.
- MODIGLIANI, F.; MILLER, M. H. *The Cost of Capital, Corporation Finance and Theory of Investment*. **American Economic Review**, v.48, p.261-297, 1958.
- MORAES, E. G.; RHODEN, M. I. S. **Determinantes da Estrutura de Capital das Empresas Listadas na Bovespa**. In: XXIX ENANPAD, 29º, *Anais...*: Brasília: ANPAD, set. 2005.
- MYERS, S. C. *The capital structure puzzle*. **The Journal of Finance**, v. 39, p. 575–592, 1984.
- MYERS, S. C; MAJLUF, N. S. *Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have*. **Journal of Financial Economics**, v. 13. p. 187-221, 1984.
- PEROBELLI, F.; FAMÁ, R. *Determinantes da estrutura de capital: Aplicação a empresas de capital aberto brasileiras*. **Revista de Administração da Universidade de São Paulo**, v. 37, n. 3, jul.set. 2002.
- PEROBELLI, F.; SILVEIRA, A. D. M.; AYRES, L. BARROS, B. C.; ROCHA, F. D. **Investigação dos Fatores Determinantes da Estrutura de Capital e da Governança Corporativa: um Enfoque Abordando a Questão da Endogeneidade**. In: XXIX ENANPAD, 29º, *Anais...*: Brasília: ANPAD, set. 2005.
- PROCIANOY, J. L.; SCHNORRENBERGER, A. *A Influência da Estrutura de Controle nas Decisões de Estrutura de Capital das Companhias Brasileiras*. **RBE**, Rio de Janeiro, v. 58, n. 1, p. 121-146, jan./mar. 2004.
- RAJAN, R. G.; ZINGALES, L. *What do we know about capital structure? Some evidence from international data*. **The Journal of Finance**, v. 50, n. 5, p. 1421–1460, 1995.
- ROSS, S. A. *The Determination of Financial Structure: The Incentive Signaling Approach*. **The Bell Journal of Economics**, v. 8, n. 1, p. 23-40, Spring, 1977.
- SOARES, R. O.; KLOECKNER, G. O. **O Pecking Order em Empresas com Controle Acionário Definido: um Estudo no Ambiente Brasileiro**. In: XXIX ENANPAD, 29º, *Anais...*: Brasília: ANPAD, set. 2005.
- SHYAM-SUNDER, L.; MYERS, S. *Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure*. **Journal of Financial Economics**, v. 51, p. 219-244, 1999.
- TITMAN, S.; WESSELS, R. *The determinants of capital structure choice*. **The Journal of Finance**, v. 43, n. 1, p. 1-19, 1988.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 2002.