

ANÁLISE DA ALAVANCAGEM DAS EMPRESAS DE CAPITAL ABERTO DO AGRONEGÓCIO BRASILEIRO: UMA ABORDAGEM USANDO LOGIT MULTINOMIAL¹

*Valéria Gama Fully Bressan*²

*Aureliano Angel Bressan*³

*João Eustáquio de Lima*⁴

*Marcelo José Braga*⁵

Resumo - Este estudo objetivou verificar quais são as variáveis que afetam a alavancagem de empresas do agronegócio brasileiro, considerando a migração de faixas de endividamento conforme modelo de Matarazzo (1998). Foram selecionadas 26 empresas enquadradas nos seguintes elos da cadeia produtiva: a) produção agropecuária; b) fornecedor de insumos; e c) processamento e distribuição. No estudo foi utilizado um modelo logit multinomial, a partir de dados anuais no período de 1999 a 2005. Os resultados indicaram que as variáveis *tangibilidade dos ativos*, *oportunidade de crescimento*, *tamanho* e *lucratividade* foram significativas na explicação do endividamento das empresas do agronegócio brasileiro no período.

Palavras-Chave: Alavancagem, estrutura de capital, agronegócio, logit multinomial.

¹ Recebido em: 22/01/08 Aceito em: 22/04/08

² Doutoranda em Economia Aplicada pelo Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa – UFV. E-mail: valeria.fully@gmail.com

³ Doutor em Economia Aplicada. Professor Adjunto da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais - UFMG. E-mail: bressan@face.ufmg.br

⁴ Pós-Doutorado na University of Florida. Professor Adjunto do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa – UFV. E-mail: jelima@ufv.br

⁵ Pós-Doutorado na University of California at Davis. Professor Adjunto do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa - UFV. Pesquisador do Cnpq. E-mail: mjbraga@ufv.br

1. Introdução

O agronegócio brasileiro tem-se mostrado representativo no cenário nacional como segmento relevante na geração de divisas e emprego. Em 2005, as 400 maiores empresas do agronegócio brasileiro responderam, conjuntamente, por uma renda de 370 bilhões de reais, montante que representa metade de tudo que é produzido no Brasil pelo setor (Jael, 2006). Conforme dados do IBGE (2006), em 2003, a taxa de crescimento da agroindústria superou a da indústria em geral pelo terceiro ano consecutivo, tendo registrado crescimento de 1,6%, ao passo que a taxa obtida pela média da indústria nacional foi de 0,3%, no mesmo período. Tais estatísticas confirmam o impacto positivo originado pelo agronegócio, principalmente o de exportação, sobre a atividade industrial (IBGE, 2006).

Dada a importância estratégica do setor para a economia nacional, o objetivo geral deste estudo é analisar as características da estrutura de capital das empresas do agronegócio listadas na Bovespa, investigando as relações existentes entre o nível de endividamento e os fatores apontados pela teoria como seus determinantes.

De acordo com Hirschfield (2000), à medida que o nível de endividamento aumenta, o custo de capital da empresa diminui. Entretanto, o alto nível de endividamento torna maior a responsabilidade da empresa para a cobertura da dívida, aumentando o risco do empreendimento. Por este motivo, os níveis (ou faixas) de endividamento são relevantes para o estudo em questão.

Além disso, Nakamura, Martin e Kimura (2004, p.1) destacam que

a questão do endividamento ótimo ainda é considerada uma questão não plenamente resolvida no campo da gestão financeira das empresas, em que pese o grande desenvolvimento que a teoria de estrutura de capital apresentou desde os trabalhos pioneiros de Modigliani e Miller (1958,1963). [...] estudos em muitos países buscam determinar quais são as variáveis que de forma mais relevante explicam a forma como as empresas definem sua política de endividamento.

A representatividade do setor na economia nacional justifica uma análise mais detalhada deste, principalmente porque, segundo Scott (1972), Ferri e Jones (1979), Bradley, Jarrell e Kim (1984) e Titman e Wessels (1988), a análise por setor é considerada uma variável relevante para explicar a estrutura financeira das empresas.

De acordo com Fassina, Hein e Olinquevitch (2006), o endividamento geral das 500 maiores empresas do Brasil vinha apresentando, até o ano de 2002, aumentos seguidos. A partir do ano de 2003, o nível de endividamento das referidas empresas começou a apresentar sinais de recuo, fazendo com que, no ano de 2004, retornasse aos patamares apresentados na virada do século. Com isso, houve equilíbrio da utilização do capital de terceiros em relação ao capital próprio, o que demonstra que as empresas brasileiras redobram os cuidados com seus passivos num cenário marcado principalmente pelas altas taxas de juros praticadas no período.

Nos primeiros meses de 2006, as grandes empresas industriais brasileiras melhoraram os níveis e a qualidade do seu endividamento (Iedi, 2006). O endividamento líquido sobre o patrimônio líquido, do total de uma amostra de 101 empresas industriais selecionadas, passou de 0,45 para 0,34, entre junho de 2005 e junho de 2006, enquanto o percentual do endividamento de curto prazo, no endividamento total, aumentou de 0,27 para 0,29, no mesmo período.

Para melhor entendimento da dinâmica do endividamento e do resultado das empresas industriais brasileiras, é importante verificar o comportamento da taxa de câmbio. Essa variável influencia o desempenho das empresas que possuem endividamento atrelado à variação cambial e daquelas cujo destino principal são as exportações (Iedi, 2006). Por esse motivo, optou-se por utilizar os dados das empresas do agronegócio listadas na Bovespa a partir de 1999, pois é a partir desse período que se observam as maiores alterações na taxa de câmbio, se comparado com os primeiros cinco anos do Plano Real.

Dessa forma, buscar-se-á responder, neste estudo, ao seguinte problema de pesquisa: Quais variáveis relacionadas com o endividamento das empresas de capital aberto do agronegócio brasileiro são mais relevantes à medida que o endividamento passa de um nível menor para outro maior, conforme estrutura de índices-padrão definidas por Matarazzo (1998), adaptada por Fassina, Hein e Olinquevitch (2006)?

2. Referencial teórico

2.1. Estrutura de capital

As teorias de estrutura de capital atentam para a importância da decisão de financiamento das firmas, relaxando a hipótese da eficiência dos mercados e destacando o efeito de alguma imperfeição sobre a escolha da estrutura ótima de capital, particularmente a presença de assimetria

de informação. Por um lado, a teoria do trade-off estático (*static tradeoff*⁶ - *STT*) defende que as firmas estabelecem uma meta ótima de endividamento. Por outro, a teoria da hierarquia das fontes de financiamento (*pecking order*⁷ (*POT*) argumenta que as decisões de financiamento ocorrem de acordo com uma ordem de preferências – inicialmente, a firma financia-se com recursos internos, depois, recorre ao endividamento externo e, somente em última instância, recorre à emissão de ações.

Terra (2002) apresenta o efeito esperado sobre o endividamento em cada uma dessas abordagens, considerando as variáveis explicativas que serão utilizadas neste estudo, quais sejam, tangibilidade, lucratividade, tamanho e oportunidades de crescimento (Quadro 1).

Quadro 1 - Dimensões testadas e sinal esperado de acordo com a classificação teórica

Dimensões	Efeito esperado sobre o endividamento	
	<i>Static Tradeoff Theory</i>	<i>Pecking Order Theory</i>
Tangibilidade	Positivo	Positivo
Lucratividade	Positivo	Negativo
Tamanho	Positivo	Negativo
Oportunidades de crescimento	Negativo	Positivo

Fonte: Terra (2002).

Na estratégia do *trade-off* estático, as empresas teriam um nível de endividamento definido, buscando o equilíbrio entre os benefícios e os custos desse endividamento. Toda a vez que a empresa se afastasse do nível definido, a empresa contrairia dívida ou emitiria ações para voltar ao nível de equilíbrio (Moraes e Rhoden, 2005).

⁶ Teoria do contrabalço estático entre capital de terceiros e capital próprio.

⁷ Teoria de Hierarquia, de Fontes.

Já a abordagem da hierarquia das fontes de financiamento surgiu na esteira dos estudos de assimetria de informação, modelo proposto por Myers (1984) e Myers e Majluf (1984). Na teoria POT, diferentemente da abordagem STT, não há uma meta de endividamento; esta ocorrerá à medida que aparecerem as oportunidades de investimento.

Soares e Kloeckner (2005), ao fazerem um levantamento dos trabalhos utilizando a POT, constataram a divergência de resultados, em que alguns estudos confirmam e outros refutam as hipóteses relativas ao modelo.

2.2. Modelo de Matarazzo (1998) para análise de índices econômicos e financeiros

Os índices elaborados a partir dos balanços patrimoniais e demonstrativos financeiros servem como medida útil para avaliar a evolução de diversos aspectos econômicos e financeiros das empresas. Diversos autores, entre eles, Marsh (1982), Titman e Wessels (1988), Matarazzo (1988), Rajan e Zingales (1995), Booth et. al. (2001), Baker e Wurgler (2001), Fama e French (2002), Daher (2004), Marion (2005), apresentam um conjunto de índices que, de alguma forma, diferem dos demais, e sempre ocorrem algumas diferenças de definição relativa às medidas de endividamento.

Esses índices permitem construir um quadro de avaliação das empresas. No entanto, devem-se adotar medidas de análises relativas, pois

um endividamento elevado não significa que esteja à beira da insolvência. Outros fatores, como prestígio da empresa junto ao governo, relacionamento com o mercado financeiro, etc., podem fazê-la operar indefinidamente, mesmo que mantenha sempre elevado o endividamento. O índice financeiro, porém, é um alerta (Matarazzo, 1998, p. 154).

Ainda de acordo com Matarazzo (1998, p. 193), a avaliação de uma empresa *só adquire consistência e objetividade quando os índices são comparados com padrões, pois, do contrário, as conclusões se sujeitam à opinião e, não raro, ao humor do analista.*

Dessa forma, o autor apresenta uma técnica para construção de uma tabela de índices-padrão que será adotada neste trabalho para avaliar quais variáveis explicativas do endividamento são mais relevantes, à medida que este passa de uma faixa menor para outra maior.

Em síntese, o procedimento adotado consiste em: a) Trabalhar com as empresas do setor do agronegócio; b) Encontrar a mediana e os decis para os índices; e c) Os índices-padrão serão dados pelos decis obtidos na etapa anterior. Os resultados encontrados para cada um dos índices de endividamento utilizados no estudo estão expressos na Tabela 1, e os conceitos atribuídos a estes por Matarazzo (1998) e Fassina, Hein e Olinquevitch (2006), com base nos decis, encontram-se no Quadro 2.

Decil	DivLPI	DivLPII	DivLPIII	DivLPIV	DivLPV	DivLPVI	DivLPVII	DivLPVIII
1º	0,06	0,09	0,05	0,08	0,02	0,03	0,01	0,02
2º	0,18	0,16	0,16	0,21	0,06	0,08	0,05	0,08
3º	0,26	0,23	0,21	0,29	0,11	0,12	0,09	0,16
4º	0,31	0,29	0,25	0,37	0,16	0,18	0,13	0,22
5º	0,36	0,37	0,30	0,42	0,19	0,25	0,15	0,29
6º	0,40	0,44	0,33	0,47	0,23	0,31	0,19	0,34
7º	0,45	0,55	0,38	0,53	0,27	0,39	0,23	0,40
8º	0,49	0,65	0,42	0,60	0,31	0,50	0,26	0,46
9º	0,56	0,76	0,49	0,71	0,36	0,61	0,31	0,54

Fonte: Dados da pesquisa.

⁸ As siglas para os índices de endividamento estão caracterizadas na definição das variáveis.

Quadro 2 - Conceitos qualitativos atribuídos aos índices de endividamento, conforme sua posição relativa

Decil	Matarazzo (1998)	Fassina, Hein e Olinquevitch ⁹ (2006)
1º	Ótimo	Ótimo
2º	Ótimo/Bom	Bom
3º	Bom	Bom
4º	Bom/Satisfatório	Satisfatório
5º	Satisfatório	Satisfatório
6º	Satisfatório/Razoável	Razoável
7º	Razoável/Fraco	Fraco
8º	Fraco/Deficiente	Deficiente
9º	Deficiente/Péssimo	Péssimo

Fonte: Matarazzo (1998); Fassina, Hein e Olinquevitch (2006).

Porém, conforme destaca Matarazzo (1998, p. 209),

a maior parte das pessoas imagina que a técnica de índices-padrão visa encontrar o padrão ideal de um índice. Essa noção não é válida para análise de balanços, pois não existe um padrão ideal, e sim, cada decil é o padrão de comportamento de uma faixa de empresas do ramo, entendido padrão como base para avaliações e não como exemplo ou ideal.

⁹ Estes autores fizeram uma adaptação à proposta de conceitos atribuídos por Matarazzo (1998).

Neste sentido, cabe destacar que essas faixas se aplicam a esta amostra das empresas do agronegócio listadas na Bovespa, no período analisado pelo presente estudo, de 1999 a 2005.

3. Metodologia

3.1. Amostra, coleta de dados e unidades de análise

Conforme trabalho de Araújo et al. (2004), foram selecionadas todas as empresas listadas na BOVESPA que estivessem enquadradas em algum dos elos da cadeia produtiva ligados ao agronegócio brasileiro, a saber: elo da produção agropecuária; elo fornecedor de insumos e fatores de produção; e elo de processamento e distribuição. Essa seleção ampla está de acordo com a Confederação de Agricultura e Pecuária do Brasil – CNA, no que tange à definição do referido setor no país.

Os dados anuais foram extraídos da Economática®, durante o período 1999 a 2005. Inicialmente, a amostra foi composta por 35 empresas. Entretanto, as que não tinham dados completos foram excluídas da amostra, perfazendo um total de 26 empresas, sendo elas: Alpargatas, Ambev, Aracruz, Avipal, Buettner, Cacique, Coteminas, Embraco, Fertibras, Fosfertil, Guararapes, Klabin, Minupar, Perdigão, Rasip Agro Pastoral, Sadia, Santista Têxtil, Schulz, Souza Cruz, Suzano Papel, Teka, Vicunha Têxtil, Vigor, Votorantim Celulose Papel, Weg e Yara Brasil. Todas as informações monetárias foram corrigidas pelo IPCA, de 31/12/2005.

3.2. Caracterização das variáveis

Conforme Rajan e Zingales (1995), Daher (2004), Basso, Mendes e Kayo (2004), Soares e Kloeckner (2005), Moraes e Rhoden (2005) e Matin et. al. (2005), foram utilizadas no presente estudo duas medidas para o endividamento das empresas: endividamento contábil e endividamento de mercado.

No entanto, conforme sugestão do trabalho de Daher (2004, p. 41), *dependendo se a exigibilidade onerosa incluía dívidas de curto e longo prazo ou apenas de longo prazo e se o valor da empresa era dado por seu valor patrimonial ou de mercado gerou-se várias medidas de endividamento.*

Obtiveram-se, assim, oito medidas de endividamento que constituirão as variáveis dependentes do estudo, descritas no Quadro 3.

Quadro 3 – Medidas de endividamento utilizadas no estudo

Variáveis (Siglas)	Descrição
1) DivTotAL _{it}	Dívida total (passivo oneroso ¹⁰ de curto e longo prazos) dividida pelo ativo líquido (ativo total menos passivo de funcionamento ¹¹).
2) DivTotVM _{it}	Dívida total (passivo oneroso de curto e longo prazos) dividida pelo valor de mercado das ações mais o valor total do passivo oneroso.
3) DivTotAT _{it}	Dívida total (passivo oneroso de curto e longo prazos) dividida pelo ativo total.
4) DivTotPL _{it}	Dívida total (passivo oneroso de curto e longo prazos) dividida pelo valor do patrimônio líquido mais o valor total do passivo oneroso.
5) DivLPAL _{it}	Dívida de longo prazo (passivo oneroso de longo prazo) dividida pelo ativo líquido (ativo total menos passivo de funcionamento).
6) DivLPVM _{it}	Dívida de longo prazo (passivo oneroso de longo prazo) dividida pelo valor de mercado das ações mais o valor do passivo oneroso de longo prazo.
7) DivLPAT _{it}	Dívida de longo prazo (passivo oneroso de longo prazo) dividida pelo ativo total.
8) DivLPPL _{it}	Dívida de longo prazo (passivo oneroso de longo prazo) dividida pelo valor do patrimônio líquido mais o valor do passivo oneroso de longo prazo.

Fonte: Daher (2004).

¹⁰ O passivo oneroso é composto pelas dívidas contraídas pela empresa (montante de capital de terceiros) sobre as quais incidem juros.

¹¹ Passivo de funcionamento são as contas do balanço necessárias ao funcionamento da empresa e sobre as quais a empresa não paga encargos.

As variáveis independentes foram indicadas por Harris e Raviv (1995) como importantes na determinação do endividamento das empresas e, posteriormente, testadas por Rajan e Zingales (1995) e Daher (2004). São elas:

A) *Tangibilidade dos Ativos* – Conforme Daher (2004, p. 38), *espera-se que empresas que tenham ativos mais tangíveis apresentem maior nível de endividamento. O motivo é a possibilidade destes ativos serem utilizados como garantia para empréstimos.*

Esta variável foi dividida em duas, conforme procedimento adotado por Lemmon e Zender (2002). Na tangibilidade total consideraram-se tanto o imobilizado quanto os estoques, pois este último pode ser utilizado como garantia em empréstimos, devido à sua maior liquidez, já na tangibilidade de longo prazo, apenas o imobilizado é considerado.

- TG_{it} - tangibilidade dos ativos de curto e longo prazo, que corresponde à soma da rubrica ‘estoques’ com a rubrica ‘imobilizado’;
- $TGLP_{it}$ – tangibilidade dos ativos de longo prazo, em que apenas a rubrica ‘imobilizado’ é considerada.

B) *Índice valor de mercado sobre valor patrimonial* – Este índice, utilizado por Titman e Wessels (1988), Rajan e Zingales (1995), Baker e Wurgler (2002), Korajczyk e Levy (2003), Frank e Goyal (2003) e Daher (2004), é uma *proxy* para oportunidade de crescimento. Foi extraído do índice Preço/Valor Patrimonial da Ação fornecido pela Economática®.

De acordo com Daher (2004), espera-se que empresas com maiores oportunidades de crescimento tenham um nível de endividamento menor, dado que maior alavancagem financeira pode reduzir a velocidade de crescimento, conceito trabalhado por Myers (1977), e também porque essas empresas geram maior percepção de risco, demandando, assim, maior utilização de capital próprio. No entanto, espera-se que firmas com menores oportunidades de crescimento tenham maior endividamento.

- PVP_{it} – Valor de Mercado sobre Valor Patrimonial

C) *Logaritmo natural das vendas* – geralmente utilizado como *proxy* no tamanho das empresas, considerado determinante importante na alavancagem. Titman e Wessels (1995) e Brailsford *et. al.* (2002) afirmam que empresas maiores tendem a ser mais diversificadas e a apresentarem menor risco de falência, permitindo então maior endividamento. A variável foi obtida do banco de dados da Economática®, tirando-se o logaritmo natural da rubrica “Receita Líquida Operacional”, encontrada na DRE.

- LnV_{it} – Logaritmo natural das vendas.

D) *Lucratividade* – Conforme Rajan e Zingales (1995), a lucratividade é negativamente correlacionada com a alavancagem. De acordo com Daher (2004,) quanto maior a lucratividade das empresas, maior o incentivo ao endividamento devido à dedutibilidade dos juros do lucro tributável. A POT pressupõe que lucros maiores levem à formação da principal fonte à qual recorrem as empresas para cobrirem seus déficits financeiros: os lucros retidos. Assim, na STT espera-se relação positiva entre lucratividade e alavancagem, enquanto na POT espera-se o oposto.

- Luc_{it} – Lucratividade (EBITDA/Ativo Total).

Utilizou-se o EBITDA¹², conforme sugestão dos trabalhos de Rajan e Zingales (1995), Basso, Mendes e Kayo (2004), Soares e Kloeckner (2005), Moraes e Rhoden (2005) e Brito, Batistella e Corrar (2005).

Conforme procedimento adotado por Daher (2004), todas as contas extraídas do Balanço Patrimonial foram divididas pelo Ativo Total de cada empresa, normalizando a amostra em função do tamanho. Esse procedimento evita distorções nas estimativas provenientes do erro de avaliar contas sem considerar a proporção destas em relação ao tamanho das empresas, em que o tamanho é representado pelo Ativo Total.

¹² EBITDA - Earnings Before Interest, Taxes, Depreciation and Ammortization (Lucro Antes de Juros, Impostos, Depreciação e Amortização).

3.3. Modelo Analítico

3.3.1. Logit Multinomial

Na análise dos modelos propostos para consecução dos objetivos desta pesquisa, o nível de endividamento deve ser visto em categorias distintas, conforme a política de gerenciamento da estrutura de capital de cada empresa. Assim, pode-se interpretar a definição de determinado nível de endividamento de acordo com as variáveis explicativas que foram definidas por Rajan e Zingales (1995).

Uma importante característica do modelo logit multinomial é que se estimam $k-1$ modelos, em que k é o número de níveis da variável dependente. Amemiya (1985) define o modelo logit multinomial por

$$P_{ij} = \left[\sum_{k=0}^{m_i} \exp(x'_{ik} \beta) \right]^{-1} \exp(x'_{ij} \beta) \quad (I)$$

$$i = 1, 2, \dots, n \quad j = 0, 1, \dots, m_i$$

em que $x_{i0} = 0$ indica sem perda de generalidade.

Nesta pesquisa, $j = 0, 1, \dots, m$ indica o número de alternativas de faixas de endividamento que estão representadas na Tabela 2, utilizando como referência a classificação de Fassina, Hein e Olinquevitch (2006). Supõe-se não haver uma ordem natural, pois uma empresa não tem, obrigatoriamente, que seguir as faixas para aumento ou diminuição do endividamento. O subscrito i representa o número de observações.

Tabela 2 – Classificação, categorias e faixas de endividamento das empresas do agronegócio listadas na Bovespa, no período de 1999 a 2005

Classificação	Categorias	Faixas dos índices de endividamento			
		DivTotAL	DivTotVM	DivTotAT	DivTotPL
Ótimo	0	≤ 0,06	≤ 0,09	≤ 0,05	≤ 0,08
Bom	1	> 0,06 a 0,26	> 0,09 a 0,23	> 0,05 a 0,21	> 0,08 a 0,29
Satisfatório	2	>0,26 a 0,36	>0,23 a 0,37	>0,21 a 0,30	>0,29 a 0,42
Razoável	3	> 0,36 a 0,40	> 0,37 a 0,44	> 0,30 a 0,33	> 0,42 a 0,47
Fraco	4	> 0,40 a 0,45	> 0,44 a 0,55	> 0,33 a 0,38	> 0,47 a 0,53
Deficiente	5	> 0,45 a 0,49	> 0,55 a 0,65	> 0,38 a 0,42	> 0,53 a 0,60
Péssimo	6	> 0,49	> 0,65	> 0,42	> 0,60

Classificação	Categorias	Faixas dos índices de endividamento			
		DivLPAL	DivLPVM	DivLPAT	DivLPPL
Ótimo	0	≤ 0,02	≤ 0,03	≤ 0,01	≤ 0,02
Bom	1	> 0,02 a 0,11	> 0,03 a 0,12	> 0,01 a 0,09	> 0,02 a 0,16
Satisfatório	2	>0,11 a 0,19	>0,12 a 0,25	>0,09 a 0,15	>0,16 a 0,29
Razoável	3	> 0,19 a 0,23	> 0,25 a 0,31	> 0,15 a 0,19	> 0,29 a 0,34
Fraco	4	> 0,23 a 0,27	> 0,31 a 0,39	> 0,19 a 0,23	> 0,34 a 0,40
Deficiente	5	> 0,27 a 0,31	> 0,39 a 0,50	> 0,23 a 0,26	> 0,40 a 0,46
Péssimo	6	> 0,31	> 0,50	> 0,26	> 0,46

Fonte: Dados da pesquisa.

A função de máxima verrosimilhança é dada por

$$(II)$$

Segundo McFadden (1974) *apud* Amemyia (1985), deve-se mostrar que (II) tem concavidade global. Diferenciando (II) em relação a β , obtém-se:

$$(III)$$

em que \sum_i e \sum_j denotam $\sum_{i=1}^n$ e $\sum_{j=0}^m$, respectivamente. Diferenciando (III), gera-se, então,

$$\frac{\partial \log L}{\partial \beta} = \frac{\partial^2 \log L}{\partial \beta \partial \beta'} = \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^m y_{ij} \frac{\partial P_{ij}}{\partial \beta} \left[\frac{\partial^2 P_{ij}}{\partial \beta \partial \beta'} - \frac{1}{P_{ij}} \frac{\partial P_{ij}}{\partial \beta} \frac{\partial P_{ij}}{\partial \beta'} \right]. \quad (IV)$$

Em seguida, diferenciando (II), obtém-se:
$$\frac{\partial P_{ij}}{\partial \beta} = P_{ij}(x_{ij} - \bar{x}_i), \quad (V)$$

em que $\bar{x}_i = \left[\sum_k \exp(x'_{ik} \beta) \right]^{-1} \exp(x'_{ik} \beta) x_{ik}$ e

$$\frac{\partial^2 P_{ij}}{\partial \beta \partial \beta'} = P_{ij}(x_{ij} - \bar{x}_i)(x_{ij} - \bar{x}_i)' - P_{ij} \left[\sum_k \exp(x_{ik} \beta) \right]^{-1} \sum_k \exp(x_{ik} \beta) x_{ik} x_{ik}' + P_{ij} \bar{x}_i \bar{x}_i' \quad (VI)$$

A inserção de (V) e (VI) em (IV) resulta em:

$$\frac{\partial^2 \log L}{\partial \beta \partial \beta'} = - \sum_i \sum_j P_{ij}(x_{ij} - \bar{x}_{ij})(x_{ij} - \bar{x}_{ij})', \quad (VII)$$

o qual não depende de y_{ij} . Se $P_{ij} > 0$, neste modelo, a matriz (VII) será considerada negativa, a menos que $(x_{ij} - \bar{x}_{ij})' \alpha = 0$ para todo i e j e para algum $\alpha \neq 0$. Como tal evento é extremamente improvável, pode-se concluir, para todas as finalidades práticas, que a função do log de verossimilhança é globalmente côncava no modelo logit multinomial.

Amemiya (1985) mostra como o modelo logit multinomial pode ser derivado da maximização da utilidade, considerando a empresa i associada a uma utilidade, com as seis alternativas definidas por:

$$, \quad j = 1, 2, \dots, 6, \quad (\text{VIII})$$

em que α é uma função não-estocástica das variáveis explicativas e os parâmetros desconhecidos e ϵ_{ij} , uma variável aleatória não-observada. McFadden (1974) provou que o modelo logit multinomial será derivado da maximização da utilidade se, e somente se, os ϵ_{ij} forem independentes e a função de distribuição de ϵ_{ij} for dada por $f(\epsilon_{ij}) = \frac{1}{\Gamma(k)} \exp(-\epsilon_{ij}) \epsilon_{ij}^{k-1}$, denominada distribuição de valor extremo tipo I, ou distribuição log Weibull.

Amemyia (1985) demonstra como obter a probabilidade de a i -ésima empresa estar na alternativa j (suprimindo o subscrito i de α e ϵ_{ij}), como, por exemplo:

(IX)

A expressão (IX) será igual para P_{i2} , dado na equação (I) se

$\mu_{i2} - \mu_{i0} = x'_{i2} \beta$ e . As expressões P_{i0} , P_{i1} , P_{i3} , ...
 P_{i6} podem ser derivadas similarmente.

De acordo com Greene (2003), os coeficientes deste modelo são de difícil interpretação. Um instrumento interessante para análise do modelo multinomial deriva de um instrumento denominado de razão relativa de risco, RRR, que se define por

$$RRR = \frac{P(Y_i = 2) / P(Y_i = k/z + 1)}{P(Y_i = j/z) / P(Y_i = k/z)} = \frac{\beta(\mu_2 - \mu_1) / \beta(\mu_2 - \mu_0)}{\beta(\mu_1 - \mu_0) / \beta(\mu_2 - \mu_0)} = \frac{\mu_2 - \mu_1}{\mu_1 - \mu_0} \cdot \frac{\beta(\mu_2 - \mu_0)}{\beta(\mu_2 - \mu_1)}$$

$$P(y_i = 2) = \int_{-\infty}^{\infty} f(\varepsilon_2) \left[\int_{-\infty}^{\varepsilon_2 + \mu_2 - \mu_1} f(\varepsilon_1) d\varepsilon_1 \right] \left[\int_{-\infty}^{\varepsilon_2 - \mu_2 - \mu_0} f(\varepsilon_0) d\varepsilon_0 \right] d\varepsilon_2 \quad (X)$$

$$P(y_i = 2) = \int_{-\infty}^{\infty} \exp(-\varepsilon_2) \exp[-\exp(-\varepsilon_2)] \times \exp[-\exp(-\varepsilon_2 - \mu_2 + \mu_1)] \times \exp[-\exp(-\varepsilon_2 - \mu_2 + \mu_0)] d\varepsilon_2$$

A interpretação da RRR indica o efeito sobre a probabilidade de escolha da alternativa J em relação à alternativa K, decorrente de mudanças relativas nas probabilidades, sendo que z representa o vetor de variáveis atributos, com uma interpretação análoga ao conceito de elasticidade.

4. Resultados e discussão

4.1. Variáveis relevantes à medida que as empresas do agronegócio brasileiro aumentam o índice de endividamento

Inicialmente, buscar-se-á responder à questão acerca de quais variáveis explicativas do endividamento são mais relevantes, à medida que este passa de uma faixa menor para outra maior, conforme estrutura de índices-padrão definida por Matarazzo (1998) e adaptada por Fassina, Hein e Olinkevitch (2006).

Primeiramente, constata-se que se forem considerados todos os indicadores de endividamento estudados, em média, 50% das empresas encontram-se na classificação de 0 a 2, ou seja, entre as faixas de endividamento ótimo a satisfatório; 9%, na faixa razoável; e 41%, na faixa de fraco a deficiente, conforme classificação de Fassina, Hein e Olinkevitch (2006) (Tabela 3). Essa análise é corroborada pelo teste χ^2 , que confirmou a hipótese nula de que não existem diferenças relativas à frequência entre os tipos de endividamentos dentro de cada classificação particular.

Os resultados do modelo logit multinomial demonstraram que apenas o modelo cuja variável dependente foi o endividamento de mercado no longo prazo apresentou os melhores resultados, em termos de número de variáveis estatisticamente significativas¹³. Dessa forma, os demais modelos foram descartados como instrumento de análise.

¹³ Os leitores interessados em verificar os outros 15 modelos estimados podem contactar com autores, que providenciaremos o envio dos resultados.

Tabela 3 - Percentual de empresas do agronegócio, no período de 1999 a 2005, de acordo com as categorias de nível de endividamento

Categorias	DivTotAL	DivTotVM	DivTotAT	DivTotPL	DivLPAL	DivLPVM	DivLPAT	DivLPPL	Média
0	11%	13%	11%	13%	14%	14%	13%	16%	13%
1	14%	15%	15%	14%	22%	18%	23%	17%	17%
2	19%	17%	19%	19%	21%	17%	23%	21%	20%
3	9%	9%	10%	9%	9%	11%	8%	5%	9%
4	10%	8%	10%	12%	6%	6%	6%	10%	9%
5	13%	9%	12%	10%	10%	11%	7%	9%	10%
6	25%	30%	22%	23%	19%	22%	20%	21%	23%

Fonte: Dados da pesquisa.

De acordo com a Tabela 4, pode-se afirmar que, se uma empresa do agronegócio vier a aumentar o índice de lucratividade em 0,1 unidade, estima-se que a variável dependente, que expressa a razão de risco de a empresa ser classificada (quanto ao endividamento) na categoria “bom”, em detrimento da categoria “ótimo”, poderá decair, por um fator, $7,00e-4$, e as demais variáveis permanecerão constantes. Esse mesmo aumento na lucratividade gerará redução de $5,00e-04$ no risco relativo de a empresa estar na categoria “satisfatório”, em relação à categoria “ótimo”, e uma redução de $2,00e-05$, $2,16e-07$ e $2,58e-07$ no risco relativo de a empresa passar do endividamento “ótimo” para as categorias “fraco”, “deficiente” e “péssimo”, respectivamente (Tabela 4). Dessa forma, de acordo com o modelo estimado, é possível deduzir que esse indicador é pouco relevante para explicar a mudança nos níveis de endividamento das empresas do agronegócio brasileiro, embora este seja significativo a 10% de probabilidade, uma vez que as variações encontradas na variável dependente são próximas de zero.

O indicador que mede a oportunidade de crescimento, dado pelo índice do valor de mercado sobre valor patrimonial da ação, apresentou relação positiva. Tal resultado indica que, à medida que aumenta a oportunidade

de crescimento, o nível de endividamento tende à categoria “péssimo”, ou seja, aumentam-se as dívidas.

Já o índice *valor de mercado/valor patrimonial* foi relevante somente na explicação das mudanças da categoria “ótimo” para as categorias “satisfatório” e “fraco”. Com base na Tabela 4, pode-se afirmar que, se uma empresa do agronegócio vier a aumentar o índice valor de mercado sobre valor patrimonial em 0,1 unidade, estima-se que a variável dependente, que expressa a razão de risco de a empresa ser classificada (quanto ao endividamento) na categoria “satisfatório”, relativa à categoria “ótimo”, poderá aumentar, por um fator, 0,1229, e as demais variáveis permanecerão constantes. Esse mesmo aumento de 0,1 unidade no índice gerará um aumento, por um fator, de 0,1207 unidades no índice que expressa o risco relativo de a empresa estar na categoria “satisfatório”, em relação à categoria “ótimo”.

Valéria Gama Fully Bressan, Aureliano Angel Bressan,
João Eustáquio de Lima & Marcelo José Braga

Tabela 4 - Resultados do modelo logit multinomial, considerando a categoria zero como base, para as empresas do agronegócio, no período de 1999 a 2005

Variáveis	Divlpvm =1	Divlpvm = 2	Divlpvm =3	Divlpvm = 4	Divlpvm =5	Divlpvm =6
Luc (coef.)	-7,1493 *** (4,1742)	-7,5912 *** (4,3616)	NS	-10,704 *** (5,7694)	-13,045 * (4,9396)	-12,8688 * (4,4943)
Luc (RRR ¹)	0,000785 *** (0,00327)	0,000504 *** (0,00220)	NS	0,0000224*** (0,000129)	2,16e-06 * (0,000011)	2,58e-06 * (0,0000116)
PVP (coef)	NS	0,2062 *** (0,1064)	NS	0,18819 *** (0,1115)	NS	NS
PVP (RRR)	NS	1,2290 *** (0,1308)	NS	1,20707 *** (0,13461)	NS	NS
TGLP (coef.)	NS	5,87842 ** (2,3862)	7,9237 * (2,6960)	5,2543 *** (3,0084)	NS	8,0754 * (2,4476)
TGLP (RRR)	NS	357,2459 ** (852,492)	2762,072* (7446,72)	191,4061 *** (575,838)	NS	3214,508* (7867,913)
LnV (coef.)	0,4899 *** (0,2719)	0,8633 * (0,2880)	1,02320 * (0,3603)	0,79949** (0,3759)	0,6046 ** (0,3026)	NS
LnV (RRR)	1,63227 *** (0,4438)	2,37116 * (0,6829)	2,7820 * (1,0026)	2,22441 ** (0,8363)	1,83068 ** (0,55407)	NS
Const	NS	-7,3791 * (2,4657)	-9,5179* (3,0137)	-7,1350 ** (3,2021)	NS	NS
Pseudo R ²	0,1050					
LR χ^2 , 24gl	69,30					
Valor P	0,0000					

Nº obs. 175

Fonte: Dados da pesquisa. NS = não-significativo; * = significativo a 1%; ** = significativo a 5%; *** = significativo a 10% () = desvio-padrão.

¹⁴ A interpretação padrão das medidas de risco relativo (relative risk ratios -RRR) é para uma mudança unitária na variável explicativa; a razão de risco relativo de um resultado "m" em relação ao grupo de referência tem uma mudança esperada representada pela respectiva estimativa do parâmetro, considerando que as demais variáveis no modelo são mantidas constantes. (Disponível em: http://www.ats.ucla.edu/STAT/stata/output/stata_mlogit_output.htm).

A relação entre oportunidade de crescimento e endividamento de mercado no longo prazo, encontrada no modelo estimado, foi positiva. Segundo Daher (2004), na versão simples da POT, o crescimento requer investimento que são feitos normalmente com a contração de novas dívidas, nesse caso, relação direta. Basso, Mendes e Kayo (2004) apresentam a mesma relação positiva, na forma simples da POT, entretanto, mencionam que a relação positiva se dá entre a alavancagem contábil e a oportunidade de crescimento. No presente estudo, o resultado encontrado é inconsistente, considerando as afirmações desses últimos autores, porque está sendo avaliada a alavancagem de mercado, e não a contábil.

Todavia, nota-se que, assim como neste estudo, Terra (2002) também encontrou relação positiva entre oportunidades de crescimento e endividamento, porém não de forma conclusiva. Brito, Batistella e Corrar (2005) também encontraram relação positiva entre o fator crescimento e os endividamentos de longo prazo e total. Esse resultado indica que as empresas em crescimento são mais endividadas, sobretudo no longo prazo. Essas evidências contrariam as teorias dos custos de falência e dos custos de agência e tendem a confirmar a teoria das informações assimétricas, segundo a qual as empresas em crescimento financiam seus novos investimentos por meio de dívidas, como forma de sinalizar ao mercado que suas ações estão subavaliadas. Em sentido estrito, essa hipótese teria validade apenas para empresas de capital aberto, que são o foco do presente estudo.

Uma possibilidade dessa relação inversa, sugerida por Booth et. al.(2001) e Frank e Goyal (2003), é que a lucratividade poderia estar correlacionada com oportunidades de crescimento, o que tornaria difícil para empresas altamente lucrativas oferecerem garantias reais como contrapartida de novos empréstimos. No entanto, essa constatação não se verifica no presente estudo, pois a correlação entre lucratividade e oportunidade de crescimento foi de apenas 0,08. Dessa forma, conclui-se que, neste indicador, a estimativa do modelo logit multinomial não gerou resultado conclusivo.

A variável *tangibilidade do ativo de longo prazo* apresentou sinal positivo, ou seja, à medida que se aumenta a imobilização, maior tende a ser o endividamento. Os dados do modelo logit multinomial estimados demonstraram ainda que, se uma empresa do agronegócio vier a aumentar o índice de tangibilidade de longo prazo em 0,1 unidade, estima-se que o risco relativo da categoria de endividamento “satisfatório”, relativo à categoria “ótimo”, poderá aumentar a um fator igual a 35,72, e as demais variáveis permanecerão constantes. Assim, dado o aumento em 0,1 unidade no índice de tangibilidade de longo prazo, o risco relativo de estar na categoria “satisfatório” seria 35,72 vezes mais provável.

Esse mesmo aumento na tangibilidade de longo prazo gera um aumento esperado por um fator de 276,21 no risco relativo da categoria “razoável” em relação à categoria “ótimo”, e um aumento por um fator de 19,14 e 321,45 no risco relativo de a empresa passar do endividamento “ótimo” para as categorias “fraco” e “péssimo”, respectivamente (Tabela 4).

A variável *LnV*, utilizada como *proxy* para medida de tamanho das empresas, indicou que, se uma empresa vier a aumentar as vendas em 1%, o risco relativo do endividamento na categoria “bom”, em relação à categoria “ótimo”, será aumentada por um fator igual a 0,0163, e as demais variáveis permanecerão constantes.

Esse mesmo aumento de 1% nas vendas geraria aumento, por um fator, de 0,24 unidades no índice que expressa o risco relativo da categoria “satisfatório”, em relação à categoria “ótimo”, além de um aumento. por um fator, de 0,28; 0,22 e 0,18 no risco relativo de a empresa passar do endividamento “ótimo” para as categorias “razoável”, “fraco” e “péssimo”, respectivamente (Tabela 4).

O modelo logit multinomial confirmou a premissa, apresentada anteriormente, de que empresas de maior porte tendem a ter maior nível de endividamento, pois teriam condições de resolver os problemas de assimetria de informação entre credores e devedores com menores custos, pagando custos proporcionalmente mais baixos na captação externa de

recursos. Além disso, ressalta-se o fato de empresas maiores possuírem menor volatilidade em seus fluxos de caixa, o que lhes permitiria um maior nível de endividamento (Fama e French, 2002). Cabe destacar ainda uma característica do mercado de crédito brasileiro, qual seja, as grandes empresas têm maior acesso ao mercado de dívidas de longo prazo do que as pequenas, sobretudo por meio de emissão de debêntures.

Com relação aos demais resultados do modelo logit multinomial (Tabela 4), nota-se que o R^2 de McFadden encontrado indicou que o modelo teve razoável grau de ajustamento, o qual foi igual a 0,11. A estatística *LR*, que é o teste qui-quadrado para razão de verossimilhança para as todas as equações simultaneamente (categoria 1 em relação a categoria 0, categoria 2 em relação a categoria 0 e assim sucessivamente), indica que pelo menos uma das equações possuía os coeficientes da regressão diferentes de zero.

Com relação às teorias de estrutura de capital, pode-se afirmar que o modelo logit multinomial não gerou resultados conclusivos nem a favor da *pecking order theory*, nem da *static tradeoff theory*.

5. Conclusão

Neste estudo, constatou-se que as variáveis apontadas por Rajan e Zingales (1995) como relevantes na determinação do endividamento, tais como *tangibilidade dos ativos*, *oportunidade de crescimento*, *tamanho* e *lucratividade*, também foram representativas para explicar o endividamento das empresas do agronegócio listadas na Bovespa, ao analisar, de forma agregada, todos os elos da cadeia produtiva, no período de 1999 a 2005.

Dentre os oito tipos de índices de endividamento testados neste estudo, a variável que foi mais relevante para explicar a estrutura de capital das empresas do agronegócio brasileiras, listadas na Bovespa, foi o *endividamento de mercado no longo prazo*, fato que está relacionado

com o tamanho das empresas analisadas e com as condições de acesso às fontes de financiamento de longo prazo.

Os resultados estimados pelo modelo não geraram relações consistentes, em relação aos sinais dos coeficientes das variáveis explicativas, que pudessem ser condizentes nem com a *static tradeoff theory*, nem com a *pecking order theory*. De modo geral, constatou-se que se uma empresa do agronegócio vier a aumentar as variáveis *tangibilidade de longo prazo*, *oportunidade de crescimento* e *tamanho*, pode-se afirmar, por meio das análises das razões de risco relativo – admitindo a categoria endividamento “ótimo” como base – que as empresas tenderão para maiores níveis de endividamento. Já o aumento da variável *lucratividade*, de acordo com os resultados obtidos nesta pesquisa, proporcionará redução do endividamento, o que fará com que a empresa apresente maior probabilidade de tender para a categoria de endividamento “ótimo”.

Em suma, pelos resultados deste estudo, buscou-se avaliar a aplicação da análise de estrutura de capital às empresas do agronegócio brasileiro, tentando categorizar o endividamento com base no modelo de Matarazzo (1998), de modo a obter fatores que expliquem, estatisticamente, a transição entre as faixas de endividamento das empresas do agronegócio. Considerando os resultados encontrados, a principal limitação da pesquisa consistiu nos resultados gerados pelo modelo proposto, o qual não teve resultado consistente com as teorias de estrutura de capital consideradas, uma vez que os vários modelos estimados apresentaram poucas variáveis explicativas estatisticamente significativas.

Em trabalhos futuros sugere-se adotar outros modelos para análise da estrutura de capital das empresas do agronegócio, tais como o modelo de *Market Timing*, de Baker e Wurgler (2002), bem como avaliar se existem diferenças entre os elos da cadeia produtiva do agronegócio brasileiro. Ademais, o critério de estratificação das faixas de endividamento adotado não se mostrou adequado aos dados analisados nesta pesquisa, o que indica que outros procedimentos de estratificação

deverão ser testados. Tais procedimentos podem gerar especificações alternativas para modelos logit/probit multinomiais aplicados ao estudo dos fatores que influenciam o endividamento de empresas de capital aberto no Brasil.

Referências

AMEMIYA, T. **Advanced Econometrics**. Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts, 1985.

ARAÚJO, D. L.; BRESSAN, A. A.; BERTUCCI, L. A.; LAMOUNIER, W. M. O risco de mercado do agronegócio brasileiro: Uma análise comparativa entre os modelos CAPM e GARCH-M. **Revista Eletrônica de Gestão Organizacional**. Vol. 2, n. 3, Setembro/Dezembro, 2004. Disponível em: www.gestaoorg.dca.ufpe.br. Data de acesso: 18/09/2006.

BAKER, M.; WURGLER, J. Market Timing and Capital Structure. **The Journal of Finance**, Vol. 57, Issue 1 p. 1-32 Feb. 2002.

BASSO, L. F. C.; MENDES, E. A.; KAYO, E. K. Teste da Teoria da Janela de Oportunidades para o Mercado Acionário Brasileiro. In: **ENCONTRO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO**, 28, 2004, Curitiba, Anais ... Curitiba: EnANPAD, 2004.

BOOTH, L.; AIVAZIAN V.; DEMIRGUC-KUNT, A.; MAKSIMOVIC, V. Capital Structures in Developing Countries. **The Journal of Finance**, Vol. 56, Issue 1 p. 87-130 Feb. 2001.

BRADLEY, M., JARRELL, G. A. e KIM, E. H., On the Existence of an Optimal Capital Structure: Theory and Evidence, **Journal of Finance**, 39, Julho 1984, pp. 857-878.

BRAILSFORD, T. J.; OLIVER, B. R.; PUA, S. L. H. On the relation

*Valéria Gama Fully Bressan, Aureliano Angel Bressan,
João Eustáquio de Lima & Marcelo José Braga*

between ownership structure and capital structure. **Accounting and Finance**, Vol. 42, p. 1-26, 2002.

BRITO, G. A. S.; BATISTELLA, F. D.; CORRAR, L. J. Fatores determinantes da estrutura de capital das maiores empresas que atuam no Brasil. In: **ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS**, 5, 2005, São Paulo, Anais ... São Paulo: SBFIN, 2005.

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

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Testing Tradeoff and Pecking Order Predictions about Dividends and Debt. **Review of Financial Studies**, 15, p. 1-33, 2002.

FASSINA, P. H.; HEIN, N.; OLINQUEVITCH, L. Um Sistema Especialista Difuso na Análise do Endividamento de Empresas. In: **ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS**, 6, 2006, Vitória, Anais ... Vitória: SBFIN, 2006.

FRANK, M.Z.; GOYAL, V.K. Testing the pecking order theory of capital structure. **Journal of Financial Economics**, Vol. 67, p. 217-248, 2003.

FERRI, M. G. e JONES, W. H., Determinants of Financial Structure: A New Methodological Approach, **Journal of Finance**, 34, Junho 1979, pp. 631-644.

GREENE, W.H. **Econometric Analysis**. 5 ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall, 2003.

HARRIS, M.; RAVIV, A. The Theory of Capital Structure. **The Journal of Finance**, Vol.46, Issue 1, p. 297-355, Mar. 1991.

HIRSCHFIELD, H. **Engenharia econômica e análise de custos: aplicações práticas para economistas, analistas de investimentos e administradores**. São Paulo: Atlas, 2000.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Agroindústria cresce 1,6% em 2003 e a indústria em geral tem crescimento de 0,3%**. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/presidencia/noticias/13022004agroindhtml.shtm>. Data de acesso: 21/09/2006.

IEDI – Instituto de Estudos para do Desenvolvimento Industrial. **Carta IEDI n. 225 - A Queda da Rentabilidade Industrial**. Publicada em: 15/09/2006. Disponível em: <http://www.iedi.org.br/cgi/cgilua.exe/sys/start.htm?sid=50>.. Data de acesso: 19/09/2006.

JAEL, N. As maiores do agronegócio brasileiro. Disponível em: <http://www.portaldoagronegocio.com.br/index.php?p=texto&&idT=763>. Data de acesso: 20/09/2006.

KORAJCZYK, R.A.; LEVY, A. Capital Structure Choice: Macroeconomic Conditions and Financial Constraints. **Journal of Financial Economics**, Vol. 68, p. 75-109, 2003.

LEMMON, M.L.; ZENDER, J. Debt Capacity and Tests of Capital Structure Theories. **SSRN Working Paper Series**. 2002. Disponível em: http://papers.ssrn.com/sol3/delivery.cfm/SSRN_ID334780_code020928600.pdf?abstractid=334780>. Data de acesso: 19/09/2006.

MARION, J. C.. **Análise das demonstrações contábeis**. 3. ed. São Paulo: Atlas, 2005.

MARSH, P. The Choice Between Equity and Debt: An Empirical Study. **The Journal of Finance**, Vol.37, Issue 1, p. 121-144, Mar. 1982.

MATARAZZO, D. C. **Análise Financeira de Balanços**. 5. ed. São Paulo: Atlas, 1998.

Valéria Gama Fully Bressan, Aureliano Angel Bressan,
João Eustáquio de Lima & Marcelo José Braga

MODIGLIANI, F.; MILLER, M. The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. **American Economic Review**, 48, Junho 1958, p. 261-297.

MODIGLIANI, F.; MILLER, M. H. Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction. **American Economic Review**, 53, Junho 1963, p. 433-443.

MORAES, E. G.; RHODEN, M. I. S. Determinantes da estrutura de capital das empresas listadas na Bovespa. In: **ENCONTRO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO**, 29, 2005, Brasília, Anais ... Brasília: EnANPAD, 2005.

MYERS, S. C. Determinants of Corporate Borrowing. **Journal of Financial Economics**, Vol. 5, p. 147-175, 1977.

MYERS, S.C. The capital structure puzzle. **Journal of Finance**, Chicago: American Finance Association, v.39, n.3, Jul.1984.

MYERS, S.C.; MAJLUF, N. Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Informations that Investors do not Have. **Journal of Financial Economics**, Vol. 13, p. 187-221, 1984.

NAKAMURA, W. T.; MARTIN, D. M. L.; KIMURA, H. Indicadores Contábeis como Determinantes do Endividamento das Empresas Brasileiras. In: **ENCONTRO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO**, 28, 2004, Curitiba, Anais ... Curitiba: EnANPAD, 2004.

RAJAN, R. G.; ZINGALES, L. What do we know about capital structure? Some evidence from international data. **The Journal of Finance**, Vol 50, Issue 5, p. 1421-1460. Dec. 1995.

SOARES, R. O.; KLOECKNER, G. O. O *Pecking Order* em empresas com controle acionário definido: Um estudo no ambiente brasileiro. In:

ENCONTRO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO, 29, 2005, Brasília, Anais ... Brasília: EnANPAD, 2005.

SCOTT Jr., David F., Evidence on the Importance of Financial Structure, *Financial Management*, 1, Summer 1972, pp. 45-50.

TERRA, P. R. S. An Empirical Investigation on the Determinants of Capital Structure in Latin América. In: **ENCONTRO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO**, 26, 2002, Salvador, Anais ... Salvador: EnANPAD, 2002.

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

Abstract - This study intends to verify which variables affect the financial leverage of Brazilian agribusiness companies, considering the migration in the indebtedness ranges as proposed in the model of Matarazzo (1998). 26 companies were selected in accordance to the following links of the agribusiness chain flow: a) agricultural production; b) input supplying; and c) processing and distribution. The study was conducted using a multinomial logit model, based on annual data from 1999 to 2005. The results indicate that the variables *tangibility of assets*, *growth opportunities*, *size* and *profitability* were statistically significant in the explanation of the debt structure of Brazilian agribusiness companies.

Keywords: Financial leverage, capital structure, agribusiness, multinomial logit.