

Determinantes da estrutura de capital de empresas do agronegócio no mercado acionário brasileiro

DOI: 10.4025/enfoque.v42i1.58125

Vinicius Peliser Gibin

Mestre em Economia
Programa de Pós-graduação em Ciências Econômicas,
Universidade Estadual de Maringá (UEM)
E-mail: viniciusgibin@hotmail.com

Julyerme Matheus Tonin

Doutor em Economia Aplicada
Programa de Pós-graduação em Ciências Econômicas,
Universidade Estadual de Maringá (UEM)
E-mail: jmtonin@uem.br

Alexandre Florindo Alves

Doutor em Economia
Programa de Pós-graduação em Ciências Econômicas,
Universidade Estadual de Maringá (UEM)
E-mail: afalves@uem.br

Wilson Toshio Nakamura

Doutor em Administração
Programa de Pós-Graduação em Administração de Empresas da
Universidade Presbiteriana Mackenzie
E-mail: wilson.nakamura@mackenzie.br

Recebido em: 10/03/2021

Aceito em: 10/05/2021

2ª versão aceita em: 21/07/2021

RESUMO

O debate sobre a definição da estrutura de capital remonta aos estudos pioneiros de Durand (1952) e Modigliani e Miller (1958), todavia, não há consenso sobre os determinantes da estrutura de capital. Diante da importância do agronegócio para a economia brasileira e do campo fértil de pesquisa em finanças o presente estudo se dedica a investigar os fatores determinantes da estrutura de capital de um conjunto representativo de empresas do agronegócio brasileiro (17 empresas), que são analisadas durante o período do primeiro trimestre de 2009 ao primeiro trimestre de 2020 com base nas teorias *pecking order* e *trade-off*. O método utilizado foi o *panel data* com análise longitudinal estática e o método dos momentos generalizados (GMM), na abordagem dinâmica. Dentre os achados de pesquisa destaca-se o maior poder explicativo da teoria *pecking order* na definição da estrutura de capital. A análise dinâmica demonstra que a velocidade de ajustamento da estrutura de capital para o conjunto de empresas analisadas foi de 0,255, devido a uma possível rigidez do mercado brasileiro.

Palavras-chave: Estrutura de capital. Teoria *pecking order*. Teoria *trade-off*.

Determinants of the capital structure of agribusiness companies in the brazilian stock market

ABSTRACT

Business decisions regarding capital structure have been investigated by academic environment, since the works of Durand (1952), Modigliani and Miller (1958), however, a consensus on the determinants of the capital structure was not reached. Given the importance of agribusiness for the Brazilian economy and the fertile field of research in finance, this work is dedicated to investigating the determinants of the capital structure of a group of companies representing Brazilian agribusiness, 17 companies are analyzed covering the period from 2009 to 2020 based on pecking order and trade-off theory. The method used was panel data with longitudinal static and dynamic analysis, in which combined cross-sectional data with time series, the generalized methods of moment (GMM) were also used for dynamic estimation. Among the research findings, the greatest explanatory power of the pecking order theory stands out in defining the capital structure. The dynamic analysis shows that the speed of adjustment of the capital structure for the group of companies analyzed was 0.255, due to a possible rigidity of the Brazilian market.

Keywords: Capital Structure. Pecking Order theory. Trade-off theory.

1 INTRODUÇÃO

Desde os trabalhos pioneiros de Modigliani e Miller (1958, 1963), é reconhecida a importância de estudos sobre a estrutura de capital. No Brasil, de modo geral, as empresas se financiavam majoritariamente por meio de empréstimos bancários de curto prazo (NASCIMENTO, 2004) disputando recursos da poupança nacional com o Governo Federal (CASAGRANDE NETO et al., 2002). Assim como ocorreu em outros países, como é o caso da Indonésia e Coreia do Sul (AKIMOV; DOLLERY, 2010), as dificuldades ou escassez de alternativas viáveis (em termos de prazo e taxas) de financiamento das empresas foram os propulsores para que o mercado de capitais se desenvolvesse no Brasil.

As mudanças ocorridas em prol do desenvolvimento do mercado de capitais brasileiro, especialmente avanços regulatórios, institucionais ou normativos¹, facilitaram o acesso das empresas ao capital de terceiros, dinamizando suas atividades de financiamento e investimento. Assim, o crescimento do mercado de capitais e o aumento das fontes de financiamento, reforçaram a importância da definição da estrutura de capital, no âmbito da gestão empresarial. Concomitante a isso, empresas brasileiras também começaram a acessar o mercado externo com a listagem de suas ações em bolsas de valores estrangeiras, tendo contato com regras contábeis mais rígidas e maior transparência na divulgação de informações e resultados (CVM, 2014).

Diante da relevância do tema, ressalta-se a importância de estudos com objetivo de identificar os determinantes da estrutura de capital, em diferentes setores produtivos. Como a estrutura de capital é tema controverso em teoria de finanças (BRITO; CORRAR; BATISTELLA, 2007), o estudo dos determinantes da estrutura de capital em diferentes setores produtivos leva em conta fatores como especificidade de ativos, estrutura de mercado, diferenciação de produtos ou práticas de governança inerentes a esses setores.

No caso do agronegócio brasileiro, o mesmo pode ser entendido como um sistema integrado e interdependente (ZYLBERSZTAJN, 2017) que apresenta características particulares quanto a estratégias de financiamento, estrutura financeira e gestão de riscos. Nesse contexto, mudanças na política de crédito rural, adversidades climáticas, mudanças cambiais ou na política comercial, enfim, mudanças nos fatores que afetam a multiplicidade de riscos presentes nos setores à montante das empresas que atuam no agronegócio têm impacto sobre sua estratégia de atuação e financiamento. Apesar do Brasil ser um dos principais *players* no mercado internacional nas cadeias de grãos, carnes, alimentos e bebidas (COSTA et al., 2013), o financiamento desse segmento produtivo ainda é um grande desafio.

Desta forma, a pesquisa objetiva identificar quais os determinantes da estrutura de capital e do nível de endividamento de empresas do agronegócio negociadas na Brasil Bolsa Balcão (B3). O estudo do agronegócio brasileira se justifica pela sua reconhecida importância em termos de geração de emprego e renda e contribuição para o saldo da balança comercial. Nesse contexto, no acumulado do período de 2000 a 2019, o saldo comercial do agronegócio aumentou em mais de cinco vezes, apresentando crescimento de 442%, reforçando a importância do agronegócio para a economia brasileira (CEPEA, 2020).

Tanto na literatura, quanto nas práticas de mercado, especificamente na B3, há uma lacuna quanto a definição de um índice de mercado que contemple de forma agregada as empresas do agronegócio. Um primeiro desafio desse estudo, foi selecionar setores e subsetores que compreende as operações de produção, estocagem, processamento e distribuição de produtos agrícolas (DAVIS; GOLDBERG, 1957). Assim, o recorte analítico do presente estudo, composto por 17 empresas, que atuam em segmentos diversificados, com importantes desdobramentos em outros setores econômicos. Por sua vez, o recorte temporal refere-se ao período compreendido entre o primeiro trimestre de 2009 a primeiro trimestre de 2020.

¹ Dentre os avanços regulatórios cabe destacar a criação do Conselho Monetário Nacional (CMN), do Banco Central do Brasil (BACEN), da Comissão de Valores Mobiliários (CVM), a promulgação da Lei 4728/65, que ficou conhecida como Lei de Mercado de Capitais.

Em relação à abordagem teórica, o presente estudo fundamenta-se nas vertentes *pecking order* e *trade-off*. Essa abordagem também foi utilizada por Martins et al. (2015) para a agroindústria canavieira do centro-oeste brasileiro. Dentre os achados de pesquisa, as quebras de safra e as barreiras tarifárias estão entre os fatores que afetam a captação de recursos nesse setor. Assim, como o estudo de Martins et al. (2015) que focalizaram em um setor específico, Buluma et al. (2017) estudaram cooperativas do setor lácteo no Quênia e Prajapati e Singh (2020) avaliaram a indústria de processamento de alimentos, na Índia. Enfim, na literatura sobre o tema é comum o desenvolvimento de estudos sobre setores específicos dentro do agronegócio. Nesse contexto, o presente estudo busca contribuir com a literatura, ao avaliar diferentes segmentos do agronegócio de forma conjunta.

Em relação ao método utilizado, tem-se dados em painel com análise longitudinal estática e dinâmica utilizando-se estimação por *generalized method of moments* (GMM). Por fim, além de avaliar determinantes da estrutura de capital, conhecidos na literatura (tamanho da empresa, composição dos ativos, risco, rentabilidade e crescimento), o presente estudo pretende contribuir com a literatura ao realizar análises do endividamento de curto e longo prazo. Assim, além da tradicional abordagem estática, esse estudo avança ao incorporar na análise modelos de análise dinâmica dos possíveis ajustamento da estrutura de capital no curto prazo e no longo prazo.

2 REVISÃO DA LITERATURA

A estrutura de capital de uma empresa é o conjunto de fontes de recursos, seja capital próprio ou de terceiros. No campo das finanças corporativas, para Nisiyama e Nakamura (2015) esse é um tema controverso, com diferentes vertentes teóricas que avaliam sua interação com outros aspectos corporativos. Na abordagem de Durand (1952), a estrutura de capital interfere no valor da empresa, dado que existe uma combinação ótima entre capital próprio e de terceiros que minimiza o custo de capital e maximiza o valor de mercado da empresa. Em contrapartida, no trabalho de Modigliani e Miller (1958), desenvolvido sob condições simplificadas de um mercado de capital perfeito, os autores concluíram que a estrutura de capital não interfere no valor da empresa.

Desde então, o avanço teórico acerca da estrutura de capital incorporou desde novos conceitos ou novas variáveis na análise. Nesse contexto, cabe destacar a análise de imperfeições de mercado. Nesse âmbito, os principais avanços teóricos estão relacionados ao estudo dos custos de falência (STIGLITZ, 1972; TITMAN, 1984), dos custos de agência (JENSEN; MECKLING, 1976; MYERS, 1977) e da assimetria de informações (MYERS; MAJLUF, 1984). Na literatura sobre o tema, é comum se observar um contraponto entre as vertentes teóricas *pecking order* e da teoria *trade-off*. De forma simplificada, Correa, Basso e Nakamura (2013) destacaram que a teoria do *pecking order* sugere a existência de uma hierarquia no uso de fontes de recursos, enquanto que a teoria de *trade-off* considera a existência de uma estrutural ideal de capital, a qual deve ser almejada pelas empresas.

Dentre os avanços teóricos, cabe destacar a inclusão da assimetria de informação na determinação da estrutura de capital. No âmbito da teoria *pecking order*, derivada das contribuições de Myers e Majluf (1984) e Myers (1984), o conteúdo informacional permite uma hierarquização prioritária na captação de recursos. No mercado brasileiro, Eid Junior (1996) encontrou evidências dessa hierarquia nas escolhas das fontes de financiamento das empresas. Desse modo, as empresas preferem a utilização de recursos internos da empresa, posteriormente, a utilização de dívidas e por último o aumento de capital.

Por sua vez, a presença de assimetria de informação também afeta a proporção de capital de curto e de longo prazo (MYERS; MAJLUF, 1984), com evidências de que empresas menores têm mais dificuldade de emitir dívida de longo prazo (TITMAN; WESSELS, 1988). Os ativos intangíveis, em que é comum a presença de assimetria de informação, fazem com que as empresas sejam menos endividadas, pois, segundo Titman e Wessels (1988) podem ocorrer dificuldades na negociação desse tipo de ativo em caso de liquidação da empresa. Por sua vez, com a incorporação do custo de falência na análise, contrapõe-se a vantagem fiscal decorrente de financiamento via capital de terceiros (ROSS, 1977), devido à dedução das despesas financeiras na apuração dos tributos, com o aumento dos riscos de dificuldades financeiras (FRANK; GOYAL, 2008), criando-se um limite para a tomada de empréstimo.

Ademais, em relação a outro avanço teórico importante, os custos de agência, Jensen e Meckling (1976) acrescentaram custos de agência surgem da necessidade de alinhar os interesses dos

agentes aos do principal. Com isso, a presença de conflitos de interesse, de controles empresariais e as concessões de garantia passam a fazer parte do arcabouço de análise. Para Myers (2001), o conflito de interesse está relacionado, entre outros aspectos, ao risco de expropriação de riqueza. Para Jensen e Meckling (1976), a vantagem informacional dos gestores e administradores pode ser um *driver* para o conflito de interesse, gerando o custo de agência.

Assim, enquanto o debate teórico focou nos aspectos relacionados à presença de assimetria de informação, custo de falência e custo de agência, os trabalhos empíricos convergiram na identificação de determinantes da estrutura de capital, como: tamanho da empresa, tangibilidade dos ativos, rentabilidade, risco e oportunidades ou nível de crescimento da empresa.

Quanto ao tamanho das empresas, nos trabalhos de Titman e Wessels (1988) e Rajan e Zingales (1995), há evidências de que empresas menores possuem maior probabilidade de inadimplência e conseqüente maiores custos de dificuldades financeiras. Em contrapartida, empresas maiores dispõem de um volume maior de garantias a seus credores (MYERS, 1984) e além de atividades mais diversificadas, têm reputação no mercado (FRANK; GOYAL, 2008) que contribui para reduzir seus custos de agência. Por sua vez, em estudo realizado com as 500 maiores empresas atuantes no Brasil, Brito, Corrar e Batistella (2007) demonstraram que as grandes empresas têm acesso facilitado a linhas de crédito de longo prazo, especialmente por meio de bancos de desenvolvimento.

Em se tratando de tangibilidade dos ativos, maior volume de ativos tangíveis geralmente é associado a maior grau de endividamento (JENSEN; MECKLING, 1976; TITMAN; WESSELS, 1988), pois esses ativos podem ser dados em garantia, diminuindo custos de agência relativo à operação de empréstimo. Para Frank e Goyal (2008), a parcela de ativos tangíveis também está associada com a possibilidade de alavancagem. Por sua vez, Lima e Brito (2003), em estudo realizado para empresas brasileiras de controle privado, públicas e controle internacional, utilizando-se como variáveis dependentes o endividamento geral e o de longo prazo observaram relação positiva com a variável tangibilidade dos ativos.

Em relação à rentabilidade, para Myers e Majluf (1984), empresas mais lucrativas dispõem de maior geração de caixa e maior disponibilidade interna de recurso, fazendo com que sejam, a longo prazo, menos endividadas. O nível de rentabilidade também tem afetado a alavancagem das empresas (FRANK; GOYAL, 2008). Para o Brasil, os achados de pesquisa de Lima e Brito (2003) e Brito, Corrar e Batistella (2007) corroboram a relação negativa entre rentabilidade e endividamento. Por sua vez, Kronbauer et al. (2013) estudaram a relação da rentabilidade com o PIB do agronegócio e crédito rural, para uma amostra de 23 empresas agropecuárias, e observaram relação positiva para as três variáveis.

Dentre os determinantes de capital, há consenso entre as diferentes vertentes teóricas, de que há uma relação negativa entre risco e endividamento (TITMAN; WESSELS, 1988; FAMA; FRENCH, 2002; FRANK; GOYAL, 2008). Por sua vez, Nakamura et al. (2007) utilizaram volatilidade dos lucros como *proxy* para o risco e evidenciaram que essa relação negativa entre risco e endividamento está presente no mercado brasileiro.

Em contrapartida, em relação ao fator crescimento, as teorias apresentam hipóteses diferentes. Para a teoria *trade-off* e de custos de agência espera-se uma relação negativa entre oportunidades de crescimento e endividamento. De acordo com Frank e Goyal (2009), empresas que aumentam o seu crescimento com alavancagem, geram maior percepção de risco ao mercado, dificultando a captação de recursos externo e forçando-as a trabalhar com maior volume de capital próprio. Considerando a teoria *pecking order*, espera-se que empresas com maiores oportunidades de crescimento contraiam mais dívida ao longo do tempo (FAMA; FRENCH, 2002), ou seja, uma relação positiva entre crescimento e endividamento. Para o mercado brasileiro, Nakamura et al. (2007) utilizaram duas *proxies* para oportunidade de crescimento: a razão entre valor de mercado e valor contábil dos ativos, e o crescimento das vendas como a variação percentual da receita operacional líquida a cada período. Para a primeira foi identificada relação negativa com endividamento e para a segunda positiva.

Enfim, após identificar as vicissitudes e desdobramentos teóricos presentes na discussão na temática proposta, ou seja, estrutura de capital, partiu-se para uma ampla revisão dos estudos realizados no Brasil. Dentre os trabalhos que versam sobre o tema, cabe destacar: Gomes e Leal (2001), Perobelli e Famá

(2003), Nakamura et al. (2007), Brito, Corrar e Batistella (2007), Angonese, Santos e Lavarda (2011), Correa, Basso e Nakamura (2013); Gonçalves, Marques e Ribeiro (2013); Nisiyama e Nakamura (2015).

Os achados desses estudos contribuíram para a definição das *proxies* utilizadas no presente estudo como determinantes da estrutura de capital. Além de considerar as relações já identificadas entre as variáveis tamanho, tangibilidade, intangibilidade, rentabilidade, risco e crescimento, com o endividamento geral, no presente estudo formula-se hipóteses adicionais: i) as variáveis defasadas de endividamento devem contribuir para explicar o endividamento presente; ii) o efeito dos determinantes de capital no endividamento de curto prazo deve divergir do observado para o endividamento de longo prazo.

3 METODOLOGIA

3.1 DADOS E AMOSTRA

Os dados utilizados na análise são provenientes das Demonstrações Financeiras Padronizadas (DFP) e das informações trimestrais das empresas listadas na B3 prestadas à Comissão de Valores Mobiliários (CVM) e disponibilizados na plataforma Economatica®. O conjunto de dados abrangeu 45 trimestres, do primeiro trimestre de 2009 ao primeiro trimestre de 2020, de um total de 17 empresas, totalizando 765 observações.

Para a seleção das empresas, adotou-se os seguintes critérios: i) empresas que se enquadravam no conceito de agronegócio proposto por Davis e Goldberg (1957), ou seja, que participam dos setores de consumo não-cíclico, materiais básicos e o setor de bens industriais, os quais compreendem os subsetores de agropecuária, alimentos processados, bebidas, e comércio e distribuição; químicos (segmento fertilizantes), madeira e papel; máquinas e equipamentos, material de transporte e transporte respectivamente; e, ii) empresas que participam em pelo menos um dos índices amplos administrados pela B3: IBOV, IBrX-50, IBrX-100 ou IBrA, com base nas carteiras teóricas de abril de 2019.

Considerando os problemas associados à utilização de dados trimestrais, como a presença de sazonalidade, inclusão de custos ou receitas esporádicas ou ajustes financeiros (NEWELL, 1969; FABOZZI; FONFEDER, 1983; DEVINE et al., 1995), acumulou-se os dados de quatro trimestres de forma consecutiva, não necessariamente do mesmo ano fiscal. Com isso, cada observação representa uma janela móvel de 12 meses.

3.2 VARIÁVEIS

Todas as variáveis utilizadas foram selecionadas a partir dos estudos nacionais e internacionais citados na revisão empírica. Nesse contexto, cabe destacar que, para a tangibilidade dos ativos, inclui-se os estoques na análise, pois, Gaud et al. (2005), em seu estudo para a Suíça, demonstraram que muitas empresas tomam empréstimos para formação de estoque. Por sua vez, na literatura há variadas *proxies* para a variável risco. No presente estudo, optou-se pela *proxy* proposta por Correa, Basso e Nakamura (2013), na qual, o risco é representado pelo desvio quadrático em relação à média do EBIT, ponderado pelo ativo total (Quadro 1).

Quadro 1 - Resumo variáveis do modelo.

Variáveis Dependentes		
Variáveis	Forma de Cálculo	Autores
Endividamento Geral	$End_G = (PC_{it} + E.LP_{it})/AT_{it}$	Lima e Brito (2003) e Jorge e Armada (2001)
Endividamento de Curto Prazo	$End_CP = PC_{it}/AT_{it}$	Titman e Wessels (1988), Rajan e Zingales (1995), Perobelli e Famá (2003), Lima e Brito (2003) e Jorge e Armada (2001)
Endividamento de Longo Prazo	$End_LP = E.LP_{it}/AT_{it}$	

Continua...

Continuação...		
Variáveis Explicativas		
Variáveis	Forma de Cálculo	Autores
Tamanho da empresa	$T = \ln(ROL_{it})$	Titman e Wessels (1988); Rajan e Zingales (1995) e Nakamura et al. (2007)
Tangibilidade dos ativos	$Tang = (IMOB_{it} + E_{it})/AT_{it}$	Gaud et al. (2005)
Intangibilidade dos ativos	$Intang = Intang_{it}/AT_{it}$	Harris e Raviv (1991)
Rentabilidade	$Rent = EBIT_{it}/AT_{it}$	Gaud et al. (2005) e Nakamura et al. (2007)
Risco	$Risc = (Rent_{it} - \overline{Rent}_{it})^2$	Correa, Basso e Nakamura (2013)
Crescimento	$\Delta Cresc = (RL_t - RL_{t-1})/RL_{t-1}$	Nakamura et al. (2007)

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota 1: Ativo Total (AT_{it}); Ativo Imobilizado ($IMOB$); *Earnings Before Interest and Taxes* ($EBIT$); Exigível a Longo Prazo ($E.LP_{it}$); Estoque (E); Passível Circulante (PC_{it}); Receita Operacional Líquida (ROL_{it}); Receita Líquida (RL_t) e Receita Líquida defasada (RL_{t-1}); para a empresa i no período t . 2: a proxy para rentabilidade, em termos médio, é representada por

$$\overline{Rent}_{it} = \sum \frac{EBIT_{it}}{AT_{it}}/n$$

Como proxy para a estrutura de capital foram selecionadas três medidas de alavancagem financeira: endividamento geral, de curto e de longo prazo. Procedimento similar ao desenvolvido por Lima e Brito (2003), no Brasil, e Jorge e Armada (2001), em Portugal. Na literatura sobre o tema, pode-se verificar uma gama diversificada de metodologias utilizadas. Nesse contexto, Nakamura et al. (2007) mencionaram que ainda não existe um modelo definido que relacione a estrutura de capital com seus determinantes.

3.3 MODELOS

Considerando as características dos dados utilizados, optou-se pela utilização do modelo de dados de painel e, para evitar problemas de especificação, adotou-se os testes de Chow (1960), de Hausman (1978) e multiplicar de Lagrange de Breusch e Pagan (1980).

Considerando que a amostra analisada é composta por empresas de diferentes setores da economia e diferem não somente em relação ao segmento de atuação, mas também em termos de tamanho, pressupõe-se a existência de heteroscedasticidade. Para contornar esse problema, e também, na hipótese de presença de autocorrelação serial, que faz com que os erros do modelo sejam viesados, seguiu-se a recomendação de Hoechle (2007), que em termos de análise estática, propôs o *feasible generalized least squares* (FGLS), ou seja, método dos mínimos quadrados factíveis. Assim, o modelo estático pode ser definido como:

$$y_{it} = \beta'x_{it} + \eta_i + u_{it} \quad (1)$$

Em que, y_{it} é a variável dependente (endividamento); x_{it} o conjunto de variáveis explicativas; η_i é a heterogeneidade devido ao fator empresa, e α 's e β 's são os parâmetros da regressão, com $i = 1, 2, \dots, N$ empresas e $t = 1, 2, \dots, T$ períodos de tempo.

Alternativamente à análise de painel estática, a análise dinâmica pode trazer resultados mais satisfatórios, pois segundo Gaud et al. (2005), o termo de erro pode estar correlacionado com as variáveis defasadas ($COV(v_i, y_{it-1}) \neq 0$). Assim, para entender as relações dinâmicas entre as variáveis, pode-se introduzir variáveis defasadas no modelo como variáveis explicativas.

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 y_{it-1} + \beta_2 x_{1it} + \beta_3 x_{2it} + \dots + \beta_k x_{kit} + v_i + u_{it} \quad (2)$$

Reorganizando:

$$\Delta y_{it} = \beta_1 \Delta y_{it-1} + \beta_2 \Delta x_{it} + \Delta u_{it} \quad (3)$$

Em que, além das variáveis já definidas, os termos defasados de y_{it} são $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{it-1}$ e $\Delta y_{it-1} = y_{it-1} - y_{it-2}$; $\Delta x_{it} = x_{it} - x_{it-1}$; v_i o efeito não observado; e u_{it} o termo de erro idiossincrático (individual).

Como pode ser observado o efeito não observado (v_i), que causa endogeneidade, é eliminado. Porém, há correlação entre Δy_{it-1} e u_{it-1} (BALTAGI, 2008). Com o intuito de contornar os problemas associados a endogeneidade ou variáveis omitidas, Arellano e Bond (1991) apresentaram o método *Difference Generalised Method of Moments (Difference GMM)*.

$$y_{it} = \sum_{k=1}^p \alpha_k \cdot y_{i,t-k} + \beta'(L) \cdot x_{it} + \eta_i \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Em que, η_i é a heterogeneidade devido ao fator empresa e L é o operador defasagem, admitindo-se k defasagens.

Dada a complexidade na definição de instrumentos adequados, comum em estimadores GMM, procedeu-se aos testes de Sargan (1958) e Hansen (1982). Como medida adicional para evitar um número elevado de instrumentos, adotou-se a recomendação de Roodman (2009b), que sugeriu a adição de conjuntos menores, composto por combinações de instrumentos.

Enfim, para a variável dependente y_{it} assumiu-se três possibilidades: endividamento geral (End_G_{it}), endividamento de curto prazo (End_CP_{it}), endividamento de longo prazo (End_LP_{it}). Por sua vez, o vetor de variáveis explicativas compreende: Tamanho da empresa ($\ln(ROL_{it})$), Tangibilidade dos ativos ($Tang_{it}$), Intangibilidade dos ativos ($Intang_{it}$), Rentabilidade ($Rent_{it}$), Risco ($Risc_{it}$) e Crescimento ($\Delta Cresc_{it}$).

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Inicialmente, em relação às estatísticas descritivas, verifica-se que o endividamento geral médio da amostra de 17 empresas representativas do agronegócio brasileiro ao longo do período analisado foi de 62,5% do seu ativo total, e em média, essas empresas concentraram 39,4% das suas dívidas no longo prazo e 23,1% no curto prazo (Tabela 1). Observa-se também que, em média, 45% do ativo total dessas empresas concentra-se em ativos tangíveis e 13,4% em ativos intangíveis.

Tabela 1 – Estatística descritiva, por tipo e determinante de endividamento, variáveis winsorizadas.

	Variáveis	End_G	End_LP	End_CP	T	Tang	intang	Rent	Risc	ΔCresc
Média	overall	0,625	0,394	0,231	15,615	0,450	0,134	0,048	0,001	0,300
	overall	0,173	0,178	0,097	1,392	0,139	0,123	0,033	0,001	0,665
	SD	between	0,155	0,171	0,093	1,276	0,124	0,121	0,017	0,000
	within	0,073	0,694	0,049	0,624	0,055	0,035	0,027	0,001	0,665
Mín.	overall	0,244	0,082	0,093	12,283	0,199	0,001	-0,005	0,000	-0,789
	between	0,290	0,125	0,119	13,822	0,199	0,001	0,030	0,000	0,211
	within	0,413	0,097	0,083	13,253	0,199	-0,009	-0,025	-0,001	-0,816
Máx.	overall	1,031	0,820	0,481	19,138	0,707	0,440	0,119	0,003	1,339
	between	0,910	0,630	0,430	18,113	0,683	0,429	0,097	0,002	0,327
	within	0,944	0,685	0,554	17,175	0,653	0,288	0,123	-0,003	1,343

Fonte: Elaborado pelos Autores

Nota 1: Endividamento Geral (End_G); Endividamento de Longo Prazo (End_LP); Endividamento de Curto Prazo (End_CP); Tamanho da empresa (T); Ativos tangíveis ($Tang$); Ativos Intangíveis ($Intang$); Rentabilidade ($Rent$); risco ($Risc$) e crescimento ($\Delta Cresc$), com sd sendo o desvio-padrão.

Nota 2: A medida de variabilidade "overall" refere-se aos valores globais para a amostra, não discriminando se as observações são obtidas ao longo do tempo ou entre as unidades do corte transversal. Os valores "between" referem-se à variação calculada para o corte transversal, ou seja, entre as unidades observadas. E por fim, os valores "within" se referem à variabilidade entre os períodos considerados.

Posteriormente, após a realização dos testes para a especificação do modelo com dados em painel, LM de Breusch e Pagan, Chow e Hausman verificou-se que o modelo de efeitos aleatórios é o método de análise estática que melhor se enquadra na análise proposta neste estudo (Tabela 2). Procedendo os testes de Wald modificado, Breusch e Pagan, e Wooldridge, foi observada a presença

de problemas tanto de heterocedasticidade quanto de autocorrelação serial. Por sua vez, o teste *Variance Inflator Factor* (VIF) demonstrou que não problemas de multicolinearidade (Apêndice A).

Tabela 2 – Estimativa preliminar do modelo estático para endividamento geral.

VARIÁVEIS	(1) Pooling	(2) RE	(3) FE
Ln(Rec)	0,026 ^{***}	0,055 ^{***}	0,058 ^{***}
Tang	-0,278 ^{***}	-0,263 ^{***}	-0,276 ^{***}
Intang	-0,237 ^{***}	0,055	0,091
Rent	-1,553 ^{***}	-0,902 ^{***}	-0,918 ^{***}
Risc	-10,896 ^{***}	3,990 ^{***}	4,55 ^{***}
ΔCresc	0,011	-0,013 ^{**}	-0,0142 ^{***}
Constant	0,454 ^{***}	0,084	-0,124
R-quadrado	0,260	0,179	0,179
Testes de Especificação do Modelo			
Teste de Chow	33,54 (0,00)		20,27 (0,00)
LM de Breusch e Pagan		5655,61(0,00)	
Teste de Hausman		6,01 (0,42)	
Teste Wooldridge		44,34 (0,00)	
Teste de Wald		115,08 (0,00)	

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota 1: *, ** e *** correspondem aos níveis de significâncias de 10%, 5% e 1% respectivamente.

Nota 2: Nos testes de especificação, entre parênteses são apresentados os *p-values*.

Após a identificação dos vieses no modelo tradicional de mínimos quadrados ordinários (MQO), estimou-se o método de mínimo quadrados generalizados factíveis (FGLS), como sugerido por Hoehle (2007), dado que o painel atende à condição de que o número de empresas (N=17) seja menor do que o número de períodos (T=45). Optou-se pela estimação dos parâmetros por Prais-Winsten, por configurar-se como uma alternativa robusta na presença de heterocedasticidade e autocorrelação. Enfim, as estimações por FGLS e Prais-Winsten geraram resultados similares para as variáveis estatisticamente significativas, o que confirma a robustez dos resultados para endividamento geral e endividamento de curto prazo (Tabela 3).

Tabela 3 – Estimativas por FGLS e Prais-Winsten para os determinantes da estrutura de capital, para as empresas do agronegócio brasileiro.

Variáveis/ Modelos	Modelo FGLS			Estimativas por Prais-Winsten		
	End_Geral	End_CP	End_LP	End_Gera	End_CP	End_LP
Ln(Rec)	0,021 ^{***} (0,003)	0,012 ^{***} (0,003)	0,005 (0,004)	0,017 ^{***} (0,004)	0,016 ^{***} (0,003)	-0,001 (0,004)
Tang	-0,176 ^{**} (0,032)	-0,124 ^{**} (0,032)	-0,024 (0,041)	-0,170 ^{**} (0,040)	-0,119 ^{**} (0,037)	-0,012 (0,046)
Intang	-0,220 ^{**} (0,061)	-0,013 (0,044)	-0,163 (0,071)	-0,222 ^{**} (0,076)	-0,087 (0,051)	-0,068 (0,084)
Rent	-0,381 ^{**} (0,073)	-0,088 (0,057)	-0,166 (0,066)	-0,281 ^{***} (0,083)	-0,187 ^{***} (0,066)	-0,049 (0,075)
Risc	1,276 (1,058)	2,161 ^{***} (0,847)	-1,728 (0,888)	0,791 (1,186)	3,118 ^{***} (0,949)	-2,762 ^{***} (0,998)
ΔCresc	-0,006 ^{**} (0,002)	-0,004 ^{**} (0,002)	0,001 (0,002)	-0,003 (0,002)	-0,006 ^{**} (0,002)	0,002 (0,002)
Constant	0,417 (0,054)	0,0836 (0,051)	0,325 (0,061)	0,491 (0,068)	-0,045 (0,061)	0,431 (0,073)
rho				0,872	0,828	0,909
Teste de Wald	78,00 (0,00)	61,60 (0,00)	17,31(0,00)			

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota 1: *, ** e *** correspondem aos níveis de significâncias de 10%, 5% e 1% respectivamente.

Com base nos resultados para o endividamento geral, por meio das estimativas robustas de Prais-Winsten, pode-se verificar relação positiva com a *proxy* para o tamanho da empresa. Relações

positivas entre tamanho e endividamento também foram observadas por Rajan e Zingales (1995), Titman e Wessels (1988), Frank e Goyal (2008) e Jorge e Armada (2001) em estudos internacionais e Brito, Corrar e Batistella (2007) para o mercado brasileiro. Por sua vez, para a variável tangibilidade foi encontrada uma relação negativa, contrário ao que preconiza a teoria *trade-off* e de acordo com a teoria *pecking order*. Nesse contexto, Ferri e Jones (1979) e Tedeschi (1997) também encontraram relação negativa entre endividamento e tangibilidade, em estudos para empresas norte americanas e brasileiras, respectivamente.

Para a variável intangibilidade também foi observada uma relação negativa com o endividamento, sugerindo aderência à teoria *trade-off*, na qual aponta que maior quantidade de ativos intangíveis, devido a sua dificuldade de mensuração, pode-se aumentar o custo de agência. Por sua vez, a relação negativa entre rentabilidade e endividamento geral é aderente às hipóteses teóricas propostas pela teoria *pecking order*, na qual, empresas com maior rentabilidade dispõem de maior geração interna de recursos para financiamento de seus novos projetos. Resultados similares foram encontrados no Brasil por Tedeschi (1997), Gomes e Leal (2001), Perobelli e Famá (2003) e Nakamura et al. (2007) e internacionalmente por Rajan e Zingales (1995) e Titman e Wessels (1988).

Quanto à variável risco não se observou relação estatisticamente significativa com o endividamento geral. Entretanto, nos extratos de análise de curto prazo, a relação positiva com o endividamento de curto prazo poder sugerir que empresas com riscos elevados concentrem suas dívidas no curto prazo.

Por fim, para a variável crescimento das vendas obteve-se relação negativa com o endividamento de curto prazo, de acordo com que preconiza ambas as teorias. Ou seja, empresas que apresentam crescimento acelerado podem reservar capacidade de endividamento para o futuro, sendo que para isso, utilizam-se de maior proporção de capital próprio no curto prazo.

Comparando-se os resultados para os diferentes extratos de endividamento, observa-se similaridade entre os resultados obtidos na análise para o endividamento geral e o endividamento de curto prazo. Somente para as variáveis risco e crescimento das vendas não se obteve coeficientes estatisticamente significativos na análise de endividamento geral. Esse fato pode indicar uma dinâmica distinta na relação dessas variáveis com o nível de endividamento, no curto e no longo prazo. Em termos de análise do endividamento de longo prazo, o modelo estático não permite inferências sobre o efeito dessas variáveis explicativas, no comportamento do endividamento de longo prazo.

Por fim, as estimativas dos parâmetros de regressão por meio do modelo dinâmico *difference GMM*² proposto por Arrelano e Bond (1991) são apresentadas na Tabela 4. Nesse contexto, para se obter um modelo mais parcimoniosos utilizou-se o *difference GMM* sem a utilização de condições de momento adicionais, colapsando a matriz de instrumentos em um vetor de instrumentos, controlando assim o número de defasagem do modelo, conforme proposto por Roodman (2009a, 2009b). Como resultado obteve-se novas estimativas com 42 instrumentos, tendo em vista que a base de dados utilizada contém 45 períodos de tempo e a defasagem do modelo foi limitada em dois períodos, sendo este o número mínimo de instrumentos que pode ser alcançado nessa abordagem.

Tabela 4 – Estimativa dos parâmetros por *difference GMM*, para os determinantes da estrutura de capital, para as empresas do agronegócio brasileiro.

Painel A: Resultado da estimativa dos parâmetros.

VARIÁVEIS	End_Geral	End_CP	End_LP
L.End_Geral	0,783*** (0,095)		
L.End_CP		0,517*** (0,120)	
L.End_LP			0,806*** (0,126)
Ln(Rec)	0,008 (0,097)	0,005 (0,043)	-0,095 (0,075)

Continua...

² Realizou-se análises preliminares utilizando-se as estimações *difference GMM* e *system GMM*. Com base no resultado dos testes de excesso de identificação e autocorrelação em primeira diferença, com indicação de um número elevado de instrumentos, pelo critério da parcimônia optou-se pelo *difference GMM*. Por brevidade, as estimativas *system GMM* foram suprimidos da análise, sendo disponibilizados mediante solicitação aos autores.

Continuação...			
L.Ln(Rec)	0,032 (0,126)	-0,008 (0,057)	0,139 (0,100)
Tang	-0,506 (0,249)	-0,405 (0,280)	-0,124 (0,259)
L.Tang	0,364 (0,276)	0,544 (0,297)	0,112 (0,194)
Intang	0,133 (0,445)	-0,099 (0,523)	0,368 (0,418)
L.Intang	-0,051 (0,341)	-0,723 (0,428)	-0,211 (0,320)
Rent	-1,502 (0,649)	-0,279 (0,679)	-0,781 (1,027)
L.Rent	0,649 (0,476)	0,045 (0,592)	0,571 (1,136)
Risc	11,290 (6,150)	13,121 (5,521)	-1,159 (7,573)
L.Risc	0,342 (10,288)	5,694 (5,893)	0,643 (17,36)
Δ Cresc	0,084 (0,141)	0,007 (0,072)	0,183 (0,124)
L. Δ Cresc	0,015 (0,017)	0,010 (0,009)	0,021 (0,014)
Número de instrumentos	42	42	42

Panel B: Testes de especificação do Modelo.

Teste	Estatística	End_Geral	End_CP	End_LP
Sargan	t-stat	32,68	12,28	37,64
	P-valor	(0,291)	(0,997)	(0,131)
Arellano-Bond AR 1:	t-stat	-2,07	-2,94	-2,36
	P-valor	(0,038)	(0,003)	(0,018)
Arellano-Bond AR 2:	t-stat	0,90	-1,03	-0,23
	P-valor	(0,367)	(0,302)	(0,818)

Fonte: Elaborado pelos autores

Nota 1: entre parênteses estão os erros-padrão.

Nota 2: *, ** e *** correspondem aos níveis de significâncias de 10%, 5% e 1% respectivamente.

Prossiguiu-se aos testes de especificação do modelo, com a realização do teste de Sargan (1958), em que a hipótese nula de que os instrumentos são válidos não foi rejeitada somente para o endividamento geral. Por sua vez, para os testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem de Arellano Bond (1991) rejeitou-se a hipótese nula para primeira ordem, AR(1), e não rejeitou-se a hipótese nula para ordem superior, AR(2), comprovando-se a validade dos instrumentos e consistência do estimador *difference* GMM para a análise do endividamento geral.

Com a análise dos resultados do modelo dinâmico observa-se que as variáveis tangibilidade e rentabilidade em nível apresentaram resultados similares (relação negativa) ao modelo estático. Por sua vez, a variável risco, em nível, apresentou relação positiva e estatisticamente significativa com o endividamento geral e o endividamento de curto prazo (considerando o nível de 10% de significância), contrariando as hipóteses apresentadas pelas duas vertentes teóricas.

Em relação ao crescimento das vendas, em nível, verifica-se correlação positiva com o endividamento geral, diferente do resultado apresentado pelo modelo estático. Neste caso, a versão simples da teoria *pecking order*, que postula que quanto mais oportunidades de crescimento maior a necessidade de capital de terceiros, é a que melhor explica o fenômeno.

Nas diferentes abordagens, as variáveis defasadas de endividamento mostraram-se fortemente significativas, resultado que sugere que o endividamento passado é um importante fator explicativo do endividamento atual.

Outro ponto a ser observado na análise dinâmica é o coeficiente do endividamento geral defasado de 0,745 (em módulo). Nesse contexto, Ozkan (2001) define que esse coeficiente é representando por $(1-\alpha)$, em que, alfa (α) é a velocidade de ajustamento da estrutura de capital. Assim, para as empresas do agronegócio brasileiro essa velocidade de ajustamento é de 0,255. Em seus achados de pesquisa Gaud et al. (2005) encontraram alfa de 0,28 para França e 0,38 para Suíça. Para o Brasil, Nakamura et al. (2007) observaram alfa entre 0,10 e 0,14.

Enfim, as baixas velocidades de ajuste identificadas para o agronegócio brasileiro, comparada com outros setores de outros países, podem estar relacionados à presença de elevados custos de

transação. Ao comparar os resultados de outros setores nacionais, a velocidade de ajuste no agronegócio é superior. Isso pode ser explicado, pelo menos em parte, pela presença do BNDES e pelos produtores rurais, que fornecem a matéria-prima a essas empresas, desfrutarem de financiamento, via crédito rural. Entretanto, as elevadas taxas de juros praticadas no Brasil impactam negativamente a velocidade de ajuste da estrutura de capital em diversos setores produtivos, com impactos importantes também sobre o agronegócio.

5 CONCLUSÃO

Este trabalho teve como objetivo identificar os determinantes da estrutura de capital para um conjunto de empresas representativas do agronegócio brasileiro com capital aberto em bolsa de valores. Diante da importância do agronegócio para a economia brasileira selecionou-se 17 das empresas com maior representatividade na bolsa de valores por meio da participação em pelo menos um dos índices amplos administrados pela B3. O período de análise compreendeu do primeiro trimestre de 2009 ao primeiro trimestre de 2020. A metodologia utilizada foi a análise de dados em painel estática e dinâmica com estimação por GMM, a fim de se identificar, dentre as variáveis explicativas Tamanho da empresa, Tangibilidade dos ativos, Intangibilidade dos ativos, Rentabilidade, Risco e Crescimento, quais poderiam ser consideradas determinantes da estrutura de capital das principais empresas do agronegócio brasileiro.

Por meio das análises pôde ser verificado que, para o conjunto de empresas do agronegócio brasileiro utilizado no estudo, ambas as teorias *pecking order* e *trade-off* foram consistentes. A variável tamanho teve efeito positivo em relação ao endividamento como sugerem ambas as teorias, tangibilidade se mostrou com efeito negativo sugerindo aderência a *pecking order*, como também rentabilidade e crescimento. Desta forma a teoria *pecking order* se mostrou mais adequada na determinação da estrutura de capital das empresas do agronegócio brasileiro, enquanto que a *trade-off* foi importante na explicação da dinâmica de ajuste da estrutura de capital no curto prazo. Como resultado complementar tem-se que a velocidade de ajustamento da estrutura de capital das empresas do agronegócio brasileiro é menor quando comparado com empresas de outros países desenvolvidos. Nakamura et al. (2007) expõem que fatores como juros elevados, estabilidade econômica, escassez de recursos e rigidez de contratos podem estar associadas a tal fato.

Com isso, conclui-se que o trabalho contribui para a literatura correlata em vários aspectos. Primeiramente ao abordar empresas do agronegócio, ou seja, uma abordagem macrossetorial (e não apenas setores específicos como em outros trabalhos). Por um lado, isso se justifica pela presença da agropecuária como atividade central à qual as demais estão relacionadas à montante e à jusante. Por outro traz dificuldades, uma vez que a agropecuária (e conseqüentemente as atividades correlatas) estão expostas a tipos particulares de risco que podem influenciar direta ou indiretamente a estrutura de capital. A segunda contribuição a destacar está na abordagem, ao propor modelos dinâmicos com distinção entre efeitos de curto e longo prazos, bem como o uso de variáveis defasadas. Relaciona-se com a primeira pois as dificuldades apontadas acabam influenciando os resultados, principalmente de longo prazo.

Como limitações da pesquisa pode-se citar o relativamente pequeno número de empresas analisadas. Devido à necessidade de informações contábeis para a realização do estudo, limitou-se à seleção de empresas de capital aberto. Dessa forma, a amostra observada não incluiu empresas que não possuem ações na bolsa e, portanto, não divulgam amplamente suas informações contábeis ao mercado.

Como sugestão para trabalhos futuros propõe-se a inclusão de novas variáveis à análise, em especial, variáveis macroeconômicas, como taxa de juro real e variação do produto interno bruto, que auxiliariam no entendimento de possíveis comportamentos baseados em fatores do ambiente externo da empresa na seleção das fontes de financiamento. Outra sugestão de pesquisa seria a investigação do perfil da dívida das empresas do agronegócio brasileiro, buscando identificar quais os determinantes da estrutura das dívidas, e se essas dívidas são homogêneas ou heterogêneas entre as empresas.

REFERÊNCIAS

AKIMOV, A.; DOLLERY, Brian. Financial Sector Reforms in Indonesia and South Korea in 1980s and Early 1990s: Policies and Outcomes. **Journal of Emerging Market Finance**, v. 9(1) p. 25-49, Australia, 2010.

ANGONESE, R.; SANTOS, P.S.A.; LAVARDA, C.E.F. Valor Econômico Agregado (VEA) e estrutura de capital em empresas do IBRX 100. **ConTexto**, v. 11, n. 20, p. 7-17, 2011.

ARELLANO, Manuel; BOND, Stephen. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.

B3. **Índice Bovespa**. Disponível em: http://www.b3.com.br/pt_br/market-data-e-indices/indices/indices-amplos/ibovespa.htm, acesso em: 18 de dezembro de 2019.

BALTAGI, Badi. **Econometric analysis of panel data**. John Wiley & Sons, 2008.

BRASIL. **DECRETO-LEI Nº 1.401**. Brasília, DF, maio 1975.

BRASIL. **RESOLUÇÃO Nº 1.289**. Brasília, DF, 20 de março de 1987.

BREUSCH, Trevor S.; PAGAN, Adrian R. The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. **The Review of Economic Studies**, v. 47, n. 1, p. 239-253, 1980.

BRITO, G.A.S; CORRAR, L. J.; BATISTELLA, F. D. Fatores determinantes da estrutura de capital das maiores empresas que atuam no Brasil. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 18, n. 43, p. 9-19, 2007.

BULUMA, F.; KUNG'U, James; GICOHU, M. Capital structure and financial performance of dairy cooperative societies in Nakuru, North Sub County, Kenya. **International Journal of Economics and Finance**, v. 5, n. 7, p. 356-374, 2017.

CASAGRANDE NETO, H. **Mercado de capitais: a saída para o crescimento**. Editora Lazuli, XVII Congresso Abamec. São Paulo, 2002.

CEPEA. **Índices Exportação do Agronegócio 2018**. Esalq – USP, São Paulo, fev-2020.

CEPEA. **PIB do Agronegócio Brasileiro**. Esalq – USP, São Paulo, mar-2020. Disponível em: [http://www.cepea.esalq.usp.br/upload/kceditor/files/Planilha_PIB_Cepea_Portugues_Site_atualizada\(2\).xlsx](http://www.cepea.esalq.usp.br/upload/kceditor/files/Planilha_PIB_Cepea_Portugues_Site_atualizada(2).xlsx), acesso em: 22 de março de 2020.

CHOW, Gregory C. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 591-605, 1960.

CORREA, C.A.; BASSO, L.F.C; NAKAMURA, W.T. A estrutura de capital das maiores empresas brasileiras: análise empírica das teorias de pecking order e trade-off usando panel data. **Revista de Administração Mackenzie**, v. 14, n. 4, 2013.

COSTA, C.C.M. Determinantes do desenvolvimento do setor agropecuário nos municípios. **Revista de Administração**, v. 48, n. 2, p. 295-309, 2013.

CVM. O mercado de valores mobiliários brasileiro. Comissão de Valores Mobiliários. 3. ed. Rio de Janeiro, 2014.

CVM. **História do Mercado de Capitais**. Portal do Investidor. Disponível em: http://www.investidor.gov.br/menu/Menu_Academico/O_Mercado_de_valores_mobiliarios_brasileiro/Historia_Mercado-Capitais.html. Acesso em: 03 de abril de 2019.

DAVIS, John H.; GOLDBERG, Ray A. **A concept of agribusiness**. Division of research. Graduate School of Business Administration. Boston: Harvard University, p.2, 1957.

DEVINE, Kevin et al. An examination of quarterly financial ratio stability: implications for financial decision making. **Journal of Applied Business Research**, v. 11, n. 1, p. 81-97, 1995.

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

ELD JUNIOR, W. Custo e estrutura de capital: o comportamento das empresas brasileiras. **Revista de Administração de Empresas**, v. 36, n. 4, p. 51-59, 1996.

FABOZZI, Frank J.; FONFEDER, Robert. Have you seen any good quarterly statements lately? **The Journal of Portfolio Management**, v. 9, n. 2, p. 71-74, 1983.

FAMA, Eugene F.; FRENCH, Kenneth R. Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt. **The Review of Financial Studies**, v. 15, n. 1, p. 1-33, 2002.

FERRI, Michael G.; JONES, Wesley H. Determinants of financial structure: A new methodological approach. **The Journal of Finance**, v. 34, n. 3, p. 631-644, 1979.

FRANK, Murray Z.; GOYAL, Vidhan K. **Trade-off and pecking order theories of debt**. In: Handbook of empirical corporate finance. Elsevier, 2008. p. 135-202.

FRANK, Murray Z.; GOYAL, Vidhan K. Capital structure decisions: which factors are reliably important? **Financial Management**, v. 38, n. 1, p. 1-37, 2009.

GAUD, P. The capital structure of Swiss companies: an empirical analysis using dynamic panel data. **European Financial Management**, v. 11, n. 1, p. 51-69, 2005.

GOMES, G. L.; LEAL, R.P.C. **Determinantes da estrutura de capitais das empresas brasileiras com ações negociadas em bolsas de valores**. Finanças Corporativas. São Paulo: Atlas, 2001.

GONÇALVES, F.; MARQUES, Thiago; RIBEIRO, Kárem. Estrutura de capital e geração de valor no setor do agronegócio: um estudo sobre as empresas listadas na BM&F BOVESPA. **FACEF Pesquisa-Desenvolvimento e Gestão**, v. 16, n. 3, 2013.

HARRIS, Milton; RAVIV, Artur. The theory of capital structure. **The Journal of Finance**, v. 46, n. 1, p. 297-355, 1991.

HAUSMAN, Jerry A. Specification tests in econometrics. *Econometrica*: **Journal of the Econometric Society**, p. 1251-1271, 1978.

HOECHLE, Daniel. Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. **The Stata Journal**, v. 7, n. 3, p. 281-312, 2007.

JENSEN, Michael C.; MECKLING, William H. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. **Journal of Financial Economics**, v. 3, n. 4, p. 305-360, 1976.

JORGE, Susana; ARMADA, Manuel José da Rocha. Factores determinantes do endividamento: uma análise em painel. **Revista de Administração Contemporânea**, v. 5, n. 2, p. 9-31, 2001.

KRONBAUER, Clóvis Antônio et al. Estrutura de capital de empresas do agronegócio: análise do endividamento geral e financeiro no período de 2004 a 2011. **ABCustos**, v. 8, n. 1, 2013.

LIMA, Mônica R.; BRITO, Ricardo D. O que Determina a Estrutura de Capital no Brasil? In: **Encontro Brasileiro de Finanças**, v. 3, 2003.

MARTINS, H. H.; GOES, T. H. M., SHIKIDA, P. F. A., GIMENES, R. M. T., & PIACENTI, C. A. (2015). Estrutura de capital e alavancagem financeira de empresas da agroindústria canavieira um estudo multicaso para o Centro-Oeste. **Gestão & Regionalidade**, v. 31, n. 93, 2015.

MODIGLIANI, Franco; MILLER, Merton H. The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. **The American Economic Review**, v. 1, p. 3, 1958.

MODIGLIANI, Franco; MILLER, Merton H. Corporate income taxes and the cost of capital: a correction. **The American Economic Review**, v. 53, n. 3, p. 433-443, 1963.

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

MYERS, Stewart C. Capital structure. **Journal of Economic Perspectives**, v. 15, n. 2, p. 81-102, 2001.

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

NAKAMURA, W.T. et al. Determinantes de estrutura de capital no mercado brasileiro: análise de regressão com painel de dados no período 1999-2003. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 18, n. 44, p. 72-85, 2007.

NASCIMENTO, Marcelo L. Financiamento: Importância para o Crescimento Econômico, Condicionantes e Análise do Caso Brasileiro. **Dissertação** (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo. São Paulo, 2004.

NEWELL, Gale E. Is Quarterly Financial Data Adequate for Investment Decision Making? **Financial Analysts Journal**, v. 25, n. 6, p. 37-43, 1969.

NISYAMA, Edelcio Koitiro; NAKAMURA, Wilson Toshiro. Pesquisas internacionais recentes em estrutura de capital. **Revista de Administração de Roraima-RARR**, v. 5, n. 1, p. 105-122, 2015.

OZKAN, Aydin. Determinants of capital structure and adjustment to long run target: evidence from UK company panel data. **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 28, n. 1-2, p. 175-198, 2001.

PEROBELLI, Fernanda Finotti Cordeiro; FAMÁ, Rubens. Fatores determinantes da estrutura de capital para empresas latino-americanas. **Revista de Administração Contemporânea**, v. 7, n. 1, p. 9-35, 2003.

PRAJAPATI, M. R.; SINGH, R. A. A study on capital structure analysis of food processing industry in India. **International Journal of Business Management**, vol. 10, n. 4, 2020.

RAJAN, Raghuram G.; ZINGALES, Luigi. What do we know about capital structure? Some evidence from international data. **The Journal of Finance**, v. 50, n. 5, p. 1421-1460, 1995.

ROODMAN, David. How to Do xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata. **Stata Journal**, v.9 (1), p.86-136, 2009a.

ROODMAN, David. A Note on the Theme of Too Many Instruments. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.71(1),p.135-158,2009b.

ROSS, Stephen A. The determination of financial structure: the incentive-signalling approach. **The Bell Journal of Economics**, p. 23-40, 1977.

SARGAN, John D. The estimation of economic relationships using instrumental variables. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 393-415, 1958.

STIGLITZ, J. E. Some aspects of the pure theory of corporate finance: bankruptcies and takeovers, Bell. **Journal of Economics and Management Science**, v. 3, n. 2, p. 458-482, 1972.

TEDESCHI, Piero. Estrutura de Capital: uma investigação sobre seus determinantes no Brasil. 1997. **Tese** de Doutorado, Fundação Getúlio Vargas, 1997. 143 p.

TITMAN, Sheridan; WESSELS, Roberto. The determinants of capital structure choice. **The Journal of finance**, v. 43, n. 1, p. 1-19, 1988.

WHITE, Halbert et al. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. **econometrica**, v. 48, n. 4, p. 817-838, 1980.

ZYLBERSZTAJN, Decio. Agribusiness systems analysis: origin, evolution and research perspectives. **Revista de Administração** (São Paulo), v. 52, n. 1, p. 114-117, 2017.

Endereço dos Autores

Universidade Estadual de Maringá
Av. Colombo, 5790 – Jardim Universitário
Maringá – PR- Brasil
87020-900 –

APÊNDICES

Apêndice A - Teste de multicolinearidade, variáveis explicativas.

Variáveis	VIF	1/VIF
Ln(Rec)	1,77	0,564
Tang	1,62	0,616
Intang	1,35	0,739
Rent	1,70	0,589
Risc	1,47	0,681
Δ Cresc	1,38	0,723
Média VIF	1,55	

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: o VIF é indicativo de problemas de multicolinearidade se $VIF > 10$.

Apêndice B – Sinais esperados para variáveis explicativas.

Variável Explicativa	Teorias de estrutura de capital	
	Teoria <i>Trade-off</i>	Teoria <i>Pecking Order</i>
Tamanho da empresa	+	+
Tangibilidade dos ativos	+	-
Intangibilidade dos ativos	-	+
Rentabilidade	+	-
Risco	-	-
Crescimento	-	- OU + ¹

Fonte: Elaborado com base em Myers e Majluf (1984), Myers (1984) e Fama e French (2002).

Nota 1 – Na teoria *Pecking Order* versão simples o resultado positivo (+) é esperado, porém, Fama e French (2002) acrescentam que na versão complexa da teoria o resultado (-) é esperado.