

The use of derivatives and its impact on the value of agroindustrial firms in Brazil

Reception of originals: 10/16/2016
Release for publication: 01/04/2019

Rodrigo Lanna F. da Silveira

Doutor em Economia Aplicada pela Esalq/USP
Instituição: Instituto de Economia, Unicamp.
Endereço: Rua Pitágoras, 353. Cep 13083-857.
Barão Geraldo - Campinas/SP
E-mail: rlanna@unicamp.br

Camila Veneo C. Fonseca

Doutoranda em Teoria Econômica pelo IE/UNICAMP
Instituição: Instituto de Economia, Unicamp.
Endereço: Rua Pitágoras, 353. Cep 13083-857.
Barão Geraldo - Campinas/ SP.
E-mail: camilaveneo@yahoo.com.br

Fabiano Guasti Lima

Doutorado em Administração pela FEA/USP
Instituição: Universidade de São Paulo, FEA-RP.
Endereço: Avenida dos Bandeirantes, 3900
Monte Alegre, 14040900 - Ribeirão Preto/SP
E-mail: fgl@usp.br

Abstract

Derivatives are contracts that allow users to purchase an asset on a future date at a prearranged price, protecting from exposure to financial fluctuations of their production costs and revenues caused by, for example, changes in the price of inputs and/or the exchange rate. This study evaluated the use of derivative contracts, using a sample of 42 Brazilian agroindustrial firms during the period 2004-2014 and its impact on firm value. Using panel data methods and Tobin's Q as a proxy for firm value, results indicated that the use of derivatives had no impact on firm value. Conversely, there was evidence of positive relation between firm value and firm size, along with firm value and profitability. In addition, results suggested an increasing use of such contracts in 2014, reaching 60% of the sample, especially by largest and most liquid agroindustrial corporations.

Keywords: Derivative contracts. Agroindustrial corporations. Firm value.

1. Introdução

A qualidade das decisões operacionais, financeiras e estratégicas, determina, em geral, o valor de mercado de uma corporação. A correta execução de tais decisões, no entanto, não é uma tarefa trivial, já que é influenciada por diversos tipos de riscos, os quais são inerentes ao negócio e ao ambiente em que a empresa está inserida. Neste sentido, torna-se essencial, para a continuidade da atividade produtiva da companhia e a sua valorização, a identificação, mensuração e tratamento dos riscos aos quais está exposta, bem como o respectivo monitoramento das operações desenvolvidas para administrar tais riscos (Bacic et al., 2010).

Na esfera financeira, Jorion (2004) aponta cinco diferentes tipos de risco aos quais uma companhia está exposta: de crédito, operacional, de liquidez, legal e de mercado. Este último se refere às possíveis variações nos preços dos produtos com os quais a empresa opera, assim como nos indicadores financeiros (taxas de juros e de câmbio) que impactam componentes do ativo e/ou passivo da corporação. Ao identificar e avaliar o grau de sensibilidade das contas da empresa diante de oscilações das variáveis acima descritas, recomenda-se a elaboração e a execução de uma política de gestão dos riscos de preço.

Neste contexto, uma das alternativas que se coloca é o uso de contratos de derivativos. A partir de tais instrumentos, torna-se possível realizar transações com liquidação futura, fixando, no presente, um preço de compra ou de venda (operação denominada de *hedge*). Assim, a corporação garante proteção contra flutuações dos custos de produção e de sua receita ao travar, por exemplo, o preço de um insumo e/ou da taxa de câmbio.

Conforme Jin e Jorion (2004), duas correntes teóricas explicam a razão pela qual as corporações utilizam os instrumentos financeiros acima citados para gerenciamento dos riscos de preço. A primeira tem base na maximização do valor de mercado da empresa. Com a redução da volatilidade dos fluxos de caixa, as operações de *hedge* com derivativos elevariam o valor das ações da companhia ao: diminuir possíveis custos de dificuldades financeiras, aumentar sua capacidade de endividamento e minimizar problemas de *underinvestment* (Smith e Stulz, 1985; Froot et al., 1993; Nance *et al.*, 1993). Por outro lado, uma segunda corrente teórica defende que a gestão do risco não impacta o valor de mercado das empresas. Neste caso, a prática do *hedging* seria resultado de uma busca por parte dos gestores pela maximização de sua função utilidade, dada a sua própria aversão ao risco. Aponta-se ainda

que a implantação de uma estratégia de *hedge* sinalizaria as habilidades gerenciais dos gestores ao público externo (Stulz, 1990, Jin e Jorion, 2004). Entretanto, Bartram *et al.* (2009) mostraram que nenhum desses fatores explica significativamente os determinantes do uso dos derivativos. Para os autores, a decisão da utilização desses títulos é feita de forma endógena, intuitiva e em conjunto com outras decisões operacionais e financeiras (relacionadas à forma de endividamento, estrutura dos ativos, política de dividendos e maturidade dos débitos).

Neste contexto, o presente artigo tem o objetivo de avaliar o impacto do uso de contratos de derivativos sobre o valor de 49 empresas não financeiras brasileiras de capital aberto atuantes em diferentes setores agroindustriais (alimentos/bebidas, agropecuária, têxtil e papel/celulose) no período entre 2009 e 2014. O início em 2009 se justifica por corresponder a um período pós-crise do *subprime* e pós-estabelecimento e consolidação das novas regras contábeis em torno da adoção do IFRS (International Financial Reporting Standards), sob a Lei nº 11.638/2007.

O estudo busca, assim, fornecer novas evidências empíricas sobre o impacto do uso de contratos de derivativos sobre o valor de empresas não financeiras, evidenciando se seria essa a principal razão pela qual tais instrumentos financeiros são utilizados. Tal análise demonstra-se particularmente relevante diante de um cenário caracterizado pela alta volatilidade dos indicadores financeiros (taxas de câmbio e juros) e dos preços de diversas commodities, em boa medida explicado pela crescente globalização e integração financeira, produtiva e comercial da economia mundial. Tais oscilações têm o potencial de causar relevantes mudanças nos custos de produção, nas receitas e no endividamento das companhias, evidenciando a importância de pesquisas sobre o uso dos contratos de derivativos na gestão dos riscos aos quais as empresas estão sujeitas. O foco da presente análise nas empresas agroindustriais se justifica pela importância do agronegócio no Brasil. Além de representar cerca de um quarto do Produto Interno Bruto (PIB) do País, este setor é responsável pela geração de grande parte das divisas externas, além de ser um importante gerador de empregos.

2. Revisão de Literatura

A análise da influência do uso dos instrumentos derivativos no valor de corporações não financeiras tem sido estudada em diferentes mercados mundiais. Com foco nas análises

realizadas a partir do ano de 2000, o Quadro 1 apresenta um panorama geral das pesquisas nesta temática.

Diversos estudos concentraram as análises no mercado norte-americano. Allayannis e Weston (2001), por exemplo, avaliaram o impacto do uso de derivativos de moedas em 720 companhias não financeiras entre 1990 e 1995. Com o uso de técnicas econométricas de dados de painel, os autores observaram que empresas usuárias de derivativos de câmbio tiveram um valor de mercado superior ao daquelas que não fizeram uso de tais instrumentos. O estudo de Nelson et al. (2005), por sua vez, verificou o desempenho das ações das empresas que utilizaram ou não contratos de derivativos para *hedge* entre 1995 e 1999. De uma amostra total de 5.770 empresas, cerca de 22% das empresas transacionaram derivativos no período em estudo, sendo tais papéis atrelados especialmente à taxa de juros e às moedas. Tais companhias tiveram uma performance, em média, 4,3% a.a. superior à das demais corporações. Adicionalmente, Fauver e Naranjo (2010), a partir de uma amostra 1.746 empresas norte-americanas no período entre 1991 a 2000 e com a aplicação de modelos logit e técnicas de regressão multivariadas, concluíram que, para empresas com maiores custos de agência e de monitoramento, o uso de derivativos teve um impacto negativo no valor.

Algumas pesquisas avaliaram a questão acima citada em setores específicos da economia dos EUA. Carter et al. (2006) focaram a análise em 28 companhias aéreas norte-americanas, verificando o uso de derivativos de combustível no período entre 1992 e 2003. De forma geral, os resultados da aplicação de técnicas de regressão apontaram que a prática do *hedging* foi positivamente relacionada ao valor de mercado destas empresas, existindo um Q de Tobin superior entre 5% a 10%, em média, para empresas que fizeram gestão de risco do preço do combustível. Adicionalmente, os autores verificaram que as corporações maiores, com menor endividamento e com melhores classificações de crédito apresentaram-se mais ativas na gestão deste tipo de risco. O setor de óleo e gás foi analisado por Jin e Jorion (2006), a partir de uma amostra de 199 empresas norte-americanas no período 1998-2001. Com o uso de testes econométricos univariados e multivariados, os autores observaram que a prática do *hedging* não impactou o valor de mercado de tais corporações. Hoyt e Liebenberg (2011) exploraram tal temática considerando 275 seguradoras norte-americanas. Os resultados das análises econométricas apontaram para uma relação positiva entre adoção de práticas de gestão de risco e valor da empresa, com Q de Tobin apresentando-se cerca de 20% superior nas corporações que fizeram uso de derivativos. Já o estudo de Pérez-Gonzalez e Yun (2013)

concentrou a análise em 203 corporações norte-americanas do setor de geração e distribuição de energia elétrica e gás natural. Mediante técnicas de dados de painel, verificou-se que empresas com políticas ativas de gestão de risco, considerando-se o uso de derivativos de clima, tiveram maior valor de mercado em relação às demais.

Pesquisas nesta temática também foram desenvolvidas com amostra de empresas europeias. A partir de dados de 462 corporações suecas, entre 1997 e 2001, Pramborg (2004) fez uso de regressões *cross-sectional* e constatou que a utilização de derivativos teve efeito positivo sobre o valor de mercado das empresas. Khediri e Folus (2010) investigaram tal relação em 320 corporações francesas no ano de 2001. Análises univariadas mostraram que empresas usuárias de derivativos tiveram menor valor de mercado, sendo que testes multivariados não apontaram para diferenças estatisticamente significativas. Clark e Mefteh (2010), a partir de uma amostra de 176 grandes empresas não financeiras francesas no ano de 2004 e utilizando técnicas de regressão multivariadas, indicaram para uma relação positiva entre valor da empresa e uso de derivativos. O estudo de Panaretou (2014), por sua vez, teve como base 350 corporações inglesas no período 2003-2010. Os resultados das estimações também mostraram que o uso de derivativos de moedas teve impacto positivo no valor de mercado das empresas da amostra.

Vale ainda observar que outros mercados foram analisados, tais como o da África do Sul (Walker et al., 2014) e da Austrália (Nguyen e Faff, 2010), não existindo consenso nos resultados. No Brasil, três trabalhos recentes podem ser destacados. Rossi Júnior (2008) explorou esta temática considerando 175 empresas brasileiras de capital aberto, entre 1996 e 2006. Mediante a aplicação de métodos paramétricos e não paramétricos (*propensity score matching*), o autor observou que a utilização de derivativos agregou um prêmio de até 10% no valor das empresas. Os resultados de Ribeiro et al. (2013) foram similares. Mediante a análise de 267 companhias não financeiras, no período 2004-2007, os autores apontaram que empresas que utilizavam derivativos tiveram maior valor de mercado. Por outro lado, o trabalho de Serafini e Sheng (2011) avaliou o uso de derivativos cambiais em uma amostra de 48 empresas não financeiras de maior liquidez na bolsa brasileira no período 1999-2007. Com o uso de técnicas econométricas, não foi observada evidência de relação entre uso de derivativos e aumento no valor de mercado das corporações.

Quadro 1: Estudos recentes relativos ao impacto do uso de derivativos no valor de empresas.

Referência	Amostra	Período	Conclusões
Allayannis e Weston (2001)	720 empresas não financeiras dos EUA	90-95	Derivativos cambiais elevaram o valor das companhias
Pramborg (2004)	462 empresas suecas	97-01	Efeito positivo no valor a partir da realização de operações de hedge
Nelson, Moffitt e Affleck-Graves (2005)	1308 empresas dos EUA	95-99	Ações de empresas que usam derivativos tiveram maior performance
Carter, Rogers e Simkins (2006)	28 empresas aéreas dos EUA	92-03	Uso de derivativos é positivamente relacionado ao valor da empresa
Jin e Jorion (2006)	119 empresas de óleo e gás dos EUA	98-01	Empresas que realizam hedge não possuem aumento de valor
Rossi Júnior (2008)	175 empresas brasileiras de capital aberto	96-06	Uso de derivativos agregou um prêmio de até 10% no valor das empresas
Fauver e Naranjo (2010)	1746 empresas dos EUA	91-00	Relação inversa entre uso de derivativos e valor em empresas com problemas de agência e monitoramento.
Clark e Mefteh (2010)	176 empresas francesas não financeiras	2004	Uso de derivativos aumenta valor das empresas
Khediri e Folus (2010)	320 empresas francesas não financeiras	2001	Não observou relação entre uso de derivativos e aumento de valor das empresas
Serafini e Sheng (2011)	48 empresas não financeiras brasileiras	99-07	Não foi observada evidência de relação entre uso de derivativos cambiais e aumento no valor de mercado das corporações
Bartram, Brown e	Empresas não financeiras de 47 países	01-02	Uso de derivativos está associado com maior valor, retornos anormais

Conrad (2011)			e maiores lucros
Hoyt e Liebenberg (2011)	275 empresas seguradoras dos EUA	95-05	Gestão de risco eleva valor de mercado das empresas.
Pérez-Gonzalez e Yun (2013)	203 empresas do setor de geração e distribuição de energia elétrica e gás natural dos EUA	60-07	Política de gestão de risco ativa leva ao aumento do valor de mercado das empresas
Ribeiro et al. (2013)	267 empresas brasileiras não financeiras	04-07	Uso de derivativos exerce impacto positivo sobre o valor da firma
Walker et al (2014)	117 empresas da África do Sul	06-09	Inexistência de forte evidência entre valor de mercado e uso de derivativos
Panaretou (2014)	350 empresas da Inglaterra	03-10	Empresas que fizeram uso de derivativos e moeda tiveram apresentaram maior valor de mercado, sendo tal evidência não tão forte para os derivativos de juros.

3. Metodologia

Para verificar o impacto do uso de derivativos, assim como de outros atributos econômico-financeiros, sobre o valor das empresas agroindustriais, será realizada, além da análise descritiva, uma modelagem econométrica com dados em painel. A adoção de tal método de análise é justificada pela natureza da amostra. Por um lado, têm-se uma dimensão transversal, representada por 42 empresas; por outro, os dados são analisados no decorrer de um período de seis anos, o que configura também uma dimensão longitudinal. A combinação entre séries temporais e cortes transversais caracteriza um painel de dados, o que torna este tipo de modelagem a mais indicada para a análise de relações dinâmicas no tempo e no espaço (Wooldridge, 2002).

No modelo proposto neste trabalho, a unidade de estudo é a empresa, observada em diferentes momentos do tempo. Como é em relação ao seu comportamento que se pretende

fazer inferências, é pressuposta a heterogeneidade entre as unidades de corte transversal. Já os efeitos do tempo são interpretados como alterações discretas de estado e modelados como aspectos específicos do período em que ocorrem, não devendo exercer influência sobre os demais períodos de uma mesma unidade (Greene, 2011).

A relação estatística entre as variáveis de interesse pode ser preliminarmente representada por um modelo linear geral como o explicitado na equação (1):

$$VM_{it} = \beta_0 + \beta_1^T x_{1it} + \varepsilon_{it} \quad 1)$$

Em que, i representa a i -ésima unidade de corte transversal e t consiste no t -ésimo período de tempo. A variável dependente, VM_{it} , representa o valor de mercado da empresa i no ano t . O intercepto é representado por β_0 , β_1^T corresponde ao vetor de parâmetros, β_1 , transposto e x_{it} é um vetor ($k \times 1$) contendo k variáveis explicativas. O termo de erro do modelo é dado por ε_{it} .

Diferenças sistemáticas entre as empresas podem não ser capturadas pelas variáveis que compõem o vetor x_{it} . Ou seja, inúmeras idiosincrasias entre as unidades de corte transversal podem não ser observáveis, sendo, portanto, capturadas pelo termo de erro ε_{it} . Sendo assim, apesar de a inclusão das variáveis de controle ter por finalidade evitar a omissão de fatores de influência, determinadas características potencialmente relevantes podem permanecer não sendo observadas; ignorá-las, no entanto, introduziria inconsistência na estimação dos parâmetros.

O modelo linear geral demonstrado na equação (1) pode então ser estendido de modo a incorporar uma variável representativa de toda a heterogeneidade individual e constante ao longo do tempo. Este elemento específico às unidades de corte transversal, representado por α_i , é parte do termo de erro ε_{it} que, na nova formulação, é decomposto entre α_i e um elemento não sistemático, μ_{it} , combinado da série temporal e do corte transversal i – equação (2).

$$VM_{it} = \beta_0 + \beta_1^T x_{1it} + \alpha_i + \mu_{it} \quad 2)$$

Há duas abordagens principais para se estimar os parâmetros de modelos com dados em painel como o explicitado na equação (2): a dos Efeitos Fixos (EF-*Within*) e a dos Efeitos Aleatórios (EA-MQG). A principal diferença entre ambas reside na relação entre a

heterogeneidade não observada e as variáveis explicativas. O estimador de Efeitos Fixos considera que α_i é correlacionado com as variáveis explicativas sendo, portanto, um parâmetro a ser estimado pelo modelo. A maneira mais adequada de controlar a heterogeneidade individual, neste caso, é permitir que o intercepto de cada unidade de corte transversal varie conforme suas singularidades, exercendo, assim, efeitos (ou não) sobre a variável dependente do modelo, ainda que se considerem os coeficientes angulares constantes entre elas.

Já no método dos Efeitos Aleatórios pressupõe-se que a heterogeneidade individual de cada unidade é uma oscilação aleatória, em torno de um valor médio constante, indicado pelo intercepto do modelo. Ou seja, α_i é independente de todas as variáveis explicativas em todos os períodos de tempo e o intercepto uma variável aleatória que compõe o termo e não uma constante, como na abordagem anterior (Greene, 2011).

Uma vez que tais métodos estão sujeitos a problemas de endogeneidade causados, entre outros fatores, pela determinação simultânea das variáveis, optou-se pela especificação do modelo com regressores defasados de um período (com exceção das *dummies*). Ao tornar as variáveis independentes dos distúrbios estruturais subsequentes, minimiza-se o problema diagnosticado. Dessa forma, as variáveis em questão podem ser tratadas, ao menos assintoticamente, como exógenas, possibilitando o cálculo de estatísticas consistentes (Greene, 1997; Fama; French, 2002). A equação (3) apresenta o modelo a ser estimado:

$$Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 DER_{it} + \beta_2^T x_{1it-1} + \alpha_i + \mu_{it} \quad 3)$$

Em que $E[\mu_{it}] = E[\alpha_i] = 0$, onde i representa a empresa e t o ano. A variável dependente, Q_{it} , consiste no Q de Tobin da empresa i no momento t . A variável DER_{it} , por sua vez, é a variável de interesse, uma *dummy* que assume valor igual a um no caso da empresa i utilizar tais contratos no respectivo ano t e zero nos anos em que não exista tal uso. Já x_{1it-1} representa um vetor que contém as variáveis explicativas defasadas de um período, α_i é o efeito aleatório e μ_{it} o termo de erro.

Uma forma de eleger o método mais adequado para a estimação dos parâmetros do modelo é verificar a existência de correlação entre a heterogeneidade não observada e as variáveis explicativas por meio da comparação entre as estimativas obtidas por cada uma das abordagens indicadas. O teste aplicado com esta finalidade é o teste de Hausmanⁱⁱ cuja

hipótese nula é a de que as diferenças entre os coeficientes estimados pelo método dos Efeitos Fixos e dos Efeitos Aleatórios não são sistemáticas, ou seja, não são estatisticamente significantes. A rejeição da hipótese nula deve ser interpretada como evidência de correlação entre os efeitos individuais e os regressores, ou seja, como evidência contrária a estimação por Efeitos Aleatórios. Neste caso, a_i é considerado um parâmetro a ser estimado para cada empresa, tornando o modelo de efeitos fixos o mais adequado (Wooldridge, 2002).

Como *proxy* do valor da firma foi utilizada uma das medidas do Q de Tobin discutidas na literatura (Famá e Barros, 2000) – equação (4), sendo esta também utilizada, por exemplo, nos trabalhos de Shin e Stulz (2000) e Serafini e Sheng (2011).

$$Q = \frac{VMF + VCD}{AT} \quad (4)$$

Em que, VMF consiste no valor de mercado da firma, VCD se refere ao valor contábil das dívidas e AT é igual ao valor contábil dos ativos. Assim, enquanto o numerador da expressão representa uma *proxy* para o valor de mercado da companhia, o denominador indica o custo de reposição dos ativos.

A variável de interesse, como indicado anteriormente, é uma variável *dummy* que assume valor igual a um caso a companhia utilize derivativos e zero caso contrário. As informações se referem à utilização de qualquer tipo de derivativo, independentemente da exposição à qual a empresa pretendia mitigar – moeda, juros ou *commodities*. Nota-se, assim, que não foi considerado o tamanho da cobertura realizada. Segundo Serafini e Sheng (2011), uma vantagem desta metodologia é, ao eliminar o efeito do tamanho das operações praticadas, mitigar eventuais problemas de endogeneidade.

Apesar do estudo ter como objetivo avaliar a influência do uso de derivativos sobre o valor das empresas, tal inferência requer que os demais fatores potencialmente determinantes de tal valor sejam controlados. Neste sentido, como variáveis de controle, foram consideradas características específicas das companhias, sendo elas: tamanho, rentabilidade, nível de endividamento, liquidez e efeitos no tempo (Tabela 1).

Tabela 1: Síntese das variáveis explicativas utilizadas na pesquisa

Variável	Sigla	Fórmula	Relação esperada	Referências
Tamanho	TAM	$\ln(AT)$	Positiva	Allayannis e Weston (2001), Jin e Jorion (2004), Rossi Júnior (2008), Fauver e Naranjo (2010), Clark e Mefteh (2010), Serafini e Sheng (2011), Hoyt e Liebenberg (2011), Ribeiro et al. (2013) e Panaretou (2014)
Rentabilidade	RENT	$\frac{LL}{PL}$	Positiva	Serafini e Sheng (2011)
Endividamento	DIV	$\frac{Dívida}{AT}$	Negativa	Fauver e Naranjo (2010) e Ribeiro et al. (2013)
Liquidez	Liq	$\frac{AC}{PC}$	Positiva	Pramborg (2004), Rossi Júnior (2008), Serafini e Sheng (2011) e Ribeiro et al (2013)
Derivativos	DER	Dummy	Positiva	Allayannis e Weston (2001), Pramborg (2004), Carter et al. (2006), Clark e Mefteh (2010), Hoyt e Liebenberg (2011), Bartram et al. (2011), Ribeiro et al. (2013), Pérez-Gonzalez e Yun (2013) e Panaretou (2014)

A *proxy* representativa do atributo tamanho foi o logaritmo do ativo total das empresas. Em primeiro lugar, empresas maiores possuem maiores chances de utilizar derivativos tendo em vista os altos custos fixos iniciais do *hedging* (Allayannis e Weston, 2001; Panaretou, 2014). Além disso, estas corporações costumam obter maior lucratividade, atrair profissionais mais qualificados, assim como possuir uma maior *expertise* no gerenciamento de projetos (Rossi Júnior, 2008; Ribeiro et al., 2013). Apesar de não existir consenso quanto à influência do tamanho sobre o valor da empresa (Allayannis e Weston, 2001; Jin e Jorion 2006), o resultado esperado é que grandes empresas tenham maior valor.

O atributo rentabilidade foi mensurado pelo retorno sobre o patrimônio (*return on equity*, ROE), obtido pela razão entre lucro líquido e patrimônio líquido. Companhias com maior retorno têm uma probabilidade menor de emitir títulos arriscados e/ou suspender investimentos promissores. Adicionalmente, empresas rentáveis tendem ser negociadas com um prêmio superior (Allayannis e Weston, 2001; Rossi Júnior, 2008; Hoyt e Liebenberg, 2011; Panaretou, 2014). Dessa forma, espera-se que quanto maior a rentabilidade, maior o valor da companhia.

Os modelos baseados na teoria da agência, argumentam que a emissão de dívidas, ao reduzir o fluxo de caixa livre sob arbítrio do gestor e aumentar a participação relativa dos mesmos no capital da empresa, mitiga os custos de agência do capital próprio (Jensen, 1986). Além disso, o pagamento de juros, nos casos em que há deduções fiscais, pode exercer um

impacto positivo sobre o Q de Tobin. Por outro lado, empresas mais endividadas comprometem, *ceteris paribus*, parcela maior dos seus resultados com o pagamento de juros e amortizações, o que, ao aumentar o risco de falência, pode reduzir o valor da empresa (Hoyt e Liebenberg, 2011; Clark e Mefteh, 2010). A variável ‘endividamento’ foi obtida pela razão entre a dívida e o ativo totais e o resultado esperado é o de que o Q de Tobin seja negativamente influenciado pela mesma.

O fator liquidez consiste no índice de liquidez corrente, tendo sido mensurado pela divisão entre o ativo circulante e o passivo circulante (Pramborg, 2004). Empresas mais líquidas tendem a ter maior probabilidade de investir em projetos com valor presente líquido (VPL) negativo uma vez que dispõem de maior fluxo de caixa livre (Jensen, 1986). Por outro lado, a liquidez pode exercer uma influência positiva sobre as expectativas dos agentes de mercado, ampliando o valor pelo qual as ações são transacionadas. Neste trabalho, espera-se que a liquidez tenha uma influência positiva sobre o valor das companhias.

Foram incluídas ainda variáveis *dummies* referentes ao ano – assume valor igual a um no t -ésimo ano e zero nos demais – com o objetivo de captar os chamados ‘efeitos fixos do tempo’ geradores de correlação seccional. No caso deste trabalho, os efeitos fixos podem ser apreendidos como ciclos de negócios, choques macroeconômicos, alterações no arcabouço jurídico-institucional, alterações nas políticas fiscal e monetária, restrições ao fluxo de capitais ou qualquer outra variação econômica, capaz de desviar o valor da empresa do seu equivalente de longo prazo durante o período analisado (Rossi Júnior, 2008, Ribeiro et al, 2013).

Vale ainda observar que análises, preliminares à estimação do modelo de dados em painel, foram realizadas. Estatísticas descritivas e testes de hipóteses foram aplicados para avaliar a evolução do uso dos contratos de derivativos e caracterizar as empresas agroindustriais usuárias destes instrumentos. Além disso, um modelo Logit foi estimado com intuito de avaliar com maior profundidade o perfil das empresas usuárias de derivativos. Definiu-se como variável dependente a *dummy DER* (uso de derivativos), enquanto as variáveis explicativas consistiram nas *dummies* de ano, tamanho da companhia e índices relativos ao endividamento, rentabilidade e liquidez das corporações – Tabela 1.

Os indicadores financeiros e características das empresas utilizados no modelo foram obtidos a partir do Balanço Patrimonial (BP) e do Demonstrativo de Resultado do Exercício

(DRE), disponíveis no software Economática. Já as informações sobre uso de derivativos foram retiradas das notas explicativas relativas aos balanços das empresas.

A amostra do estudo compreende 42 corporações de capital aberto pertencentes ao setor agroindustrial, com ações negociadas na bolsa brasileira B3 (Brasil, Bolsa e Balcão), no período entre 2009 e 2014ⁱⁱⁱ. A Tabela 2 apresenta a quantidade de empresas da amostra em cada um dos setores envolvidos no agronegócio.

Alguns indicadores não puderam ser calculados para determinadas empresas em certos anos – ver nota *iii*. De modo a obter o maior número de observações possíveis, foram mantidas empresas que não possuíam informações completas para todos os anos do período analisado. As variáveis que não puderam ser calculadas foram consideradas *missings* nas análises estatísticas, caracterizando a amostra como um painel não balanceado^{iv}.

Tabela 2: Quantidade de empresas da amostra em cada um dos setores analisados.

Setor	Número de empresas
Agro/Pesca	4
Alimentos/bebidas	14
Papel/celulose	4
Têxtil	20
Total	42

4. Análise dos Resultados

A Tabela 3 apresenta a evolução do uso de derivativos nas empresas agroindustriais de capital aberto na B3 entre 2009 e 2014. Observa-se que a proporção de usuários teve aumento significativo no período assinalado, passando de um total de 16 empresas em 2009 para 25 em 2014, sob uma amostra total de 42 companhias. Ou seja, a proporção de usuários se elevou de aproximadamente 38% para 60% no período. Três dos quatro setores analisados (Agro/pesca, Alimentos/bebidas e Têxtil) apresentaram uma proporção de usuários superior a 50% em 2014, sendo que, em 2009, tais percentuais foram iguais ou inferiores a 50%. Este percentual é bem próximo do apontado por Ribeiro et al. (2013), a partir de uma amostra de 267 empresas nacionais de capital aberto. Para o período 2004-2007, os autores mostraram que, em média, 40% das corporações brasileiras fizeram uso deste tipo de instrumento. Já Serafini

e Sheng (2011), baseando-se somente em derivativos cambiais, observaram uma proporção de aproximadamente 30% de empresas usuárias entre 2000 e 2006.

Tabela 3: Evolução do uso de contratos de derivativos pelas agroindústrias entre 2009-2014.

	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Total de empresas (<i>n</i>)	42	42	42	42	42	42
Usuários (%)	38,1%	42,9%	52,4%	40,5%	42,9%	59,5%
Setores						
Agro/pesca (<i>n</i>)	4	4	4	4	4	4
Usuários (%)	50,0%	75,0%	75,0%	25,0%	50,0%	75,0%
Alimentos/bebidas (<i>n</i>)	14	14	14	14	14	14
Usuários (%)	50,0%	42,9%	50,0%	57,1%	64,3%	71,4%
Papel/celulose (<i>n</i>)	4	4	4	4	4	4
Usuários (%)	50,0%	50,0%	75,0%	25,0%	25,0%	25,0%
Têxtil (<i>n</i>)	20	20	20	20	20	20
Usuários (%)	25,0%	35,0%	45,0%	35,0%	30,0%	55,0%

Fonte: Resultados da pesquisa

Avaliando o perfil das agroindústrias usuárias de contratos de derivativos frente ao grupo que não utiliza tais papéis, verifica-se que este primeiro conjunto de empresas teve, em geral, a variável tamanho (*TAM*) estatisticamente superior frente ao segundo grupo (Tabela 4). Em relação ao valor de mercado, constata-se que as empresas usuárias possuíram um maior *Q* de Tobin, exceto nos anos 2010 e 2011. As demais variáveis não apresentaram diferenças estatisticamente significativas consistentes ao longo do tempo.

Tabela 4: Perfil da amostra quanto ao uso de derivativos ao longo do tempo

		2009	2010	2011	2012	2013	2014
<i>TAM</i>	<i>Y</i> = 1	15,20	15,12	14,77	15,48	15,60	15,45
	<i>Y</i> = 0	12,88	13,42	13,78	13,67	13,74	13,29
	<i>p</i> -valor	0,00	0,00	0,04	0,00	0,00	0,00
<i>LIQ</i>	<i>Y</i> = 1	2,31	2,05	2,13	2,04	1,99	1,96
	<i>Y</i> = 0	2,01	1,94	1,89	1,90	1,73	1,87
	<i>p</i> -valor	0,24	0,37	0,28	0,33	0,24	0,41
<i>DIV</i>	<i>Y</i> = 1	32,51	27,07	31,81	28,35	27,74	31,50
	<i>Y</i> = 0	20,44	23,55	24,95	31,14	31,60	30,26
	<i>p</i> -valor	0,02	0,24	0,12	0,32	0,26	0,42
<i>RENT</i>	<i>Y</i> = 1	12,61	7,54	- 2,72	6,34	8,25	- 0,43

	Y = 0	11,42	-2,36	8,71	-11,04	-2,13	2,59
	p-valor	0,41	0,19	0,13	0,12	0,16	0,38
Q	Y = 1	1,42	1,12	1,12	1,88	1,96	1,42
	Y = 0	1,03	1,33	1,55	1,18	1,01	0,98
	p-valor	0,04	0,25	0,14	0,06	0,00	0,01

Fonte: Resultados da pesquisa

De forma a aprofundar a análise acerca do perfil das empresas usuárias de contratos de derivativos, estimou-se um modelo Logit, em que a variável dependente se baseou em uma *dummy* indicativa do uso ou não de derivativos. As variáveis explicativas consistiram nas mesmas indicadas na Tabela 1 – endividamento (*DIV*), rentabilidade (*RENT*), tamanho (*TAM*) e índice de liquidez (*LIQ*), além de *dummies* de ano. Os resultados apresentados na Tabela 5 mostram que, quanto maior a empresa, maior a probabilidade de se utilizar tais contratos. Além disso, verificou-se que empresas com maiores índices de liquidez tendem a fazer maior uso de derivativos.

Adicionalmente, observa-se um crescimento estatisticamente significativo do uso de derivativos em 2014. Tal tendência pode ter relação com o aumento da percepção do risco cambial por parte da gerência das corporações nacionais. A partir do final de 2011, a taxa de câmbio iniciou um forte movimento altista, implicando uma maior volatilidade das cotações – enquanto a taxa média de compra em dezembro de 2010 foi de R\$1,69/US\$, esta passou para R\$1,83/US\$ em dezembro de 2011, seguindo sua ascensão para R\$2,07 (dez/12), R\$2,34/US\$ (dez/13) e R\$2,64/US\$ (dez/14).

Tabela 5: Características das empresas que utilizam derivativos.

Variável	Coefficiente
C	-1,7156 ***
DIV	0,0010
RENT	0,0005 ***
TAM	0,1397 ***
LIQ	0,0418 *
2010	0,0736
2011	0,1382
2012	0,0296
2013	0,0005
2014	0,1726 **
R ²	0,2883
R ² ajustado	0,2632
Estatística F	11,482
Prob. (Estatística F)	0,0000

Durbin-Watson 1,8749
 Notas: os símbolos ***, ** e * denotam a significância estatística das estimativas nos níveis 1%, 5% e 10%, respectivamente.
 Fonte: Resultados da pesquisa

Os resultados relativos aos determinantes do valor das empresas estão presentes na Tabela 6. O modelo foi estimado por três métodos: Mínimos Quadrados Ordinários (*pooled-OLS*), Efeitos Fixos (*EF-Within*) e Efeitos Aleatórios (*EA-MQG*).

Os testes *F* e *BP* (teste de Breusch-Pagan do tipo Multiplicador de Lagrange) mensuram a relevância estatística conjunta dos efeitos individuais específicos, α_i (GREENE, 2007). Em ambos os casos são apresentadas as estatísticas de teste (com distribuição *F* no primeiro caso e qui-quadrado no segundo). O resultado de ambos os testes leva à rejeição da hipótese de irrelevância estatística dos efeitos específicos das empresas, ou seja, os modelos que incorporam explicitamente os efeitos não observados são provavelmente os mais adequados.

O teste de Hausman consiste em um teste indireto da hipótese de não correlação entre α_i e os regressores. A rejeição da hipótese nula fornece indícios de que os efeitos específicos das empresas são correlacionados com pelo menos um dos regressores incluídos no modelo e, portanto, que o estimador de Efeitos Fixos, mais robusto, é preferível. Por outro lado, a obtenção de níveis descritivos superiores a 10% sugere a melhor adequação do procedimento mais eficiente dos Efeitos Aleatórios. No caso deste trabalho, não é possível rejeitar a hipótese de que as diferenças entre os coeficientes estimados pelos dois métodos não são relevantes, o que sugere que o método *EA-MQG* é o mais adequado para a análise dos determinantes do valor das empresas agroindustriais brasileiras de capital aberto. Por esta razão, os resultados da estimação pelo método *EF-Within* não serão interpretados.

Tabela 6: Determinantes do valor das empresas (2009-2014)

Regressores	MQO	EA-MQG	EF- <i>Within</i>
	Coef.	Coef.	Coef.
<i>DER</i>	0,069	-0,099	-0,106
<i>RENT</i>	0,005 **	0,001 *	0,001
<i>DIV</i>	-0,006	-0,004	0,006
<i>LIQ</i>	0,020	0,021	0,006
<i>TAM</i>	0,111 **	0,073	0,218
2010	-0,254	0,064	0,071

2011	-0,170		0,028		0,048	
2012	0,048		0,258	**	0,227	*
2013	(omitida)		0,164	***	0,150	***
2014	-0,192	*	(omitida)		(omitida)	
C	-0,075		0,300		4,65	**
Número de obs,	166		166		166	
Estatística F	1,88	*	-		1,89	*
Breusch-Pagan	-		205,9	***	-	
Hausman (EA vs EF)	-		9,34			

Notas: os símbolos ***, ** e * denotam a significância estatística das estimativas nos níveis 1%, 5% e 10%, respectivamente.

No caso das estimações por EA-MQG e EF-*Within* os erros-padrão foram calculados utilizando-se dados agrupados por empresa e são, portanto, robustos a heterocedasticidade e autocorrelação.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Utilizando *pooled-OLS*, verifica-se que as variáveis rentabilidade (*RENT*) e tamanho (*TAM*) influenciaram positivamente o valor das empresas. A estimação pelo método dos Efeitos Aleatórios confirmou a variável *RENT* como fundamental para explicar o valor das companhias. Considerando estudos que focaram em empresas nacionais, este último resultado está de acordo com o obtido por Rossi Júnior (2008), Serafini e Sheng (2011) e Ribeiro et al. (2013).

Em relação à variável uso de derivativos (*DER*), esta não teve impacto estatisticamente significativo no valor das agroindústrias nacionais. Este resultado foi também observado por Jin e Jorion (2006) para firmas do setor de óleo e gás dos EUA, Khediri e Folus (2010) para empresas não financeiras franceses e Walker et al. (2014) para empresas sul-africanas. No mercado brasileiro, Serafini e Sheng (2011) obteve resultados similares considerando empresas não financeiras com atuação em diferentes setores econômicos.

O resultado acima exposto rejeita, portanto, a hipótese de que o uso de derivativos necessariamente aumenta o valor da empresa, apontando que, no mínimo, o prêmio de valor por tal uso depende da natureza do risco ao qual a corporação está exposta e da forma pela qual a firma está gerenciando sua exposição (Jin e Jorion, 2006).

5. Conclusões

Dentre os riscos financeiros com os quais uma corporação se defronta, as oscilações de preços possuem um significativo potencial de impacto sobre o fluxo de caixa. Uma das formas de gerenciamento deste tipo de risco, denominado risco de mercado, tem base no uso de contratos de derivativos (termo, futuros, opções e *swaps*). Para tanto, recomenda-se que uma política de *hedge* seja formulada de modo a identificar os fatores de risco, mensurar o tamanho da exposição, avaliar o instrumento de proteção e monitorar a operação efetuada.

Considerando empresas não financeiras e assumindo que estas utilizam derivativos com fins de proteção, vários estudos têm observado que o uso de tais instrumentos está associado à ideia de que estes levam a um maior valor de mercado, visto que reduzem as oscilações do fluxo de caixa e, conseqüentemente, diminuem custos de falência e problemas de *underinvestment*. Neste contexto, o presente artigo avaliou o impacto do uso de contratos de derivativos sobre o valor de 42 empresas agroindustriais brasileiras de capital aberto entre 2009 e 2014, dada a importância deste setor para a economia nacional.

Ao longo do período assinalado, observou-se um forte crescimento do uso destes contratos pelas agroindústrias, atingindo uma proporção de usuárias próxima a 60%. Verificou-se também que, em geral, a utilização deste tipo de instrumento de gestão de risco esteve associada às empresas maiores e mais líquidas.

Quanto à relação entre valor da empresa e uso de derivativos, testes de hipóteses mostraram que o Q de Tobin das corporações usuárias foi superior às não usuárias na maior parte do período analisado. No entanto, a partir do uso de técnicas econométricas de dados de painel, os resultados indicaram não haver evidências de que o uso de derivativos aumente o valor das empresas da amostra. Cabe ainda notar que as variáveis rentabilidade e tamanho se mostraram determinantes do valor das agroindústrias brasileiras de capital aberto no período 2009-2014.

De modo geral, a presente pesquisa avança no estudo acerca da utilização de derivativos em empresas não financeiras, tendo como foco as corporações agroindustriais brasileiras. Os resultados obtidos e as análises realizadas fornecem elementos adicionais sobre a evolução do uso de tais contratos e o perfil das agroindústrias usuárias. Adicionalmente, as evidências apontadas pelo estudo não validam a hipótese que a gestão de risco mediante uso

de derivativos agrega valor à companhia. Diante das pesquisas já conduzidas, apresentadas na seção de revisão de literatura, este último resultado confirma que o tema é controverso, o que corrobora a importância de pesquisas futuras empíricas sobre o tema. Estas podem incluir análises do valor das empresas em diferenças a partir da decisão pelo uso de derivativos, além da utilização de outros métodos que levem em conta a endogeneidade entre as variáveis para um conjunto maior de dados. Adicionalmente, a variável uso de derivativos pode levar em conta a extensão em relação ao tamanho da corporação e o tipo da proteção (câmbio, juros ou commodity).

6. Referências

ALLAYANNIS, G.; WESTON, J. The use of foreign currency derivatives and market value. *The Review of Financial Studies*, v. 14, n. 1, p. 243-26, 2001.

BACIC, M. J., SILVEIRA, R. L. F., SOUZA, M. C. F. Gestão imprudente do risco financeiro como elemento de destruição de valor: uma reflexão a partir do uso de derivativos por empresas líderes brasileiras. *Revista del Instituto Internacional de Costos*, n. 6, p. 49-68, 2010.

BARTRAM, S. M.; BROWN, G. W.; FEHLE, F. R. International evidence on financial derivatives use. *Financial Management*, v. 38, n. 1, p. 185-206, 2009.

CARTER, D. A.; ROGERS, D. A.; SIMKINS, B. J. Hedging and value in the U.S. airline industry. *Journal of Applied Corporate Finance*, v. 18, n. 4, p. 21-33, 2006.

CLARK, E.; MEFTEH, S. Foreign currency derivatives use, firm value and the effect of the exposure profile: Evidence from France. *International Journal of Business*, v. 15, n. 2, p. 183-196, 2010.

FAMÁ, R.; BARROS, L. A. B. C. Q de Tobin e seu uso em finanças: aspectos metodológicos e conceituais. *Caderno de Pesquisas em Administração*, v. 7, n. 4, p. 27-46, 2000

FAUVER, L.; NARANJO, A. Derivative usage and firm value: The influence of agency costs and monitoring problems. *Journal of Corporate Finance*, v. 16, n. 5, p. 719-735, 2010.

- FROOT, K. A.; SCHARFSTEIN, D. S.; STEIN, J. C. Risk management: coordinating corporate investment and financing policies, *The Journal of Finance*, v. 48, n. 5, p. 1629-1658, 1993.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*, 7th ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall, 2011.
- GUJARATI, D. N. *Basic Econometrics*, 3rd ed. McGraw-Hill, Boston, MA, 2005.
- HOYT, R. E.; LIEBENBERG, A. P. The value of enterprise risk management. *Journal of Risk and Insurance*, v. 78, n. 4, p. 795-822, 2011.
- JIN, Y; JORION, P. Firm value and hedging: evidence from U.S. oil and gas producers. *The Journal of Finance*, v. 61, n. 2, p. 893-919, 2004.
- JORION, P. *Value at Risk*. 2º ed. São Paulo: BM&F, 2004.
- KHEDIRI, K. B.; FOLUS, D. Does hedging increase firm value? Evidence from French firms. *Applied Economics Letters*, v. 17, n. 10, p. 995-998, 2010.
- NANCE, D. R.; SMITH, C. W.; SMITHSON, C. W. On the Determinants of corporate hedging. *The Journal of Finance*, v. 48, n. 1, p. 267-284, 1993.
- NELSON, J. M.; MOFFITT, J. S.; AFFLECK-GRAVES, J. The impact of hedging on the market value of equity. *Journal of Corporate Finance*, v. 11, n. 5, p. 851-881, 2005.
- NGUYEN, H.; FAFF, R. Does the type of derivative instrument used by companies impact firm value? *Applied Economics Letters*, v. 17, n. 7, p. 681-683, 2010.
- PANARETOU, A. Corporate risk management and firm value: evidence from the UK market. *The European Journal of Finance*, v. 20, n. 12, p. 1161-1186, 2014
- PÉREZ-GONZÁLEZ, F.; YUN, H. Risk management and firm value: Evidence from weather derivatives. *The Journal of Finance*, v. 68, n. 5, p. 2143-2176, 2013.
- PRAMBORG, B. Derivatives hedging, geographical diversification, and firm market value. *Journal of Multinational Financial Management*, v. 14, n. 2, p. 117-133, 2004.
- RIBEIRO, P. L.; MACHADO, S. J.; ROSSI JÚNIOR, J. L. Swap, futuro e opções: impacto do uso de instrumentos derivativos sobre o valor das firmas brasileiras. *Revista de Administração Mackenzie*, v. 14, n. 1, p. 126-142, 2013.

ROSSI JÚNIOR, J. L. A utilização de derivativos agrega valor à firma? Um estudo do caso brasileiro. *Revista de Administração de Empresas*, v. 48, n. 4, p. 95-107, 2008.

SERAFINI, D. G., SHENG, H. H. O uso de derivativos da taxa de câmbio e o valor de mercado das empresas brasileiras listadas na Bovespa. *Revista de Administração Contemporânea*, v. 15, n. 2, p. 283-303, 2011.

SHIN, H.; STULZ, R. Firm value, risk and growth opportunities. *NBER Technical Working Paper*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 7808, 2000.

SMITH, W. C.; STULZ, M. R. The determinants of firms hedging policies. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 20, n. 4, p. 391-405, 1985.

STULZ, R. M. Managerial discretion and optimal financing policies. *Journal of Financial Economics*, v. 26, n. 1, p. 3-28, 1990.

WALKER, Q.; KRUGER, J.; MIGIRO, S.; SULAIMAN, L. A. Hedging and company value – a comparison between South Africa and United States of America. *Asian Journal of Business and Management*, v. 2, n. 6, p. 568-581, 2014.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: MIT Press, 2002.

7. Notas

ⁱ Alguns autores consideram, ainda, o efeito específico do tempo, decompondo o termo de erro do modelo linear geral em três elementos. No entanto, no caso particular do modelo desenvolvido nesta pesquisa, em consonância com inúmeros outros trabalhos, os impactos atribuídos à passagem do tempo comuns a todas as empresas serão captados pela inclusão de variáveis *dummies* de ano no vetor x_{it} .

ⁱⁱ A estatística utilizada no Teste de Hausman, também chamada de estatística m , tem uma distribuição χ^2 com k graus de liberdade, onde k é o número de fatores explanatórios do modelo.

ⁱⁱⁱ Da amostra inicial, composta por todas as empresas de capital aberto pertencentes ao setor agroindustrial, sete empresas foram excluídas por apresentarem patrimônio líquido negativo

no período de análise (Agrenco, Minupar, Schlosser, Tecelagem Blumenau, Tecelagem São Jose, Teka, Têxtil Renaux).

^{iv} Segundo Gujarati (2005), quando cada unidade de corte transversal possui o mesmo número de observações de séries temporais, o painel é denominado painel equilibrado (balanceado). Analogamente, se existirem observações faltantes, ou seja, o número de observações diferir entre as unidades de corte transversal, tem-se um painel desequilibrado (desbalanceado).