PREÇOS AGRÍCOLAS E RETORNOS DAS AÇÕES DE EMPRESAS DO AGRONEGÓCIO BRASILEIRO

AGRICULTURAL PRICES AND RETURNS ON BRAZILIAN AGRIBUSINESS COMPANY SHARES

João Paulo Silva¹
Odilon José de Oliveira Neto²
Reginaldo Santana Figueiredo³

Resumo

Este estudo verificou a existência ou não de relação de longo prazo entre a variação dos preços das commodities agrícolas produzidas no Brasil e os retornos das ações das principais empresas de capital aberto do agronegócio negociadas na Brasil, Bolsa, Balcão (B3). A verificação do relacionamento entre os retornos das ações e as variações de preços das commodities agrícolas passou por análises de cointegração, causalidade agregada à aplicação da modelagem autorregressiva vetorial e decomposição da variância. Os resultados apontaram para a existência de uma relação equilibrada no longo prazo entre os retornos das ações e as variações de preços das commodities agrícolas e evidenciaram também que a volatilidade dos retornos das ações de algumas empresas do agronegócio não é explicada por variações nos preços agrícolas diretamente ligados ao negócio e, sim, por variações de preços de commodities agrícolas que não fazem parte do seu portfólio de indústria.

Palavras-chave: Agronegócio. Commodities agrícolas. Mercado de ações.

Abstract

This study verified the existence or not of a long-term relationship between the variation of the prices of agricultural commodities produced in Brasil and the stock returns of the main publicly traded agribusiness companies in Brasil, Bolsa, Balcão (B3). The Relationship verification between stock returns and the variation of the prices of agricultural commodities were analyzed by cointegration, causality aggregated to the application of vector autoregressive modeling and decomposition of variance. The results pointed to the existence of a balanced long-term relationship between stock returns and the variation of the prices of agricultural commodities and it was also evidenced that the volatility of the stock returns of some agribusiness companies is not explained by variations in agricultural prices directly linked to the business and, yes, by price variations in agricultural commodities that are not part of your industry portfolio.

Keyword: Agribusiness, Agricultural commodities, Stock market.

¹ Bolsista de Iniciação Científica, Bacharel em Administração pela Universidade Federal de Uberlândia (UFU/FACES). Membro do Grupo de Pesquisa: Inteligência em Finanças e Mercados (IFIM/UFU). E-mail: jpsilvamarques19@gmail.com

² Doutor em Administração pela Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas (FGV/EAESP). Professor da área de Finanças do Curso de Administração da Universidade Federal de Uberlândia (UFU - Campus Pontal). Coordenador do Grupo de Pesquisa "Inteligência em Finanças e Mercados" (IFIM/UFU) e Membro do Núcleo de Estudos e Pesquisas em Administração e Ciências Contábeis (NEPACC-CTINFRA II-UFU/Campus Pontal). E-mail: professorodilon@gmail.com

³ Doutor em Economia pela UFRJ com Pós-doutorado em Modelagem e Simulação na Texas A&M University, EUA. Professor Titular da Universidade Federal de Goiás (UFG/PPAGRO). Membro do Grupo de Pesquisa "Inteligência em Finanças e Mercados" (IFIM/UFU). E-mail: emaildesantana@gmail.com

Recebido em: 10 de setembro de 2019. Artigo aceito em 12 de dezembro de 2019.

Introdução

A importância do agronegócio para a economia brasileira é evidenciada pela forte participação do setor no Produto Interno Bruto Brasileiro. Segundos dados de 2016 do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo, CEPEA – ESALQ/USP, os quatro segmentos que compõem o agronegócio – insumos, produção agropecuária básica, agroindústria e serviços – representavam naquela data, aproximadamente, 23% do PIB brasileiro.

Dados do CEPEA de 2016 apresentam também que o valor da participação do agronegócio no PIB foi de R\$ 1,477 trilhões e, mesmo com uma queda de 3,6% do PIB brasileiro em relação a 2015, o setor obteve crescimento acumulado de 4,48% em 2016. Além disso, o agronegócio é responsável pela geração de, aproximadamente, 37% dos empregos diretos no Brasil, segundo dados do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento – MAPA (Brasil, 2016).

Para Di Agostini (2009), a vocação do Brasil para o agronegócio perpassa pelo conjunto abundância de terras agricultáveis com potencial produtivo, clima tropical e disponibilidade de água, o que, conseqüentemente, favorece a produção de *commodities* agrícolas no país. A representatividade do Brasil na comercialização de produtos básicos que, em boa parte, é representada por *commodities* agrícolas, foi ratificada no relatório da Conferência das Nações Unidas sobre Comércio e Desenvolvimento (sigla em inglês, UNCTD) divulgado em 2016. Esse relatório apontou que 6,5% do PIB brasileiro se referia às exportações de *commodities* (agrícolas e não agrícolas) no biênio 2014-2015, sendo as *commodities* agrícolas responsáveis por 63% do total das exportações de *commodities* (UNCTD, 2016).

Quanto ao contexto econômico em que estão inseridas, Ferraz, Kupfer & Haguenaer (1995) afirmam que, em geral, os preços das *commodities* agrícolas se relacionam às condições de oferta, de demanda e de volatilidade nos mercados e, por isso, os investidores deveriam estar sempre atentos ao retorno e ao risco dos preços de ativos de empresas que fazem parte dessa indústria e que, geralmente, são cotadas em importantes bolsas de valores internacionais.

Ao compreender que, teoricamente, os agentes que produzem e comercializam produtos agrícolas e agroindustriais estão sujeitos à volatilidade dos preços em uma economia globalizada, Fama & French (1992) analisaram os retornos mensais de empresas norte-americanas durante 50 anos. De posse dos resultados, os autores constataram que muitas variáveis externas e internas podem interferir nos resultados das empresas nas bolsas de valores, dentre as quais, hipoteticamente, encontram-se as variáveis *commodities* agrícolas e não agrícolas.

Assim sendo, ao considerar a relevância das *commodities* agrícolas produzidas e comercializadas pelo Brasil, e sob a pressuposição de que a volatilidade nos seus preços pode afetar o mercado de ações, este estudo teve o objetivo principal de verificar a existência ou não de relação de longo prazo entre a variação dos preços das *commodities* agrícolas produzidas no Brasil e os retornos das ações das principais empresas de capital aberto do agronegócio brasileiro negociadas na Brasil, Bolsa, Balcão (B3 S.A). Diante desse objetivo, o estudo busca responder, especificamente, às seguintes questões: (i) existe ou não uma relação estatisticamente significativa entre os retornos das ações das principais empresas do agronegócio e as variações nos preços das *commodities* agrícolas? e (ii) caso exista, essa relação é equilibrada no longo prazo?

Ao revisar a literatura nacional, notou-se que importantes estudos abordaram a relação entre variáveis econômicas e retornos de ações, como: os de Batistella *et al.* (2004), que buscaram compreender a relação entre os níveis de governança corporativa e os retornos de ações; de Mendonça Neto & Bruni (2008), que verificaram a associação entre os retornos de ações e importantes variáveis contábeis, com beta contábil, variação do lucro líquido e retorno sobre o patrimônio líquido de empresas listadas na BMF&Bovespa.

Destacam-se ainda os estudos de Vartarian (2012), que constataram o efeito contágio do índice norte-americano Dow Jones, dos preços de *commodities* e da taxa de câmbio sobre o índice Ibovespa, entre 1999 e 2010, identificando ainda a relação no longo prazo entre as variáveis. Entretanto, notou-se também a carência de pesquisas que verificam a associação entre relevantes variáveis econômicas que, hipoteticamente, afetariam retornos de ações, como preços de *commodities* agrícolas e não agrícolas, que é o fato motivador da realização do presente estudo.

A hipótese de que alterações nos preços de *commodities* agrícolas ao longo do tempo afetam retornos futuros de empresas do agronegócio no curto e no longo prazo, dado que

essas organizações se utilizam dessas *commodities* para consecução de sua indústria, elementarmente corrobora a importância dessas informações para investidores e outros agentes de mercado. Isso porque a volatilidade dos preços das *commodities* agrícolas pode também, teoricamente, influenciar nos custos de fabricação, nas receitas de vendas, incluindo-se as de exportação, bem como nos resultados financeiros da empresa, entre outros, e, por consequência, na atratividade dos investidores para com seus ativos. Em suma, espera-se que as informações obtidas no presente estudo contribuam para a tomada de decisão de investidores e também para os principais agentes do agronegócio.

2. Revisão de literatura

Ao adentrar nos estudos que buscam analisar o comportamento dos retornos das ações de empresas diante de alterações em diferentes variáveis econômico-financeiras, diversas pesquisas podem interessar tanto a pesquisadores do mercado financeiro como a analistas e investidores. Assim sendo, esta revisão de literatura apresenta uma discussão sobre estudos que consideram essa relação, com foco em ativos de empresas do agronegócio e nas variações de preços de *commodities* agrícolas, dentro do possível, sob uma perspectiva cronológica dos principais estudos relacionados.

Nesse sentido, encontra-se a pesquisa de Wilson, Featherstone & Kastens (2001), visto que, ao analisarem a dinâmica dos retornos de ações de empresas do agronegócio e do retorno da carteira de mercado, tais autores concluíram que, ao longo do tempo, o beta das ações não foi constante e que, individualmente, as ações de empresas do agronegócio não apresentavam equilíbrio na relação de longo prazo.

Em investigação que se assemelha à de Wilson, Featherstone & Kastens (2001), Dorfman & Park (2010) utilizaram modelos heterocedásticos para análise da volatilidade dos retornos das ações de empresas agrícolas e agroindustriais do mercado norte-americano e concluíram pela existência de uma relação retorno-risco positiva entre as empresas do setor agrícola e de processamento de alimentos dos EUA.

Em estudo realizado por Zapata, Detre & Hanabuchi (2012) acerca da força da relação cíclica existente entre os mercados de *commodities* e o de ações, investigou-se a trajetória de longo prazo dos investimentos em *commodities*. Ao valer-se do uso de dados mensais dos retornos do índice S&P 500 do período 1871-2010, bem como da aplicação de métodos de programação linear com minimização de desvios absolutos totais, os

resultados apontaram que as *commodities* correlacionaram negativamente com o índice S&P500. Além disso, verificou-se também que, em períodos nos quais os retornos das ações e das *commodities* estavam em baixa e alta, respectivamente, a inclusão de *commodities* no portfólio apresentava-se como boa alternativa de investimento.

Uma importante descoberta foi feita por Mensi (2013) acerca das associações entre o índice S&P 500 e as *commodities* dos setores de energia, alimentos, ouro e bebidas no período de 2000-2011. A partir do uso de modelos vetoriais autorregressivos heterocedásticos condicionais, os pesquisadores concluíram pela significativa transmissão entre esses índices, porém notaram que os choques e a volatilidades do índice S&P 500 influenciaram mais nos preços das *commodities* ouro e petróleo.

Com foco nas *commodities* energéticas, Creti, Joëts & Mignon (2013) buscaram a resposta acerca das relações entre os retornos de 25 *commodities* e o mercado de ações entre os anos de 2001-2011, período que se assemelha ao da pesquisa de Mensi (2013). Mas, diferentemente de Mensi (2013), Creti, Joëts & Mignon (2013) optaram pelo uso de modelos heterocedásticos com correlação condicional dinâmica e constataram que essas correlações foram altamente voláteis, principalmente a partir da crise de 2008, o que pode ter acentuado as variações de preços nos mercados de *commodities*. Além disso, os resultados evidenciaram a especulação relacionada às *commodities*, petróleo, café e cacau.

A relação entre os preços futuros de *commodities* negociadas nos EUA e os preços de ações negociadas em países do Leste Asiático, incluindo China, Japão, Hong Kong, Coreia do Sul e Taiwan, foi objeto de estudo de Hu & Xiong (2013). Utilizando-se dos preços futuros da soja, do cobre e do petróleo bruto, o autor concluiu pela existência de reações positivas e de fluxos de informações significativos dos mercados de ações asiáticos para os preços futuros da soja e do cobre nos EUA.

Assim como os estudos de Mensi (2013) buscavam verificar a transmissão de volatilidade entre o índice S&P 500 e as *commodities* agrícolas e não agrícolas, os pesquisadores D'antoni & Dean Detre (2014) analisaram os índices S&P 500 e de ações do agronegócio com o objetivo de investigar se esse índice, em específico, era adequado à estratégia de diversificação de um portfólio de investimentos. O estudo compreendeu períodos caracterizados como recessão, sendo eles entre 2001 e 2008. Os resultados evidenciaram

que a adição de ações do agronegócio a um portfólio permitiria ganhos significativos de diversificação para uma carteira de ações domésticas.

Da mesma forma que Zapata, Detre & Hanabuchi (2012) e D'antoni & Dean Detre (2014), Black *et al.* (2014) também se utilizaram do índice S&P 500 em sua pesquisa, mais precisamente, com o objetivo de verificar a relação de longo prazo entre retornos de ações e preços de *commodities*. O índice S&P GSCI commodity, que representa uma carteira composta por vinte *commodities* de diversos setores, foi o indicador representativo dos preços das *commodities* nesse estudo. Pelo emprego de técnicas de cointegração e modelos de previsão, Black *et al.* (2014) concluíram que a média histórica não é uma medida adequada para previsões, isto é, considerando os índices de preços de ações e de *commodities*.

Ao propor testar a hipótese de que o desempenho de 49 empresas do agronegócio de diferentes países seria explicado pelo comportamento dos contratos futuros do trigo negociados no *Chicago Board of Trade* no período 1996-2007, Declerk (2014) optou por um modelo baseado na Teoria de Markowitz. Em suma, os resultados apontaram que os preços das ações das empresas, principalmente, do Japão e dos EUA, não foram significativamente afetados por alterações nos preços futuros do trigo. Nessa mesma linha, Girardi (2015) apontou a existência de uma correlação forte e positiva entre os preços de *commodities* agrícolas e os retornos de ações em períodos de instabilidade financeira.

Diferentemente das pesquisas discutidas até o momento, que se caracterizam, principalmente, pelo estudo da relação entre o mercado acionário e o de *commodities* norte-americano, raríssimas investigações focaram em mercados com características particulares, como é o caso de Lillyana & Napitupulu (2015), que empreenderam uma pesquisa nesse sentido na Indonésia. Nesse estudo, foram analisados fatores que, em tese, influenciariam nos preços de ações de uma empresa do agronegócio da Indonésia, mais precisamente, de uma agroindústria da cadeia produtiva de óleo de palma da Malásia. A partir dos resultados de uma análise de regressão múltipla, comprovou-se que o preço do óleo de palma influencia positivamente no preço das ações, mas não se obteve indícios de relacionamento estatístico entre o preço das ações e a quantidade de óleo de palma exportada.

Com uma finalidade que se aproxima muito à do presente estudo, Ildirar & Iscan (2016) investigaram a relação de longo prazo entre o preço das *commodities* e os mercados de ações da Europa Oriental e da Ásia Central. A partir de uma análise de cointegração com preços do petróleo, ferro, borracha e trigo, referente ao período compreendido entre janeiro de 2012 e maio de 2015, não foram encontradas evidências de relação significativa, embora esse resultado, segundo os autores, fosse possível dada as diferenças e particularidades dos indicadores financeiros dos mercados de ações dos países pesquisados.

Por sua vez, Lombardi & Ravazzolo (2016) levantaram a hipótese de correlação entre os preços de ações e de *commodities* de forma conjunta e investigaram as implicações das correlações entre preços do petróleo e das ações para a alocação de ativos no período 1980-2015. Assim como Black *et al.* (2014) e Creti, Joëts & Mignon (2013), Lombardi & Ravazzolo (2016) utilizaram os retornos do índice S&P GSCI commodity e optaram pela aplicação de modelos heterocedásticos com correlação condicional dinâmica. Em suma, os resultados evidenciaram que a relação entre preços de ações e de *commodities* foi ampliada após a crise de 2008 e que uma estratégia de investimento que inclui *commodities* em um portfólio produz uma volatilidade significativamente superior.

Tzeng & Shieh (2016) também evidenciaram que as correlações entre *commodities* e mercados de ações, entre 2003 e 2013, sofreram alterações ao longo do tempo e apresentaram alta volatilidade durante a crise financeira, o que corrobora os achados de Creti, Joëts & Mignon (2013). Além disso, os resultados apontaram que *commodities* não deveriam ser enquadradas como uma classe de ativos homogêneos. No estudo de Tzeng & Shieh (2016), aplicou-se o teste de causalidade de Granger (1969).

No geral, a revisão da literatura acerca da temática em estudo permitiu observar que existe um amplo interesse de pesquisadores internacionais acerca do estudo da relação dos retornos de ações e dos retornos de índices de mercado, com diversas variáveis econômicas – incluindo-se *commodities*, diferentemente da pesquisa nacional que, praticamente, ignora a investigação quanto à associação entre variáveis não tradicionais, como preços de *commodities* agrícolas e não agrícolas com preços de ativos financeiros. Assim sendo, o presente estudo busca incorporar uma nova perspectiva de análise, o que, de certa forma, pode contribuir para uma discussão no âmbito acadêmico-científico e mercadológico.

3. Procedimentos metodológicos

Com vistas a atingir os objetivos do presente estudo, optou-se por uma pesquisa quantitativa do tipo descritiva, uma vez que se buscou analisar a relação entre variáveis por meio de dados numéricos e procedimentos estatísticos específicos. Assim sendo, foram verificadas as associações entre as variáveis dependentes, ou seja, retornos mensais das ações ordinárias das principais empresas de capital aberto do agronegócio brasileiro listadas na B3 (2018), disponibilizados na plataforma virtual da antiga bolsa de valores BM&FBOVESPA (2017), e variáveis independentes, que são as variações dos preços das principais *commodities* agrícolas produzidas no Brasil, as quais foram obtidas do site do CEPEA (2017).

Para seleção das ações das empresas do agronegócio, optou-se pela utilização das companhias listadas no índice IBRX-100 que, segundo BMF&BOVESPA (2017), trata-se das 100 companhias de capital aberto com maior liquidez no mercado de ações brasileiro. Dessa forma, foram selecionadas oito empresas, as quais se encontram caracterizadas no Quadro 1, a seguir, conforme: razão social, nome comercial e código de negociação das ações ordinárias.

Quadro 1: Principais empresas do agronegócio brasileiro listadas no IBRX-100

Razão Social	Nome comercial	Código de Negociação das ações ordinárias
Companhia de Bebidas das Américas - AMBEV S.A.	AMBEV	ABEV3
Brasil Foods S.A.	BRF	BRFS3
Cosan S.A. Indústria e Comércio	COSAN	CSAN3
JBS S.A.	JBS	JBSS3
Marfrig Global Foods S.A.	Marfrig	MRFG3
M. Dias Branco S.A. Indústria e Comércio de Alimentos	M. Dias Branco	MDIA3
Minerva S.A.	Minerva Foods	BEEF3
São Martinho S.A.	São Martinho	SMT03

Fonte: Dados da pesquisa.

As séries temporais dos retornos mensais das ações e as séries dos preços históricos das *commodities* agrícolas, açúcar cristal, etanol anidro e etanol hidratado, milho, soja, trigo, boi gordo, frango resfriado e frango congelado, utilizadas no estudo compreendem o período de agosto de 2007 a agosto de 2017. Já as médias mensais de preços dos indicadores das *commodities* agrícolas da BM&F Bovespa divulgadas pelo CEPEA/ESALQ foram utilizadas para o cálculo da variação dos preços, respeitando-se as praças de cotação do índice. No caso do trigo, que não tem contratos específicos

negociados na bolsa brasileira, foi utilizada a cotação da *commodity* do Estado do Paraná, que é o principal estado produtor. Os preços dos suínos não foram agregados à pesquisa devido à inconformidade temporal das séries para este estudo. No total, foram utilizadas 2.057 observações para a realização dos testes estatísticos.

A análise dos dados foi realizada a partir da econometria proposta por Granger (1969), Sims (1980), Johansen (1988) e Harris (1995), verificando-se a existência ou não de relação entre os retornos das ações das empresas que são objeto de estudo e as variações dos preços das *commodities* agrícolas. Assim sendo, os principais testes aplicados para a consecução do estudo foram os de cointegração, de causalidade agregada à modelagem vetorial autorregressiva e de decomposição da variância.

O primeiro passo para a análise dos dados foi a apresentação das medidas de tendência central e de dispersão dos retornos das variáveis e, em seguida, buscou-se analisar a cointegração entre os retornos das ações e os preços das *commodities* agrícolas. Na sequência, foi verificada a estacionariedade das séries a partir do teste aumentado de Dickey & Fuller (1979), também conhecido por teste de Dickey-Fuller (ADF), o qual considera a hipótese nula da presença de raiz unitária, ou seja, não há estacionariedade. Assim sendo, no caso de rejeição da hipótese nula, admite-se que a série temporal é estacionária.

O estudo seguiu com a realização dos testes de cointegração de Johansen (1988). É oportuno destacar a capacidade desses testes em constatar a existência de vetores de cointegração entre as variáveis e possíveis relações estruturais entre as mesmas. Assim sendo, um dos precedentes para testar a cointegração entre as variáveis é que as séries devem ser integradas, uma vez que as variáveis no longo prazo podem apresentar desequilíbrio, ou seja, serem não estacionárias.

Em seguida, ao considerar que, na utilização de regressões para analisar relação entre variáveis é importante se atentar para a verificação do número de defasagens a fim de eliminar problemas de autocorrelação dos resíduos, aplicou-se, inicialmente, o modelo vetorial autorregressivo (VAR) proposto por Sims (1980), o qual se baseia na escolha do número de defasagens mais adequadas. Importante mencionar que Sims (1980) ponderou acerca da importância de se construírem modelos sem distinguir variáveis endógenas e exógenas e sem definir, antecipadamente, a hipotética relação entre variáveis de modo

que fosse possível avaliar ligações existentes entre elas – daí, a ascendência dos modelos de vetores autorregressivos.

Chew (1999) aponta como vantagem da utilização dos modelos de vetores autorregressivos a permissibilidade da inutilização de hipótese explícita acerca das correlações, uma vez que se considera que o modelo se adapta aos movimentos temporais das variáveis. Assim sendo, uma vez verificada a cointegração parte-se para aplicação do modelo vetorial autorregressivo com correção de erros (VEC) representado conforme o sistema de equações (1) e (2).

$$\Delta S_t = c_s + \sum_{i=1}^k \beta_{si} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta F_{t-i} + y_s Z_{t-1} + \mu_{st} \quad (1)$$

$$\Delta F_t = c_f + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta F_{t-i} + y_f Z_{t-1} + \mu_{ft} \quad (2)$$

Em que: c representa o intercepto; β_{si} e β_{fi} são parâmetros positivos; μ_{st} e μ_{ft} são vetores aleatoriamente distribuídos de forma idêntica e independente; y_s e y_f são parâmetros positivos. O Z_{t-1} é o termo de correção do erro que afere como a variável dependente (retornos das ações) se ajusta aos desvios dos períodos anteriores promovidos pelo “equilíbrio” no longo prazo com o variações das *commodities* agrícolas. Nesse caso, Z_{t-1} é estimado pela equação $Z_{t-1} = \alpha + \beta F_t - S_{t-1}$. Assim sendo, α representa o ajustamento do vetor de cointegração, β é o vetor de cointegração e y_s e y_f representam a velocidade de ajustamento.

A hipótese nula do teste de Johansen (1988) aponta para a existência de r vetores de cointegração e, matematicamente, somente os primeiros r autovalores (λ) são diferentes de zero. Seguindo o exposto por Johansen (1988), o teste de máximo autovalor ($\lambda_{\max}$) apresenta a hipótese nula como sendo o número de vetores de cointegração igual a r vetores e a hipótese alternativa com o número de vetores de cointegração igual a $r+1$ vetores, em que λ_i são as raízes características obtidas da matriz, o que representa os vetores de correção de erros (VEC). Uma vez que se encontra a existência de cointegração pelo método de Johansen (1988), aplica-se de forma conjunta o modelo de correção de erros, conforme definido por Harris (1995).

Após a identificação das cointegrações existentes via modelos de vetores autorregressivos com correção de erros (VEC), utilizou-se a metodologia de Granger (1969) e de

exogeneidade de Wald (1943) em bloco em conjunto com o modelo de correção de erros para averiguar as relações de causalidade existentes entre as séries, isto é, considerando-se que ocorrências na variável X causam variações em Y, ou seja, se a situação presente ou pretérita de X atua como previsora de alterações em Y ao longo do tempo, o que se ampara no de Wald para exogeneidade por bloco aplicado ao modelo vetorial autorregressivo com correção de erro. Por fim, a última análise estatística realizada com vistas à consecução do objetivo principal da pesquisa foi a de decomposição da variância, que seguiu o proposto por Enders (1995), com o intuito de estimar o percentual de variância prevista quando da ocorrência de choques na própria variável e, também, em outras variáveis relacionadas ao longo do tempo.

4. Resultados e discussões

A primeira etapa da pesquisa consistiu na análise das estatísticas descritivas expostas na Tabela 1 e, em suma, forneceram informações sobre as medidas de tendência central e dispersão, com destaque para os desvios padrões dos retornos das ações ABEV3, BRFS3, CSAN3, JBSS3, MRFG3, MDIA3, BEEF3 e SMT03, que se apresentaram entre 0,05 e 0,15, que são valores considerados moderados diante da magnitude da série temporal, que totaliza dez anos, e que contou com dois períodos de crise evidente, sendo a primeira de ordem mundial, causada pelo *subprime*, e a segunda, de ordem nacional, caracterizada pela desaceleração da economia brasileira.

Quanto aos retornos, destaca-se que as ações ABEV3 e BEEF3 apresentaram média aritmética superior à das demais ações, enquanto que as ações BRFS3 e MDIA3 foram as que apresentaram níveis inferiores de retorno no período. Em seguida, pelo teste de Jarque-Bera, foi rejeitada a hipótese nula de normalidade, repulsa corroborada pelos valores estimados para curtose e assimetria.

Tabela 1 - Estatística descritiva dos retornos das ações no período (2007/2017)

	ABEV3	BRFS3	CSAN3	JBSS3	MRFG3	MDIA3	BEEF3	SMT03
Média	0,0151	0,0068	0,0113	0,0113	0,0089	0,0020	0,0192	0,0138
Mediana	0,0198	-0,0082	0,0064	0,0037	0,0022	-0,0114	0,0205	0,0099
Máximo	0,1840	0,5912	0,2186	0,3964	0,4205	0,4473	0,3802	0,3557
Mínimo	-0,1361	-0,5000	-0,1876	-0,5107	-0,2844	-0,4941	-0,2364	-0,2904
Desvio Padrão	0,0583	0,1435	0,0790	0,1174	0,1275	0,1412	0,0973	0,1082

Assimetria	-0,1096	0,2611	0,1473	-0,3666	0,2679	0,1227	0,2132	0,3903
Curtose	3,1511	6,3396	2,8365	6,3922	3,2206	4,6041	4,1388	4,0410
Jarque-Bera (JB)	0,357*	57,603***	0,572*	60,724***	1,692*	13,277***	7,455**	8,536**

Nota: ABEV3 (Ambev S.A.), BRFS3 (Brasil Foods S.A.), CSAN3 (Cosan S.A.), JBSS3 (JBS S.A.), MRFG3 (Marfrig Global Foods S.A.), MDIA3 (M. Dias Branco S.A.), BEEF3 (Minerva S.A.), SMTO3 (São Martinho S.A.), (***, **, *) Estatisticamente significativa ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Dados da pesquisa.

Na sequência, foi verificada a estacionariedade das séries a partir do teste aumentado de Dickey & Fuller (1979) para as séries dos retornos das ações das empresas do agronegócio e das variações dos preços das *commodities* agrícolas. Os resultados do teste apontaram para rejeição da hipótese nula da presença de raiz unitária para todas as séries analisadas. Dessa forma, não foi desprezada a hipótese alternativa de que as séries são estacionárias em nível, isso porque as estatísticas do teste ADF apresentaram-se abaixo dos valores críticos aos níveis de 1%, 5% e 10%, que foram, respectivamente, -2,5688, -1,9414 e -1,6163. Para a rejeição ou não das hipóteses do teste ADF, foram consideradas a significância estatística de 1% e os valores estimados pelos critérios de informação de Akaike (1973) e de Schwarz (1978), bem como pela estatística *d* de Durbin e Watson. Depois de verificar a estacionariedade das séries, foram estimados os modelos de vetores autorregressivos propostos por Sims (1980), mas, primeiramente, definiu-se o número de defasagens mais adequado para cada retorno de ações e de preços de *commodities* a serem incluídas para estimação dos vetores de cointegração pelo método de Johansen (1988). O critério de informação de Akaike (AIC) foi definido para escolha da defasagem ótima do teste de cointegração e, nesse teste, foram agrupados, caso a caso, o retorno de cada ação específica e a variação dos preços das *commodities* agrícolas analisadas. Assim, definiram-se oito defasagens ótimas para os retornos das ações ABEV3, JBSS3, MDIA3, MRFG3 e SMTO3, sete defasagens ótimas para os retornos da ação CSAN3, e duas defasagens ótimas para os retornos das ações BRFS3 e BEEF3. Após a definição das defasagens ótimas, a cointegração entre os retornos de cada ação foi testada quanto ao equilíbrio linear de relacionamento com as variações dos preços das *commodities* agrícolas selecionadas. Com base nos valores críticos e na estatística *traço*, expostos na Tabela 2, foi rejeitada ao nível de 5% de significância a hipótese de inexistência de vetor de cointegração. Assim sendo, constatou-se que os retornos das ações das empresas analisadas e as variações de preços das *commodities* agrícolas são cointegrados, o que corrobora os achados de Hu & Xiong (2013).

Mensi (2013), embora tenha analisado o retorno de um índice do mercado de ações internacional, por meio de modelos heterocedásticos condicionais, também identificou esse equilíbrio no relacionamento no longo prazo, mais precisamente evidenciou a associação entre retornos de empresas do setor agrícola norte-americano ao longo do tempo, o que corrobora a existência de cointegração encontrada no presente estudo.

Os resultados apresentados na Tabela 2 para cointegração entre os retornos das ações e os preços das *commodities* agrícolas apresentam algumas diferenças, isso porque, no que se refere à relação entre as *commodities* agrícolas e os retornos das ações JBSS3, MDIA3, MRFG3 e SMT03, não se tem significância estatística de cointegração vetorial completa entre as variáveis.

Esse resultado difere da relação apresentada pelos retornos das ações ABEV3, BEEF3 e BRFS3, que apresentaram completude de existência de vetores de cointegração com as variações nos preços das *commodities* agrícolas. Mas vale também destacar a existência de relação equilibrada no longo prazo entre os retornos das ações JBSS3, MDIA3 e MRFG3, SMT03 e as variações nos preços das *commodities* agrícolas selecionadas no estudo com, no mínimo, sete vetores de cointegração.

Tabela 2: Teste traço para verificação de cointegração entre os retornos das ações e das *commodities* agrícolas

ABEV3					BEEF3				
Vetores	Eigenvalue	Est. Traço	VC (5%)	p-valor	Vetores	Eigenvalue	Est. Traço	VC (5%)	p-valor
r = 0***	0,8022	581,8132	239,2354	0,0000	r = 0***	0,5782	610,1696	239,2354	0,0000
r ≤ 1***	0,6320	400,3111	197,3709	0,0000	r ≤ 1***	0,5413	507,4576	197,3709	0,0001
r ≤ 2***	0,5161	288,3382	159,5297	0,0000	r ≤ 2***	0,5000	414,7195	159,5297	0,0000
r ≤ 3***	0,4515	207,0418	125,6154	0,0000	r ≤ 3***	0,4246	332,2234	125,6154	0,0000
r ≤ 4***	0,3639	139,7756	95,7536	0,0000	r ≤ 4***	0,3978	266,4571	95,7536	0,0000
r ≤ 5***	0,2861	89,1052	69,8188	0,0007	r ≤ 5***	0,3882	206,1084	69,8188	0,0000
r ≤ 6**	0,1683	51,3618	47,8561	0,0226	r ≤ 6***	0,3179	147,6334	47,8561	0,0000
r ≤ 7**	0,1164	30,7171	29,7970	0,0391	r ≤ 7***	0,2788	102,1022	29,7970	0,0000
r ≤ 8**	0,1095	16,8585	15,4947	0,0310	r ≤ 8***	0,2541	63,2072	15,4947	0,0000
r ≤ 9**	0,0340	3,8719	3,8414	0,0491	r ≤ 9***	0,2118	28,3276	3,84146	0,0000
BRFS3					CSAN3				
Vetores	Eigenvalue	Est. Traço	VC (5%)	p-valor	Vetores	Eigenvalue	Est. Traço	VC (5%)	p-valor
r = 0***	0,6231	623,8598	239,2354	0,0000	r = 0***	0,6065	448,6051	239,2354	0,0000
r ≤ 1***	0,5548	507,7424	197,3709	0,0001	r ≤ 1***	0,5648	343,217	197,3709	0,0000
r ≤ 2***	0,4889	411,4361	159,5297	0,0000	r ≤ 2***	0,5214	249,219	159,5297	0,0000
r ≤ 3***	0,4006	331,5761	125,6154	0,0000	r ≤ 3***	0,3674	165,9483	125,6154	0,0000
r ≤ 4***	0,3945	270,6754	95,7536	0,0000	r ≤ 4***	0,3008	114,2056	95,7537	0,0015
r ≤ 5***	0,3859	210,9825	69,8188	0,0000	r ≤ 5**	0,2100	73,7725	69,8189	0,0233
r ≤ 6***	0,3154	152,9682	47,8561	0,0000	r ≤ 6*	0,1615	47,1402	47,8561	0,0583
r ≤ 7***	0,2885	107,8687	29,7970	0,0000	r ≤ 7*	0,1196	27,2356	29,7971	0,0960
r ≤ 8***	0,2686	67,3607	15,4947	0,0000	r ≤ 8**	0,0402	4,63642	3,8415	0,0313
r ≤ 9***	0,2237	30,1375	3,8414	0,0000	r ≤ 9 ^{ns}	0,0700	12,8420	15,4947	0,1207

JBSS3					MDIA3				
Vetores	Eigenvalue	Est. Traço	VC (5%)	p-valor	Vetores	Eigenvalue	Est. Traço	VC (5%)	p-valor
r = 0***	0,8204	623,3472	239,2354	0,0000	r = 0***	0,8210	605,3434	239,2354	0,0000
r ≤ 1***	0,6381	431,0547	197,3709	0,0000	r ≤ 1***	0,6272	412,6580	197,3709	0,0000
r ≤ 2***	0,5375	317,2071	159,5297	0,0000	r ≤ 2***	0,6127	302,1478	159,5297	0,0000
r ≤ 3***	0,4787	230,8370	125,6154	0,0000	r ≤ 3***	0,4520	195,8965	125,6154	0,0000
r ≤ 4***	0,4461	157,8796	95,7537	0,0000	r ≤ 4***	0,3511	128,5327	95,7537	0,0001
r ≤ 5***	0,2642	91,7125	69,8189	0,0004	r ≤ 5***	0,2410	80,0889	69,8189	0,0060
r ≤ 6***	0,2430	57,3516	47,8561	0,0050	r ≤ 6**	0,2009	49,2015	47,8561	0,0372
r ≤ 7**	0,0351	3,9983	3,8415	0,0455	r ≤ 7**	0,0397	4,5418	3,8415	0,0331
r ≤ 8 ^{ns}	0,1100	26,1682	29,7971	0,1238	r ≤ 8 ^{ns}	0,1055	24,0865	29,7971	0,1968
r ≤ 9 ^{ns}	0,0782	13,1129	15,4947	0,1107	r ≤ 9 ^{ns}	0,0611	11,6009	15,4947	0,1771
MRFG3					SMT03				
Vetores	Eigenvalue	Est. Traço	VC (5%)	p-valor	Vetores	Eigenvalue	Est. Traço	VC (5%)	p-valor
r = 0***	0,7545	547,8884	239,2354	0,0000	r = 0***	0,724326	581,3785	239,2354	0,0000
r ≤ 1***	0,5819	390,5965	197,3709	0,0000	r ≤ 1***	0,614919	437,0624	197,3709	0,0000
r ≤ 2***	0,5611	292,9326	159,5297	0,0000	r ≤ 2***	0,607348	330,1806	159,5297	0,0000
r ≤ 3***	0,4494	200,6943	125,6154	0,0000	r ≤ 3***	0,49435	225,4794	125,6154	0,0000
r ≤ 4***	0,3879	133,8490	95,7537	0,0000	r ≤ 4***	0,428037	149,1053	95,7537	0,0000
r ≤ 5***	0,2465	78,8708	69,8189	0,0079	r ≤ 5***	0,27535	86,5330	69,8189	0,0013
r ≤ 6*	0,1794	47,1779	47,8561	0,0578	r ≤ 6**	0,199321	50,4616	47,8561	0,0279
r ≤ 7*	0,0252	2,8570	3,8415	0,0910	r ≤ 7**	0,035548	4,0538	3,8415	0,0441
r ≤ 8 ^{ns}	0,1203	25,0278	29,7971	0,1604	r ≤ 8 ^{ns}	0,10331	25,5645	29,7971	0,1422
r ≤ 9 ^{ns}	0,0674	10,6699	15,4947	0,2326	r ≤ 9 ^{ns}	0,079662	13,3515	15,4947	0,1025

Nota: (p-valor) p-values de MacKinnon-Haug-Michelis (1999), (VC) valor crítico, (Est. Traço) estatística traço, (ns) sem significância estatística, e (***, ** e *) estatisticamente significante ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Dados da pesquisa.

Ao não rejeitar a existência de vetores de cointegração entre as variáveis analisadas, partiu-se para análise da causalidade no curto prazo, o que foi possível a partir do teste de causalidade e exogeneidade agregado à aplicação da modelagem vetorial autorregressiva com correção de erros (ver Tabela 3), bem como por meio da análise de decomposição da variância dos erros de previsão (ver Tabela 4).

Tabela 3: Teste de causalidade de Granger/Teste de Wald para exogeneidade por blocos
(Hipótese nula de não causalidade - variável independente na vertical e dependente na horizontal)

	ABEV3 ^(Chi-sq)	BEEF3 ^(Chi-sq)	BRSF3 ^(Chi-sq)	CSAN3 ^(Chi-sq)
Açúcar Cristal	17,32732 ^{ns}	0,73201 ^{ns}	1,081074 ^{ns}	9,682202 ^{ns}
Boi Gordo	10,1876 ^{ns}	0,751774 ^{ns}	0,007183 ^{ns}	11,61572 ^{ns}
Etanol Anidro	15,5166 ^{ns}	0,000747 ^{ns}	1,936818 ^{ns}	20,90243***
Etanol Hidratado	14,63418 ^{ns}	0,250064 ^{ns}	1,713959 ^{ns}	27,79918***
Frango Congelado	13,71001 ^{ns}	0,064835 ^{ns}	1,283615 ^{ns}	31,8255***
Frango Resfriado	12,79004 ^{ns}	0,014095 ^{ns}	1,85198 ^{ns}	29,73145***
Milho	5,494653 ^{ns}	0,733953 ^{ns}	0,72257 ^{ns}	8,160663 ^{ns}
Soja	16,39757 ^{ns}	0,000393 ^{ns}	0,058389 ^{ns}	7,044722 ^{ns}
Trigo	15,36835 ^{ns}	1,76079 ^{ns}	3,248687 ^{ns}	27,09323***
	JBSS3 ^(Chi-sq)	MDIA3 ^(Chi-sq)	MRFG3 ^(Chi-sq)	SMT03 ^(Chi-sq)
Açúcar Cristal	3,34051 ^{ns}	9,063017 ^{ns}	10,45333 ^{ns}	5,906665 ^{ns}
Boi Gordo	6,512647 ^{ns}	14,03318 ^{ns}	28,42966***	8,31355 ^{ns}
Etanol Anidro	2,875375 ^{ns}	11,67802 ^{ns}	21,03156**	7,238535 ^{ns}
Etanol Hidratado	1,407783 ^{ns}	6,805669 ^{ns}	22,49153**	7,90679 ^{ns}
Frango Congelado	13,36558 ^{ns}	15,47535 ^{ns}	9,572842 ^{ns}	16,01292 ^{ns}
Frango Resfriado	12,43814 ^{ns}	13,83746 ^{ns}	8,844643 ^{ns}	13,4665 ^{ns}
Milho	4,614504 ^{ns}	9,370507 ^{ns}	11,84334 ^{ns}	13,19552 ^{ns}

Soja	3,282691 ^{ns}	15,70688 ^{ns}	30,90939***	4,586042 ^{ns}
Trigo	10,69325 ^{ns}	11,91445 ^{ns}	12,46126 ^{ns}	8,640531 ^{ns}

Nota: ABEV3 (Ambev S.A.), BRFS3 (Brasil Foods S.A.), CSAN3 (Cosan S.A.), JBSS3 (JBS S.A.), MRFG3 (Marfrig Global Foods S.A.), MDIA3 (M. Dias Branco S.A.), BEEF3 (Minerva S.A.), SMTO3 (São Martinho S.A.), (***) estatisticamente significativa ao nível de 1%, (**) estatisticamente significativa ao nível de 5%, (*) estatisticamente significativa ao nível de 10%, e (ns) sem significância estatística.

Fonte: Dados da pesquisa.

Os resultados dos testes apresentados na Tabela 3 permitiram verificar a presença de exogeneidade entre as variáveis. Esses resultados apontaram também que, no curto prazo, as variações dos preços das *commodities* agrícolas têm chances praticamente nulas de explicar as variações nos retornos das ações ABEV3, BEEF3, BRFS3, JBSS3 e MDIA3, resultado que difere dos encontrados por Dorfman & Park (2010), os quais, a partir do modelo autorregressivo vetorial bayesiano, verificaram uma relação positiva da volatilidade do mercado norte-americano de *commodities* com os retornos das empresas do agronegócio.

Mas, em casos específicos (ver Tabela 3) foi encontrada relação causal no curto prazo entre variações nos preços das *commodities* agrícolas e retornos de ações das empresas do agronegócio, mais precisamente, que: (i) variações nos retornos das ações MRFG3 podem ser explicadas por alterações nos preços do boi gordo e da soja; e, (ii) variações nos retornos das ações CSAN3 são afetadas por alterações nos preços da carne de frango, do etanol anidro, do etanol hidratado e do trigo.

Por outro lado, embora pertencentes ao segmento de proteína animal (atividade principal: abate, processamento e comercialização de carne bovina), os retornos das ações JBSS3 não demonstraram variabilidade explicada pelas variações nos preços do Boi Gordo, diferentemente do constatado com a ação MRFG3 (ver Tabela 3).

Os resultados da Tabela 3 mostram ainda que os retornos das ações SMTO3 (São Martinho S.A.) também não são estatisticamente explicados por volatilidades nos preços (retornos) das *commodities* agrícolas selecionadas; logo, não deveriam ser incluídos em um hipotético modelo de previsão. Em suma, esse resultado difere dos achados de Black *et al.*, (2014), os quais encontraram evidências de relacionamento causal entre essas informações, o que tornaria as mesmas relevantes para serem inseridas no modelo de estimação de previsibilidade. Por outro lado, os resultados da Tabela 3 para a relação causal entre os retornos das ações ABEV3, BEEF3, BRFS3, JBSS3, MDIA3 e SMTO3 e

as *commodities* agrícolas selecionadas para o estudo corroboram os achados de Declerk (2014) e Ildirar & Iscan (2016), os quais afirmaram que nem sempre os preços agrícolas se relacionam com retornos de ações ou índices de mercado.

Seguindo o critério de otimização de defasagens, a análise de decomposição da variância dos erros de previsão, apresentada na Tabela 4, permitiu identificar, para oito meses (ou quatro bimestres), que a variância dos erros de previsão dos retornos das ações é explicada, principalmente, por alterações ocorridas nos retornos dos próprios ativos financeiros.

A análise dos resultados da decomposição da variância tem início com a constatação de que, a partir do segundo mês, as variações no preço da soja são mais relevantes do que as ocorridas nos preços das demais *commodities* no sentido de explicar as variações nos retornos da ação ABEV3. Para a ação ABEV3, as variações nos preços das *commodities*, açúcar cristal, etanol anidro e hidratado, frango congelado e resfriado, milho e trigo, são insignificantes para explicar as variações dos retornos das ações ABEV3.

Ao verificar os dados da Tabela 4, notou-se também que as variações dos retornos das ações BEEF3 são causadas a partir do segundo mês, em boa parte pelas volatilidades nos preços do boi gordo, etanol anidro e trigo, com destaque para a relação entre os retornos das ações com o preço do boi gordo que, a partir do quarto mês, atinge, aproximadamente, 6% de variância transmitida. No geral, os retornos das ações MRFG3, que também são ativos de uma empresa com atividades concentradas no segmento de proteína animal, corroboram a relação apresentada pelos retornos das ações BEEF3, mas agregam-se à sua volatilidade a transmissibilidade advinda das variações nos preços da soja e do frango congelado.

Também é evidente a relação entre os retornos das ações JBSS3, que são ativos de uma empresa que também faz parte do segmento de proteína animal, e as variações nos preços do boi gordo, mas em patamares inferiores de transmissão de variações de preços quando comparada às ações BEEF3. Sugere-se que essa diferença de causalidade encontrada para as ações JBSS3 se deve ao fato de a empresa atuar em outros segmentos do agronegócio. Esse fator abona o fato de sua variação, entre o segundo e oitavo mês, estar significativamente atrelada às variações nos preços de outras *commodities* agrícolas,

como açúcar cristal, etanol anidro, etanol hidratado, soja e trigo, inclusive, em patamares superiores à transmissão causada pelas alterações nos preços do boi gordo.

O resultado em significância estatística advindo do teste de causalidade e exogeneidade agregado à aplicação da modelagem vetorial autorregressiva com correção de erros (ver Tabela 3) também aponta que os retornos do boi gordo não são as variáveis que, percentualmente, melhor explicam a variância dos retornos das ações JBSS3, como visto na Tabela 4, uma vez que apenas 1,36% da variância nos erros de previsão dos retornos desse ativo podem ser explicados pela variância nos preços do boi gordo.

Quanto à decomposição da variância do retorno das ações BRFS3, ativo de outra importante indústria do segmento de proteína animal, foi verificado que essa é fortemente explicada por alterações pretéritas do próprio ativo e, também, em boa parte, por variações nos preços das *commodities* agrícolas, boi gordo, etanol hidratado e trigo. Os resultados corroboram, em boa parte, as estimativas apresentadas pela BEEF3, o que pode ser explicado pelo fato de as duas empresas atuarem fortemente no segmento de proteína animal. Mas vale ressaltar que, enquanto a BRFS3 tem as carnes de frango e suína como produtos carro-chefes do seu portfólio, a principal matéria-prima da BEEF3 é a carne bovina, que apresentou um poder de transmissão de 6 % a partir do segundo mês após os choques.

Outro dado relevante encontra-se destacado na Tabela 4 e diz respeito ao comportamento dos retornos das ações CSAN3, os quais, ao longo dos oito meses, refletem uma perda significativa de importância para explicação da própria variância dos erros de previsão, chegando, no sexto mês, a ser fortemente influenciada pela volatilidade nos preços de todas as *commodities* agrícolas selecionadas. Ao considerar os choques não antecipados à explicação da variação dos retornos das ações CSAN3 por alterações pretéritas no próprio ativo, essa transmissibilidade cai significativamente, chegando, aproximadamente, a 89%, 52%, 45% e 38% nos quatro bimestres seguintes. Entre as oito ações de empresas do agronegócio selecionadas, a ação CSAN3 foi a única que apresentou, a partir do segundo bimestre, relação de transmissibilidade com as variações de preços de todas as *commodities* agrícolas (ver Tabela 4).

Distintamente do comportamento da maioria dos ativos avaliados, as variações nos retornos das ações MDIA3 são influenciadas significativamente pelas variações nos preços de poucas *commodities* agrícolas, com destaque para o trigo, que apresenta um percentual importante para a explicação da variância dos erros de previsão das ações MDIA3, o que, tecnicamente, não surpreende, uma vez que se trata do ativo de uma empresa que tem o trigo como matéria-prima basal para fabricação de biscoitos e massas, que são os principais produtos dessa indústria.

Dentre os dados da pesquisa apresentados na Tabela 4, um surpreende pelo fato de o ativo ter sua variância de erros de previsão influenciada pela variância dos preços do milho e frango resfriado: trata-se das ações SMT03, que são ativos de uma indústria sucroalcooleira. Em suma, esse achado difere dos resultados dos retornos das ações JBSS3 e MDIA, cujo percentual relevante para explicação da variância dos erros de previsão foi maior para *commodities* agrícolas ligadas à sua atividade principal, conforme pode ser visualizado na Tabela 4.

Tabela 4 – Evolução da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem dos retornos das ações das empresas do agronegócio em relação às variações nos preços das commodities agrícolas no período 2007-2017

ABEV3											
Mês	E.P.	ABEV3	ACC	BOI	ETA	ETH	FRR	FRC	MIL	SOJ	TRI
1	0,0602	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,0614	96,2493	0,1851	0,3008	0,1073	0,0006	0,6310	0,0406	0,0000	2,4813	0,0040
4	0,0638	89,9293	0,3872	0,4376	0,5767	0,5373	2,3506	0,3570	0,8910	2,4205	2,1127
6	0,0643	88,9425	0,3867	0,4406	0,8414	0,6831	2,4890	0,4864	1,2001	2,4079	2,1223
8	0,0644	88,7676	0,3968	0,4412	0,8736	0,7374	2,4902	0,4879	1,2143	2,4487	2,1423
BEEF3											
Mês	E.P.	BEEF3	ACC	BOI	ETA	ETH	FRR	FRC	MIL	SOJ	TRI
1	0,1389	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,1437	95,6959	0,0286	0,0200	1,3624	0,0088	0,0765	1,4014	0,0209	0,1196	1,2659
4	0,1564	81,9995	0,8212	6,4056	2,1334	0,1276	0,1582	1,2174	0,9652	2,2646	3,9074
6	0,1580	80,5288	0,8978	6,5842	2,1066	0,2022	0,7745	1,2455	1,5212	2,2817	3,8574
8	0,1587	79,8653	1,1241	6,5528	2,1733	0,2026	0,7802	1,3324	1,5813	2,5080	3,8800
BRFS3											
Mês	E.P.	BRFS3	ACC	BOI	ETA	ETH	FRR	FRC	MIL	SOJ	TRI
1	0,0798	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,0822	94,9571	1,1566	0,4535	0,6632	0,2698	0,0995	0,0289	0,2804	0,0006	2,0904
4	0,0864	86,2795	1,1093	2,1138	2,0410	3,3315	0,3351	0,0851	0,6404	0,1504	3,9139
6	0,0870	85,2559	1,1128	2,1366	2,2666	3,5642	0,5825	0,1220	0,7809	0,2426	3,9360
8	0,0871	85,0455	1,1296	2,1316	2,2849	3,5591	0,5978	0,1424	0,7848	0,3210	4,0033
CSAN3											
Mês	E.P.	CSAN3	ACC	BOI	ETA	ETH	FRR	FRC	MIL	SOJ	TRI
1	0,0977	100,000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,1047	89,8799	0,7151	0,8557	3,0686	0,0044	0,9567	0,6442	1,7792	0,3370	1,7591
4	0,1385	52,0183	1,9817	0,9272	3,0316	0,3850	5,1936	6,9770	12,3704	2,9479	14,1674
6	0,1529	45,8488	1,9122	4,9320	5,2881	0,5561	5,5803	6,6497	13,3836	3,1264	12,7228
8	0,1666	38,8631	2,1359	4,9123	5,7737	2,3810	5,9694	5,7815	16,0384	5,8585	12,2863
JBSS3											
Mês	E.P.	JBSS3	ACC	BOI	ETA	ETH	FRR	FRC	MIL	SOJ	TRI
1	0,1262	100,000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,1331	90,0433	1,6909	0,0000	0,6564	2,9169	0,6401	0,1561	0,2096	0,4602	3,2264
4	0,1389	83,5801	2,8775	1,3338	1,2504	2,7659	0,6379	0,3194	0,5054	2,7362	3,9934
6	0,1398	82,5453	3,0539	1,3401	1,3079	2,7787	0,9398	0,3283	0,6614	2,8191	4,2256
8	0,1400	82,3267	3,1128	1,3610	1,3350	2,7773	0,9910	0,3425	0,6816	2,8527	4,2194
MDIA3											
Mês	E.P.	MDIA3	ACC	BOI	ETA	ETH	FRR	FRC	MIL	SOJ	TRI
1	0,0959	100,000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,0988	95,2943	0,0681	0,0057	1,0161	0,3192	0,7624	0,1557	0,1657	1,1981	1,0147
4	0,1046	85,8336	1,5374	1,9277	0,9452	0,4153	0,8574	0,2348	0,4611	1,4108	6,3767
6	0,1055	84,4835	1,5503	2,1893	1,0257	0,6631	1,2783	0,4836	0,5203	1,4170	6,3889
8	0,1058	83,9892	1,5471	2,1785	1,0551	0,7476	1,3034	0,4825	0,6956	1,5498	6,4512
MRFG3											
Mês	E.P.	MRFG3	ACC	BOI	ETA	ETH	FRR	FRC	MIL	SOJ	TRI
1	0,1374	100,000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,1465	88,6203	0,5859	0,7405	1,2940	0,0110	3,7212	2,3058	0,3543	2,2204	0,1466
4	0,1556	81,3063	0,8119	3,2246	2,4876	1,3705	3,3720	2,1137	0,4966	3,5560	1,2609
6	0,1564	80,5091	1,0278	3,2822	2,5423	1,5974	3,4733	2,0968	0,5334	3,5212	1,4165
8	0,1566	80,3591	1,0906	3,2990	2,5828	1,5990	3,4805	2,0937	0,5624	3,5185	1,4144
SMT03											
Mês	E.P.	SMT03	ACC	BOI	ETA	ETH	FRR	FRC	MIL	SOJ	TRI
1	0,1054	100,000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,1090	93,6505	0,2254	0,0685	0,0028	1,2752	0,2539	0,5888	3,4137	0,4180	0,1033
4	0,1159	83,1271	0,2267	1,2899	0,2282	1,2026	0,3803	6,3395	5,3241	0,5733	1,3084
6	0,1174	81,1072	0,5855	1,4418	0,2767	1,3328	0,5266	6,8313	5,8381	0,6990	1,3609
8	0,1177	80,7863	0,6630	1,4855	0,2858	1,3495	0,5527	6,8039	5,9390	0,7645	1,3698

Nota: E.P. (Erro Padrão), ABEV3 (Ambev S.A.), BRFS3 (Brasil Foods S.A.), BEEF3 (Minerva S.A.), CSAN3 (Cosan S.A.), JBSS3 (JBS S.A.), MRFG3 (Marfrig Global Foods S.A.), MDIA3 (M. Dias Branco S.A.), MRFG3 (Marfrig Global Foods S.A.), SMT03 (São Martinho S.A.), ACC (Açúcar cristal), BOI (boi gordo), ETA (etanol anidro), ETH (etanol hidratado), FRC (frango congelado), FRR (frango resfriado), MIL (milho), SOJ (soja) e TRI (trigo).

Fonte: Dados da pesquisa.

Comparando-se com os resultados de outras pesquisas, diferentemente da transmissão de preços dos ativos BEEF3 e CSAN3, os sinais de transmissão não foram tão significativos como para os retornos do índice norte-americano Dow Jones, tendo sido esse estudo realizado por Tzeng & Shieh (2016). Além disso, na pesquisa de Tzeng & Shieh (2016) não foi encontrada significância estatística entre os preços do boi gordo e do milho com os retornos do índice norte-americano Dow Jones – esse achado, em parte, pode ser explicado pelo comportamento dos preços de *commodities* agrícolas após a crise do *subprime* nos EUA.

Já os resultados pouco significativos acerca da causalidade entre os ativos ABEV3, BEEF3, BRFS3, JBSS3, MDIA3 e SMT0 corroboraram os resultados de Declerck (2014). Esse autor destacou, no caso do trigo, que os preços das ações dos processadores de alimentos não dependem significativamente dos preços dessa *commodity* agrícola, diferentemente de preços de *commodities* minerais, como o ouro. Sobre o mercado agrícola, destaca-se que compras de insumos agrícolas representam apenas uma pequena fração dos custos dos alimentos, o que, em parte, explica por que as variações dos preços nem sempre são significantes em transmissão de volatilidade.

5 . Conclusões

Esta pesquisa teve por objetivo verificar a existência ou não de relação de longo prazo entre a variação dos preços das principais *commodities* agrícolas produzidas no Brasil e os retornos das ações das principais empresas de capital aberto do agronegócio brasileiro negociadas na Brasil, Bolsa, Balcão (B3 S.A). A partir dessa análise, concluiu-se, com base nos resultados dos testes de cointegração, que existe uma relação de equilíbrio no longo prazo entre os retornos das ações das empresas do agronegócio e as variações dos preços das *commodities* agrícolas, com destaque para as ações ABEV3, BEEF3, BRFS3, que apresentaram completude de cointegração com as variações dos preços das *commodities* agrícolas, ou seja, mostraram-se equilibradas no relacionamento de longo prazo com os preços do(a) açúcar cristal, etanol anidro, etanol hidratado, boi gordo, frango resfriado, frango congelado, milho, soja, trigo.

Quanto aos resultados dos testes de causalidade e exogeneidade, pôde-se concluir que, no curto prazo, as variações dos preços das *commodities* agrícolas têm chances praticamente

nulas de explicar as variações nos retornos das ações ABEV3, BEEF3, BRFS3, MDIA3 e SMT03. Por outro lado, pelos testes de causalidade e exogeneidade, concluiu-se também que não se pode rejeitar a hipótese de que, no curto prazo, as variações nos preços do boi gordo, etanol anidro, etanol hidratado e soja sejam transmitidas para os retornos das ações MFRG3. Concluiu-se ainda que, também no curto prazo, as variações nos preços do trigo, etanol anidro, etanol hidratado, frango congelado e frango resfriado seriam transmitidas aos retornos das ações da CSAN3.

Em seguida, pela análise de decomposição da variância, concluiu-se que a volatilidade dos retornos das ações das empresas do agronegócio é explicada, principalmente, por movimentos pretéritos dos preços do próprio ativo. Mas chamou a atenção o fato de os resultados evidenciarem também que a volatilidade dos retornos das ações de algumas empresas do agronegócio não é explicada por variações nos preços de *commodities* agrícolas diretamente ligadas ao negócio e, sim, por variações de preços de *commodities* agrícolas que não fazem parte do seu portfólio de indústria. Em suma, concluiu-se que, aproximadamente, um quinto das variações dos retornos das ações de empresas do agronegócio são transmitidas por choques não antecipados nos preços das *commodities* agrícolas em estudo, sendo essa uma informação essencial para investidores e outros agentes do mercado de ações.

Como outros estudos internacionais e nacionais do gênero, a explicação da variação dos retornos de ações por movimentos de outras variáveis econômicas é limitada, o que corrobora a necessidade de testes com inclusão de outros elementos que possam ampliar o poder de explicação dos movimentos dos retornos das ações, sejam elas de empresas do agronegócio ou de outros setores. Além disso, sugere-se que pesquisas futuras não só incluam outras variáveis de análise suportadas pela teoria de finanças, como também ampliem seu campo de observação para ações de empresas de outros setores, tanto no âmbito nacional como internacional, e, também, averiguem a relação com outros ativos financeiros, incluindo-se índices de mercado. Agregado a essas propostas, sugere-se ainda que essas relações sejam analisadas, utilizando-se outros modelos de análise, o que permitiria não só a comparação entre os resultados, mas também o avanço do campo de observação do fenômeno retorno de ações.

Referências

AKAIKE, H. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. In: Petrov, B.N.; Csaki, F. (Eds). **Second International Symposium on Information Theory**. Budapest: Akademiai Kiado. p. 267-281, 1973.

BATISTELLA, F. D.; CORRAR, L. J., BERGMANN, D. R.; AGUIAR, A. B. Retornos de ações e governança corporativa: um estudo de eventos. In: Congresso USP de controladoria e contabilidade, 4., 2004, **Anais...** São Paulo: Universidade de São Paulo, 2004. p. 1-15.

BLACK, A. J.; KLINKOWSKA, O.; MCMILLAN, D. G.; MCMILLAN, F. J. Forecasting stock returns: do commodity prices help?. **Journal of Forecasting**, v. 33, n. 8, p. 627-639, 2014.

BOLSA DE VALORES MERCADORIAS E FUTUROS – BM&FBOVESPA . **Empresaslistadas**. 2017. Disponível em:

<http://www.bmfbovespa.com.br/pt_br/produtos/listados-a-vista-e-derivativos/renda-variavel/empresas-listadas.htm>. Acesso em: 30 jul. 2017.

BOLSA DE VALORES MERCADORIAS E FUTUROS – BM&FBOVESPA.

Cotaçõeshistóricas. 2017. Disponível em: <http://www.bmfbovespa.com.br/pt_br/servicos/market-data/historico/mercado-a-vista/cotacoes-historicas/>. Acesso em: 20 set. 2017.

BOLSA DE VALORES MERCADORIAS E FUTUROS – BM&FBOVESPA. **Índice Brasil100(IBrX100)**. 2017. Disponível em:

<http://www.bmfbovespa.com.br/pt_br/produtos/indices/indices-amplos/indice-brasil-100-ibrx-100-composicao-da-carteira.htm>. Acesso em: 20 set. 2017.

BRASIL. MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO - MAPA. **Coleção de publicações**.2016. Disponível em:

<<http://www.agricultura.gov.br/publicacoes/colecao-publicacoes>> . Acesso em: 14 maio 2017.

BRASIL BOLSA BALCÃO S.A. – B3. **Produtos autorizados para negociação nos mercados de bolsa e/ou de balcão organizado do segmento BM&FBovespa**. 2018. Disponível em: <http://www.b3.com.br/pt_br/produtos-autorizados-para-negociacao/>. Acesso em: 01 jul. 2018.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA -

ESALQ/USP- CEPEA. (2017). **PIB do agronegócio Brasil**. 2016. Disponível em: <http://www.cepea.esalq.usp.br/upload/kceditor/files/RelatorioPIBAGROBrasil_DEZE MBRO.pdf> . Acesso em: 13 maio 2017.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA -

ESALQ/USP- CEPEA. (2017). **Consulta ao banco de dados do site 2017**. Disponível em: <<https://www.cepea.esalq.usp.br/br/consultas-ao-banco-de-dados-do-site.aspx>> .

Acesso em: 20 outubro 2017.

CHEW, L. **Gerenciamento de risco de derivativos: o uso e ou abuso da alavancagem**. Rio de Janeiro: Qualitymark, 1999.

CRETI, A.; JOËTS, M.; MIGNON, V. On the links between stock and commodity markets' volatility. **Energy Economics**, v. 37, p. 16-28, may. 2013.

D'ANTONI, J.M.; DEAN DETRE, J. Are agribusiness stocks an investor safe haven?. **Agricultural Finance Review**, v. 74, n. 4, p. 522-538, jun. 2014.

DECLERCK, F. Do Agricultural commodity firm stock price and agricultural commodity price move together?. **International Journal on Food System Dynamics**, v. 5, n. 3, p. 120- 129, jul./sep. 2014.

DI AGUSTINI, C. A. Gestão Financeira nos micro e pequenos empreendimentos no contexto do agronegócio: uma abordagem de desenvolvimento sustentável. **Revista da Micro e Pequena Empresa**, v. 3, n. 2, p. 4-24, mai./ago. 2009.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimator for auto-regressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v.74, p.427-431, jun. 1979.

DORFMAN, J. H.; PARK, M. D. Estimating the risk-return tradeoff in agribusiness stocks: linkages with the broader stock market. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 93, n. 2, p. 426-433, jan. 2011.

ENDERS, Walter. *Applied econometric time series*, John Wiley & Sons. Inc., New York, 1995.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The cross-section of expected stock returns. **The Journal of Finance**, v. 47, n. 2, p. 427-465, may./jun. 1992.

FERRAZ, J. C.; KUPFER, D.; HAGUENAUER, L. Made in Brazil: desafios competitivos para a indústria. **Rio de Janeiro: Campus**, p. 386, 1995.

GIRARDI, D. Financialization of food - modelling the time-varying relation between agricultural prices and stock market dynamics. **International Review of Applied Economics**, v. 29, n. 4, p. 482-505, mar. 2015.

GRANGER, C.W. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. **Econometrica**, v.37, n.3, p.424-438, aug. 1969.

HARRIS, R. **Using cointegration analysis in econometric modelling**. London: Harvester Wheatsheaf, 1995.

HU, C.; XIONG, W. The informational role of commodity futures prices. In: WEYL, E. G.; GLAESER, E. L.; SANTOS, T. (Eds). **Apres le deluge: finance and the common good after the crisis**. Chicago: University of Chicago Press, 2013. Disponível em: <http://www8.gsb.columbia.edu/rfiles/finance/misc/Information_Commodity4_c.pdf>, Acesso em: 10 abr.2017.

ILDIRAR, M.; ISCAN, E. The interaction between stock prices and commodity prices: eastern Europe and central Asia case. 2016. **International Journal of Economics and Finance Studies**, v. 8, n.2, p. 94-106, 2016.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of economic**

dynamics and control, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, jun./sep. 1988.

LILLYANA, C.; NAPITUPULU, T. A. Impact of price and export quantity on stock price: a case of agri-business in Indonesia. **Advanced Science Letters**, v. 21, n. 4, p. 789-791, apr. 2015.

LOMBARDI, M. J.; RAVAZZOLO, F. On the correlation between commodity and equity returns: implications for portfolio allocation. **Journal of Commodity Markets**, v. 2, n. 1, p. 45-57, jun. 2016.

MACKINNON, J. G.; HAUG, A. A.; MICHELIS, L. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. **Journal of Applied Econometrics**, v. 14, n. 5, p. 563- 577, sep./oct. 1999.

MENDONÇA NETO, J.; BRUNI, A. L. Risco, retorno e equilíbrio: existe associação entre indicadores contábeis e os retornos das ações negociadas na Bovespa?. **Gestão & Planejamento**, v. 1, n. 10, p. 78-90, jul./dez. 2004.

MENSI, W.; BELJID, M.; BOUBAKER, A.; MANAGI, SHUNSUKE. Correlations and volatility spillovers across commodity and stock markets: Linking energies, food, and gold. **Economic Modelling**, v. 32, p. 15-22, may. 2013.

SCHWARZ, G. et al. Estimating the dimension of a model. **The annals of statistics**, v. 6, n. 2, p. 461-464, mar./apr. 1978.

SIMS, C. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1-48, jan. 1980.

TZENG, K.; SHIEH, J. C. P. The transmission from equity markets to commodity markets in crises periods. **Applied Economics**, v. 48, n. 48, p. 4666-4689, apr. 2016.

UNITED NATIONS CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT-UNCTAD. **The State of Commodity Dependence**. Genebra: Prensa UNCTAD, 2016.

VARTARIAN, P. R. Impactos do índice Dow Jones, commodities e câmbio sobre o Ibovespa: uma análise do efeito contágio. **Revista de Administração Contemporânea**, v. 16, n. 4, p. 608-627, jul./ago. 2012.

WALD, A. Tests of statistical hypotheses concerning several parameters when the number of observations is large. **Transactions of the American Mathematical Society**, v. 54, n. 3, p. 426-482, nov. 1943.

WILSON, C. A.; FEATHERSTONE, A. M.; KASTENS, T. L. Threshold effects in food and agribusiness stock price markets. In: 2001 Annual meeting AAEA, Chicago, 2001. **Proceedings...** Chicago: American Agricultural Economics Association, 2001. p. 1-24.

ZAPATA, H. O.; DETRE, J. D.; HANABUCHI, T. Historical performance of commodity and stock markets. **Journal of agricultural and applied Economics**, v. 44, n. 03, p. 339-357, aug. 2012.