

Associação dos retornos das ações das empresas do agronegócio com os preços das principais commodities agrícolas do Brasil

Autor: João Paulo Silva (joaopaulos@ufu.br)

Orientador: Prof. Dr. Odilon José de Oliveira Neto (odilonoliveira@ufu.br)

Resumo

Este estudo analisou a existência ou não de uma relação de longo prazo entre os preços das *commodities* agrícolas e os retornos das ações das principais empresas do agronegócio brasileiro. Para isso, foi verificada a relação entre os retornos das ações do agronegócio e das variações dos preços das *commodities* agrícolas, pela aplicação das seguintes análises: estatística descritiva, cointegração, causalidade e decomposição da variância. Os resultados dos testes de estacionariedade e de cointegração de Johansen (1988) comprovaram uma relação de equilíbrio no longo prazo entre os retornos das ações das empresas do agronegócio e as variações dos preços das *commodities* agrícolas. Mas, o teste de causalidade e exogeneidade, seguido da verificação da decomposição da variância, explicaram que a volatilidade do retorno das ações de empresas do agronegócio brasileiro pode ser explicada apenas em parte por movimentos pretéritos dos preços do próprio ativo, ou, por variações no preço de uma *commodity* diretamente ligada ao seu negócio. Isto porque, evidenciou-se que parte da volatilidade dos retornos das empresas do agronegócio são explicadas também, por variações nos preços de *commodities* agrícolas que não são parte principal do seu portfólio de indústria.

Palavras-chave: *Commodities* Agrícolas, mercado Ações, cointegração.

1. Introdução

A importância do agronegócio para a economia brasileira é reforçada 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 aproximadamente 23% do PIB brasileiro.

Segundo ainda dados de 2016 do CEPEA o valor da participação do agronegócio no PIB foi de 1.477,28 trilhões de reais, e mesmo com uma queda de 3,6% do PIB brasileiro perante 2015, o setor obteve crescimento acumulado de 4,48% em 2016. Além disso, o agronegócio pela geração de 37% dos empregos diretos no Brasil, segundo dados de 2016 do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento – MAPA (BRASIL,2016).

Para Di Agostini (2009), a vocação do Brasil para o agronegócio perpassa pela abundância de terras agricultáveis com potencial produtivo, o clima tropical e a disponibilidade de água. Consequentemente isso tende a favorecer o país na produção de *commodities* agrícolas, que abastecem tanto o mercado doméstico quanto o mercado internacional.

Ressalta-se a representatividade do Brasil na comercialização de produtos básicos, que na grande parte são representados pelas *commodities*, estas que pelo último relatório da *United Nations Conference on Trade and Development* (Conferência das Nações Unidas sobre Comércio e Desenvolvimento) divulgado em 2016, 6,5% do PIB correspondiam as exportações de commodities no biênio 2014-2015, e a participação das *commodities* no total das exportações esteve em aproximadamente 63% (UNCTD, 2016).

Analisando o contexto econômico em que estão inseridas essas mercadorias, Ferraz Kupfer e Haguenaer (1995), afirma que em geral os preços das *commodities* estão relacionadas as questões de oferta e demanda, de volatilidade nos mercados, por isso os investidores estiveram sempre atentos as questões de retorno e risco nos investimentos que envolvem essas mercadorias e por ter preços cotados em importantes bolsas internacionais.

Ao compreender que essa volatilidade de preços afetam de certa forma os produtores e compradores mundiais, nos deparamos com os efeitos de uma economia globalizada, que pode trazer impactos em quem compra e vende essas mercadorias, e que segundo Fama e French (1992) ao analisar retornos mensais de empresas norte americanas durante 50 anos, constatou que muitas variáveis externas e internas podem interferir nos resultados de rentabilidade das empresas nas bolsas de valores.

Diante da relevância das *commodities*, e das variáveis que podem afetar o mercado de ações, este estudo analisou a relação entre variação dos preços das principais *commodities* agrícolas e os retornos de ações das principais empresas do agronegócio brasileiro listadas no índice IBRX-100, que utilizam essas como principais matérias-primas para indústria e que possuem ações em negociação na B3- Brasil, Bolsa, Balcão (B3, 2018).

Especificamente este estudo teve a finalidade de identificar ou não a existência de equilíbrio na relação de longo prazo entre a variação dos preços das *commodities* agrícolas e o retornos das ações. Assim sendo as perguntas de pesquisa a serem respondidas foram: Existe ou não uma relação entre os retornos das ações das principais empresas do agronegócio no mercado acionário e as variações nos preços das *commodities* agrícolas? Essa relação é equilibrada no longo prazo? E no caso de constatação dessa relação, como se dá o ajustamento no curto prazo quando ocorrem choques nos mercados de *commodities*?

Ao deparar-se com outros estudos cujo objeto de pesquisa envolve retorno e risco de ações e suas relações com outras variáveis, Batistella et al. (2004) buscou compreender se os níveis de práticas de governança corporativa das empresas implicaria no retorno de suas ações, enquanto Neto e Bruni (2008) buscaram verificar essa implicação em relação as variáveis contábeis como beta contábil, variação do lucro líquido, variação de retorno sobre o patrimônio líquido de empresas listadas na antiga bolsa BMF&BOVESPA.

Diante de alguns estudos que buscavam relacionar outras variáveis com os retornos das ações, o presente estudo diferentemente dos demais agrega a análise da relação entre a variação dos preços das *commodities* e os retornos das ações de empresas que atuam no setor do agronegócio.

A realização da pesquisa se justifica dada a importância econômica dos investimentos no agronegócio para a geração de empregos, o crescimento econômico e o equilíbrio da balança comercial brasileira. Considera-se também que o comportamento dessas variáveis ao longo do tempo possa afetar as expectativas futuras no curto e no longo prazo impactando positiva ou negativamente. Além disso ressalta-se que as empresas que utilizam essa matéria-prima na indústria que serão analisadas neste estudo estão entre as mais importantes do seu segmento no contexto empresarial brasileiro. Este estudo se justifica também pela importância das informações e resultados da pesquisa para investidores, e em especial, para tomada de decisão de investimento em especial ativos financeiros de empresas do setor do agronegócio, trazendo perspectivas e efeitos no curto e longo prazo, e no desenvolvimento de estratégias quantitativas para gestores institucionais e investidores dentro e fora do mercado de capitais.

Para as grandes empresas a volatilidade de preços das *commodities* que são matéria-prima para a indústria, podem influenciar nas receitas de exportação e nos custos de fabricação, o que implica no aumento ou não das receitas, e pode afetar os resultados financeiros da empresa, influenciando na atratividade dos investidores. Mas em especial, os resultados desta pesquisa podem contribuir para que as empresas compreendam a relação entre preços das

commodities agrícolas e das suas ações negociadas livremente no mercado de capitais e no desenvolvimento de estratégias quantitativas para rentabilidade de seus ativos. Na seção a seguir, encontra-se no referencial teórico alguns dos principais estudos na área relacionados ao tema desta pesquisa e acerca da relação de outras variáveis com o mercado de ações e *commodities*.

2. Referencial Teórico

Existem diversos estudos e pesquisas que interessam a analistas, ao mercado financeiro e a pesquisadores, que explicam as diversas influências que sofrem os retornos de ações de empresas, perante alterações em diferentes variáveis, sejam econômicas, culturais, financeiros e organizacionais.

Ao adentrar as pesquisas evidenciando a um setor específico, Wilson et al. (2001), analisou a dinâmica dos retornos das ações de empresas do agronegócio e o retorno da carteira de mercado, concluindo portanto que, o beta das ações não foi constante ao longo do tempo e que as ações individuais das empresas estavam em desequilíbrio por alguns períodos e que os betas eram mais estáveis.

A relação de causalidade e de longo prazo entre retorno das ações e o lucro contábil das empresas é investigada por Galdi e Lopes (2008) utilizando dados de empresas da América Latina. Os resultados dos testes de cointegração de Johansen (1988) e de causalidade de Granger (1969), evidenciaram a existência dessa relação no longo prazo, embora não permita estabelecer uma relação clara de causalidade entre elas.

Ao analisar as ações de empresas do agronegócio, Detre e Gunderson (2011), adotaram as políticas de responsabilidade social corporativa conhecidas pela sigla CSR, como variável para o estudo, em que relacionavam com o comportamento das ações de empresas do agronegócio norte-americano. O estudo revelou que no momento em que as empresas aderem ao Índice Dow Jones de Sustentabilidade, o valor de suas ações inicialmente tende a reagir negativamente, ou seja, entra em declínio pelo fato, segundo a pesquisa de que os investidores reagem ao aumento dos custos da adoção de medidas de responsabilidade social corporativa por parte das empresas do agronegócio.

De Paula et al. (2012) buscaram encontrar a correlação existente entre o retorno das ações de empresas não financeiras do índice IbrX-50 e o seu valor econômico agregado (EVA®), como medida de desempenho econômico. Testadas as hipóteses, apontou-se que das 28 empresas analisadas, a presença de correlação em termos percentuais é verdadeira para apenas uma empresa, esta é negativa. Ao utilizar a variação do EVA®, em valores nominais a correlação negativa atinge 17 das 28 empresas, o que segundo o autor, tratando-se de um resultado que o se distancia da lógica da área das finanças logo, isso implica que as expectativas dos investidores não seguem positivamente o retorno de suas ações.

Dado o desenvolvimento do mercado de capitais norte americano, outras pesquisas foram realizadas com objetivo de analisar relações que outras dezenas de variáveis e eventos impactavam nos retornos de ações de diversas empresas e setores do mercado.

Ao considerar que as políticas macroeconômicas de um país poderiam influenciar no retorno sobre os investimentos das empresas, Tepe, Du e Hennessey (2011), examinou a política de biocombustíveis norte-americana, baseada na produção da *commodity* milho, e verificou que essa influenciou em alguns casos positivamente o retorno das ações de empresas do ramo do agronegócio no país.

No período analisado, as empresas de insumos principalmente sementes, máquinas e fertilizantes viram seus retornos crescerem de forma positiva, dada a reação das políticas de biocombustíveis naquele momento, e contrário a isso, empresas do setor alimentício de proteína animal foram impactadas negativamente, segundo Tepe, Du e Hennessey (2011), o que pode

ser resumido que as empresas que atuam na cadeia produtiva dos biocombustíveis usufruem usufruírem direta ou indiretamente dos resultados das políticas de incentivo à produção de biocombustíveis norte-americanas.

Lillyana e Napitupulu (2015), buscaram alguns fatores que em tese teriam influência nas ações de uma empresa do agronegócio na Indonésia, a partir de um caso de uma empresa da cadeia de Óleo de Palma da Malásia (CPO) uma *commodity* regional. , os resultados de uma análise de regressão múltipla comprovaram que Óleo de Palma há influência positiva no preço das ações, e que ainda não foi válido assumir a relação do preço das ações com a quantidade Óleo de Palma de exportações do produto no país.

Dorfman e Park (2010) investigaram a volatilidade dos retornos das ações de empresas do setor agrícola transmitidas a indústrias do setor nos EUA, utilizando a abordagem bayesiana e o modelo auto regressivo de heterocedasticidade condicional (GARCH-M) generalizado na média. A relação Retorno-risco foi positiva entre as empresas do setor agrícola, e de produção de alimentos e o mercado de ações norte-americano.

O petróleo não é uma *commodity* agrícola, porém sabe-se que é uma das principais *commodities* comercializadas em escala mundial. Diante disso Narayan e Sharma (2011), examinaram a relação entre o preço do petróleo e os retornos de 560 empresas com ações negociadas na bolsa de valores de Nova York (NYSE). Através de um teste de hipóteses baseado no modelo de GARCH, constatou-se que analisados retornos de 8 anos dessas empresas, o preço do petróleo, afetou os retornos de forma diferenciada para cada setor, com base no seu tamanho.

Tratando-se ainda dos preços da *commodity* petróleo, Mohanty et al. (2011) afirmaram que os mercados acionários têm exposições positivas significativas aos choques de preços do petróleo e que essas mudanças têm assimetria sobre os retornos das ações de um país, e na indústria. Estas descobertas vieram após o exame da relação entre as mudanças nos preços do petróleo, e os retornos de equivalência patrimonial nos países do Conselho de Cooperação do Golfo (GCC).

Lombardi e Ravazzolo (2016) investigaram se é verdadeira a hipótese correlação entre os preços das ações e *commodities* de forma conjunta com a investigação acerca das implicações das correlações entre preços do petróleo e das ações para a alocação de ativos. Foram coletados dados semanais de 1980 a 2015 dos retornos gerados pelo *Standard & Poor's Goldman Sachs* índice de *commodities* (SPGSCI), aplicando um modelo de correlação condicional dinâmica bayesiana para volatilidades e correlações.

Logo, Lombardi e Ravazzolo (2016), constataram que a relação entre as variáveis cresceu após a crise recente de 2008, e uma estratégia de investimento que também inclui *commodities* em um portfólio produz uma volatilidade substancialmente maior e nem sempre produz altos índices de Sharpe (1994).

Zapata, Detre e Hanabuchi (2012) investigaram acerca da força da relação cíclica existente entre os mercados de *commodities* e o mercado de ações, investigando a trajetória de longo prazo dos investimentos em *commodities*. Para análise dos dados, os autores utilizaram dados mensais dos retornos do índice S&P 500 de 1871 a 2010, juntamente com a aplicação de métodos de programação linear, Minimização de desvios absolutos totais (MOTAD), e que encontraram que as *commodities* estavam correlacionadas negativamente com o índice S&P500. Os estudos de Zapata, Detre e Hanabuchi (2012), também trouxeram resultados que comprovaram que em períodos que retornos das ações estavam mais baixos e as *commodities* estavam em alta, a inclusão de *commodities* no portfólio seria um bom investimento.

Mensi (2013) realizou uma importante descoberta ao pesquisar acerca das ligações entre retorno e a transmissão de volatilidade dos índices S&P 500 e os de *commodities* para os setores de energia, alimentos, ouro e bebidas no período de 2000-2011, em que era tido como momento

de turbulência econômica. Após empregar o modelo de vetores auto regressivos generalizado com heterocedasticidade condicional (VAR-GARCH), os pesquisadores concluíram a existência significativa de transmissão entre esses dois índices, logo o índice S&P 500 tinha a maior correlação condicional com o Índice Ouro, e os choques e a volatilidade do índice, influenciaram fortemente o Ouro e Petróleo.

Ao basear-se na metodologia GARCH de correlação condicional dinâmica (DCC), Creti, Joëts e Mignon (2013), buscaram a resposta acerca das relações entre os retornos de 25 *commodities* e o mercado de ações no espaço de tempo de janeiro de 2001 a novembro de 2011, muito próximo do período analisado por Mensi (2013).

Creti, Joëts e Mignon (2013), tiveram foco específico nas *commodities* relacionadas a área energética, e constataram que essas correlações são altamente voláteis além de evoluírem ao longo do tempo, principalmente a partir da crise de 2008, o que acentuou o financiamento dos mercados de *commodities*. Encontrou-se um fenômeno de especulação relacionado as matérias-primas, petróleo, café e cacau.

Ao permearem a área do mercado acionário e a relação com preços das *commodities*, Hu e Xiong (2013) buscaram o fluxo de informações entre os preços dos futuros de commodities negociados nos Estados Unidos e os preços das ações dos países do Leste Asiático, incluindo China, Japão, Hong Kong, Coreia do Sul e Taiwan. Através dos preços diários dos futuros soja, cobre e petróleo bruto, os resultados apontaram a existência de reações positivas e a existência de fluxos de informações significativos dos mercados asiáticos aos futuros soja e cobre nos EUA, além de evidenciar o papel dos os preços de futuros das *commodities* como medidores da força econômica global.

Assim como os estudos de Mensi (2013) buscavam encontrar uma ligação de transmissão de volatilidade entre os índices S&P 500 e as *commodities*, os pesquisadores D'antoni e Dean Detre (2014) utilizaram do S&P 500 e de um índice de ações do agronegócio para investigar se o índice de ações do agronegócio serve como uma ferramenta de diversificação em um portfólio de investimentos.

D'antoni e Dean Detre (2014), analisaram especificamente os períodos de recessão em 2001 e 2008, estimando uma dependência entre os retornos dos índices. A adição de ações do agronegócio a um portfólio fornecera ganhos significativos de diversificação para uma carteira de ações domésticas. Assim como D'antoni e Dean Detre (2014) e Zapata, Detre e Hanabuchi (2012) abordaram o índice S&P 500 como objeto de pesquisa Black et al. (2014), também considerou relevante a utilização do índice.

Black et al. (2014) utilizaram também do Índice S&P 500 e do Índice S&P GSCI Commodity, um índice de preços de 20 *commodities* de diversos setores, objetivavam verificar relações existentes no longo prazo entre retorno das ações e o preço das *commodities*, e se essas relações poderiam servir como modelo de previsão dos valores de retorno das ações.

Black et al. (2014) utilizaram das técnicas de cointegração entre os dados dispostos, e os resultados apontaram que o modelo médio histórico supera os modelos de previsão na abordagem estática. Nas previsões contínuas os modelos que incorporam informações do relacionamento a longo prazo com preços das ações / preço da *commodity* superam a média histórica e outros modelos de previsão. Conclui-se, portanto, que a média histórica não é uma medida totalmente adequada para fazer previsões, utilizando o preço das ações e das *commodities*.

Do modo em que muitos dos autores procuravam analisar algum tipo de relação entre o mercado acionário e as *commodities*, tendo como base em geral o mercado norte-americano, outros autores ocuparam-se por pesquisar outras economias com características e peculiaridades locais, como é o caso dos estudos de Lillyana e Napitupulu (2015) na Indonésia e Vartarian (2012) no Brasil, associando ao índice norte-americano Dow Jones. Em questão, os

estudos de Vartarian (2012) ao analisar mais de perto o mercado acionário brasileiro, definiu por objetivo constatar o efeito contágio do índice norte-americano Dow Jones, os preços das *commodities* e a taxa de câmbio sobre a trajetória do índice Ibovespa, em uma série temporal de 1999 a 2010, e identificou a relação no longo prazo entre as variáveis.

Aplicados o teste de cointegração e do modelo vetorial auto regressivos (VAR), Vartarian (2012), não identificou a existência de relação no longo prazo entre as variáveis, enquanto que no curto prazo o índice Ibovespa teve reações positivas aos choques nos preços das *commodities* e ao índice Dow Jones, o que demonstrou reação positiva à depreciação cambial, evidenciando o efeito contágio.

Ildirar e Iscan (2016) tinham objetivos muito próximos ao que o presente estudo presente realizar descobertas. Estudaram o mercado de ações dos países do ECA, Europa oriental e Ásia Central. Os autores tinham por objetivo investigar finalidade a relação de longo prazo entre o preço das *commodities* e o mercado de ações no ECA em uma cointegração de painel com preços do petróleo, ferro, borracha e trigo, em uma série temporal de janeiro de 2012 a maio de 2015. Assim sendo, Ildirar e Iscan (2016) encontraram que naquele momento não existiam uma relação significativa, e que essa interação seria incerta, embora o resultado fosse previsto dada as diferenças nos indicadores financeiros do mercado de ações de cada país e suas discrepâncias.

Johnson e Soenen (2009) trouxeram novas evidências ao analisar no período de 1995-2007 que comportamento do mercado acionário em reação aos preços das *commodities*, se altera após mudanças nas taxas de juros, câmbio e no mercado acionário norte-americano. Johnson e Soenen (2009) englobaram alguns países da América do Sul, e denotou que mercado de ações brasileiro foi afetado de forma significativa e quase instantânea quando ocorridas estas alterações.

A hipótese de que é possível explicar o desempenho das ações de 49 empresas do agronegócio ao redor do mundo em função de desempenho dos contratos futuros do trigo negociados no *Chicago Board of Trade* entre 1996 e 2007 e foi aplicada e testada por Declerk (2014), baseou-se na Teoria de Markowitz.

Os resultados de Declerk (2014) mostraram que os preços das ações das empresas da grande maioria do Japão e Estados Unidos não acompanharam de forma significativa os preços dos mercados agrícolas e os riscos de volatilidade dos mercados agrícolas não podem ter seus riscos eliminados trocando-os por ações de empresas do ramo de processamento de alimentos.

Tende a existir uma correlação mais positiva entre os preços agrícolas e os retornos dos mercados de ações em períodos de instabilidade financeira mundial (crises), como afirmou Girardi (2015) ao analisar séries de preços de 16 *commodities* e o impacto da turbulência financeira na correlação aumenta à medida que cresce a participação dos investidores financeiros no mercado de derivativos.

Para investigar possíveis mudanças em períodos das crises do *Subprime* e a dívida soberana europeia, Tzeng e Shieh (2016), analisaram a partir de Teste de causalidade de Granger (1969) em um período de 2003 e 2013 e descobriram que as correlações entre *commodities* e mercados de ações sofrem alterações ao longo do tempo e apresentaram alta volatilidade durante a crise financeira e que *commodities* não deveriam ser enquadrados como uma classe de ativos homogêneos.

Dentre as descobertas das pesquisas mais relevantes para o estudo, Ildirar e Iscan (2016) utilizaram inicialmente métodos estatísticos de cointegração que pretendesse utilizar neste estudo. Aborda um período relativamente curto (2012 a 2015) de análise dos dados e que diferentemente, a presente pesquisa pretendeu utilizar um período maior (2007 a 2017), embora compreendeu mercados importantes como o Europeu e Asiático, e Johnson e Soenen (2009) abordaram o mercado Sul-americano.

3. Procedimentos metodológicos

Nesta seção foram apresentados os procedimentos metodológicos adequados utilizados para atingir os objetivos desta pesquisa, em que buscou-se analisar a relação entre a variação de preços das *commodities* agrícolas e os retornos das ações das principais empresas do agronegócio brasileiro.

A abordagem da pesquisa é de natureza quantitativa, do tipo descritiva pois é essencial analisar a relação entre variáveis, através de dados numéricos e procedimentos estatísticos e busca descrever particularidades entre as relações de determinadas variáveis o que corrobora com a definição de Creswell (2010, p.26) para esse tipo de abordagem e de Vergara (2014).

Neste caso, portanto, as variáveis em que buscou-se encontrar uma relação analisadas neste trabalho são os retornos mensais das ações ordinárias ON, por estarem entre as mais comercializadas e disponibilizadas pelas empresas do agronegócio com capital aberto e listadas na B3 (2018), embora com informações disponibilizadas na plataforma virtual da antiga bolsa de valores BM&FBOVESPA (2017), e variações dos preços das principais *commodities* agrícolas em evidência, segundo um conjunto de dados do CEPEA(2017) caracterizadas como variáveis independentes.

Através da utilização de dados secundários, a coleta de dados foi utilizando dados históricos dos retornos das ações das empresas listadas através dos arquivos das cotações de preços disponibilizadas pelo site oficial da antiga BMF&BOVESPA (2017), hoje B3 (2018), e dos arquivos eletrônicos das séries temporais de preços das *commodities*, segundos dados do CEPEA (2017).

Optou-se pela utilização das companhias listadas no índice IBRX-100, que segundo BMF&BOVESPA (2017), destacam entre as 100 companhias de capital aberto com maior rentabilidade e liquidez no mercado financeiro. Incluiu-se também a empresa AMBEV S.A. levando em conta sua relevância no índice IBRX-100 e por fazer parte da cadeia do agronegócio indireto, e das quais se enquadram ao objetivo da pesquisa oito empresas.

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 SA Industria E Comercio	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.

Os dados dos retornos acionários mensais compreendidos de agosto de 2007 a agosto de 2017 das empresas listadas acima, foram uma das variáveis em que se relacionaram, portanto, com os preços históricos das *commodities* agrícolas e pecuárias açúcar cristal, etanol anidro e hidratado, milho, soja, trigo, boi gordo, frango resfriado e congelado, abordando uma série histórica temporal de agosto de 2007 a agosto de 2017. Os preços compreendem as cotações mensais do CEPEA/ESALQ/BM&FBOVESPA para o Estado de São Paulo, indicadores soja para Paranaguá e trigo para o Estado do Paraná. Os preços dos suínos não foram agregados a pesquisa devido a inconformidade temporal das séries para este estudo. Os testes resultaram em um total de 2057 observações.

A análise dos dados foi executada com base, em modelos econométricos propostos por Johansen (1988), Harris (1995), Granger (1969) e Sims (1980) que conduziram e permitiram a

verificação da existência de relação ou não entre os retornos das ações das empresas que são objeto de estudo e os preços das *commodities* agrícolas. A análise econométrica será realizada através do software *Eviews 9.0*.

Para verificar a existência da relação e interação das variáveis no longo prazo, os procedimentos econométricos utilizados basearam-se principalmente nos testes de cointegração, causalidade e decomposição de variância. O primeiro passo para análise dos dados foi a apresentação da estatística descritiva dos retornos das variáveis, e, em seguida, buscou-se obter a cointegração entre variáveis empregadas X (retornos das ações) e Y (preços *commodities*), que se apoia. Principalmente na robustez dos resultados obtidos a partir da sua aplicação, o que corrobora Margarido (2004), que afirma que a partir destes testes pode-se efetivamente analisar o relacionamento entre variáveis e a existência de equilíbrio no longo prazo.

Os testes de cointegração demonstram relevância e robustez uma vez que permite que sejam analisadas séries temporais com variáveis, dentre elas principalmente as econômicas, e deste modo Margarido (2004), afirma que existe a possibilidade de analisar o relacionamento entre variáveis e a existência de equilíbrio no longo prazo.

A lógica de Johansen (1988) aponta para a possibilidade de reconhecer vetores de cointegração existentes entre as variáveis e possíveis relações estruturais entre elas. Infere-se que através dos testes de cointegração, é possível identificar o tipo de relação entre variáveis, mesmo que tendam a ser não-estacionárias podendo-se identificar movimentos ao longo do tempo, logo podem ser estacionárias.

Um dos precedentes para testar a cointegração entre as variáveis, é que as séries devam ser integradas, uma vez que as variáveis de longo prazo podem apresentar desequilíbrio ao longo do tempo, ou seja caso sejam não-estacionárias, e que as mesmas devem ter a mesma ordem de integração dada por I(1) e I(2), em que pesem estar equilibradas no longo prazo, segundo Souza, Souza e Menezes (2011), de forma a estimar a modelagem de vetores de correção de erros (VEC).

O primeiro método a ser aplicado para obtenção dos resultados, baseou-se na estimação da estacionariedade das séries através dos testes de *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), propostos por Dickey e Fuller (1979), em que a hipótese nula do teste apresenta presença de raiz unitária, logo a série é não estacionária, e na hipótese de confirmação do teste define-se a estacionariedade da série.

Segundo Maddala (1992), nas situações em que se rejeita a hipótese nula e confirma-se o teste de análise confirmatória, indica que a situação de estacionariedade da série temporal analisada. Nas situações em que utilizam de regressões para analisar relação entre variáveis, enfatiza-se a importância do número de defasagens a serem feitas, objetivando eliminar auto correlação dos resíduos, e o modelo VAR proposto por Sims (1980) baseia-se na escolha do número de defasagens mais adequados.

Sims (1980) ponderou-se acerca da importância de construir modelos, sem distinguir as variáveis endógenas e exógenas, sem uma definição antecipada de uma possível relação entre variáveis, de modo que fosse possível avaliar ligações existentes entre variáveis, dessa forma criou-se os modelos de vetores auto regressivos (VAR).

A vantagem da utilização dos modelos de vetores auto regressivos, é que para Chew (1999), ele permite a inutilização de hipóteses explícitas acerca das correlações uma vez que o modelo se adapta aos movimentos históricos das variáveis. Verificada a cointegração, parte-se para aplicação do mesmo modelo vetorial com correção de erros (VEC) representado conforme a sistema de equações (1) e (2).

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

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

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; e 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. Neste caso, Z_{t-1} é estimado pela equação (3). 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.

$$Z_{t-1} = \alpha + \beta F_t - S_{t-1} \quad (3)$$

O número de defasagens identificadas no modelo, trouxeram a possibilidade de identificar impactos de curto prazo entre as séries analisadas através dos critérios AIC (*Akaike Information Criterion*) proposto por Akaike (1973) e SBC (*Schwarz Bayesian Criterion*) (SWHWARZ, 1978). Após, identificado o número de defasagens trazidos pelos métodos citados anteriormente, aplicou-se os testes para testar a cointegração entre as variáveis, sob o método de Johansen (1988), que permitiu identificar a quantidade de vetores possíveis de cointegração entre as variáveis analisadas. Utiliza-se da Estatística do Traço ($\lambda_{\text{traço}}$) e do Máximo Autovalor (λ_{max}), conforme a lógica de Johansen (1988), em que se determina o número de vetores de cointegração.

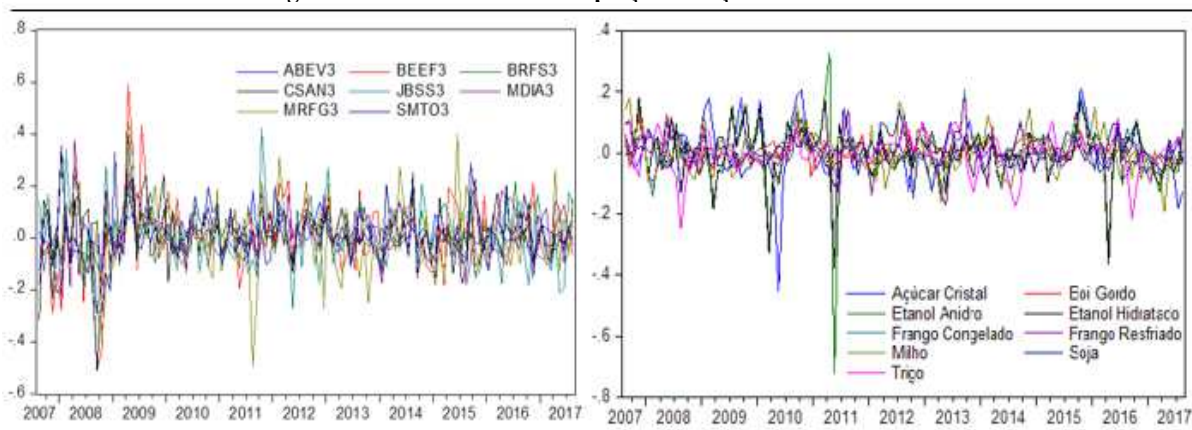
A hipótese nula segundo Johansen (1988), aponta para a existência de r vetores de cointegração, e que na forma matemática somente os primeiros r autovalores (λ) são diferentes de zero. Segundo ainda a lógica de Johansen (1988), o teste de máximo autovalor (λ_{max}) apresenta a hipótese nula como sendo, H_0 : o número de vetores de cointegração é igual a r vetores e H_1 : o número de vetores de cointegração é igual $r+1$ vetores, onde λ_i são as raízes características obtidas da matriz, que representa os vetores de correção de erros (VEC). Uma vez em que se encontra a existência de cointegração pelo método de Johansen (1988), aplica-se de forma conjunta o modelo de correção de erros, definido por Harris (1995).

Após a identificação de cointegrações existentes através dos modelos de vetores auto regressivos com correção de erros (VEC), utilizou-se da metodologia de Granger (1969) e de exogeneidade de Wald em bloco pelo modelo de correção de erros, para descobrir as relações de causalidade existentes entre as séries em que ocorre quando uma variável X causa outra variável Y, dado por Granger, se a situação de X no presente ou no passado poderá surgir como previsão futura para valores de Y para ao longo do tempo, amparado também pelo teste de Wald para exogeneidade por bloco aplicado ao VEC. O modelo de correção de erros é um precedente para análise de decomposição da variância.

4. Resultados e discussões

A primeira etapa da pesquisa consistiu em agrupar os retornos mensais de preços das ações e das *commodities* e analisa-las graficamente. Os retornos apresentados na Figura 1 a seguir, demonstram à primeira vista a inexistência de tendências lineares e de desenvoltura em torno de uma média constante.

Figura 1: Gráficos dos retornos preços das ações e das commodities



Fonte: Dados da pesquisa.

Na sequência, os resultados das estatísticas descritivas forneceram informações sobre as medidas de tendência central e dispersão, com destaque para o teste de Jarque-Bera que rejeitou a hipótese nula de normalidade, o que foi corroborado pelos testes de curtose e assimetria. Em termos percentuais, as ações ABEV3 e BEEF3 apresentaram a um retorno médio superior aos das demais ações, enquanto que, as ações BRFS3 e MDIA3 atingiram níveis pouco inferiores de retorno no período, conforme exposto na Tabela 1.

O desvio padrão dos retornos das ações ABEV3, BRFS3, CSAN3, JBSS3, MRFG3, MDIA3, BEEF3 e SMT03, mantiveram um desvio padrão relativamente pequeno, isso implica que no geral, as variações dos retornos das ações dado os desvios padrões apresentados implicam em comportamentos mais comedidos ao longo do tempo desses ativos acionários.

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)	0,3573	57,6037	0,5725	60,7249	1,6928	13,2773	7,4556	8,5362
p-valor JB	0,8364	0,0000	0,7511	0,0000	0,4290	0,0013	0,0240	0,0140

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.), SMT03 (São Martinho S.A.). **Fonte:** Dados da pesquisa.

A análise dos resultados segue com a verificação de estacionariedade das séries, que foi confirmada pelo teste de Dickey-Fuller Aumentado, proposto por Dickey e Fuller (1979) (ver Tabela 2), que apontou que em nível, a hipótese nula de presença de raiz unitária foi rejeitada para todos os retornos analisados, logo, não foi rejeitada a hipótese de que as séries são estacionárias em nível, resultados que sugerem a cointegração entre as séries de retornos.

Tabela 2: Testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

Série de Retornos	Estatística ADF (t)	AIC	SBC	DW
ABEV3	-10.04271***	-2.772798	-2.749569	2.014362
BEEF3	-8.519298***	-1.085992	-1.062763	2.032235
BRFS3	-11.10352***	-2.210251	-2.187022	1.973059
CSAN3	-10.89242***	-1.482380	-1.459151	1.910232
JBSS3	-10.18829***	-1.274709	-1.251480	1.949567
MRF33	-10.03358***	-1.066708	-1.043479	2.010633
MDIA3	-10.81661***	-1.794583	-1.771354	2.005216
SMT03	-10.33907***	-1.591505	-1.568276	1.976792
Açúcar Cristal	-7.018196***	-2.531744	-2.485036	2.044054
Boi Gordo	-8.825367***	-3.929589	-3.906360	1.888458
Etanol Anidro	-10.35086***	-1.672126	-1.648897	1.979966
Etanol Hidratado	-9.214603***	-2.097929	-2.074700	1.948939
Frango Congelado	-8.346686***	-2.978686	-2.955457	1.931168
Frango Resfriado	-8.160574***	-2.918567	-2.895338	1.910562
Milho	-8.207591***	-2.536205	-2.512976	2.052449
Soja	-7.829165***	-3.211100	-3.187871	1.948103
Trigo	-7.387051***	-3.342992	-3.296284	1.879913

Nota: Valores críticos do teste ADF aos níveis de 1%, 5% e 10% são respectivamente iguais a: (-2,5688), (-1,9414) e (-1,6163); (N) equação do teste em nível, , (AIC) critério de informação de Akaike, (SBC) critério de informação de Schwarz, (DW) estatística d de Durbin e Watson, (***) Estatisticamente significativa ao nível de 1%. **Fonte:** Dados da pesquisa.

Ao ter em vista atingir o objetivo principal da pesquisa, a análise de dados seguiu com a estimação dos modelos de vetores autorregressivos proposto por Sims (1980), mas, primeiramente, definiu-se o número de defasagens mais adequado para cada retorno de ações e de *commodities* a serem incluídas para estimação dos possíveis vetores de cointegração estimados pelo método de Johansen (1988), também denominada, defasagem ótima. O critério de escolha da defasagem ótima para testar a cointegração foi o critério de informação de Akaike (AIC), e, neste, foram agrupadas caso a caso (retorno de cada ação específica e retornos das *commodities* analisadas), conforme descrito na Tabela 3.

Após a escolha dos critérios de defasagem ótima, a cointegração entre as séries de retornos de cada ação foi testada quanto ao equilíbrio linear do relacionamento com os retornos das *commodities* selecionados, sendo, portanto, realizados oito testes baseados na proposição de Johansen (1988) (ver Tabelas 4 e 5). Sobre retornos financeiros, Embrechts, McNeil e Straumann (1999) explica ao longo do tempo esses geralmente são não-correlacionados serialmente, mas, sim, interdependentes, o que foi constatado pelos testes cointegração e respectivas estatísticas traço apresentadas nas Tabelas 4 e 5.

Tabela 3 - Defasagens Ótimas

AÇÃO ^{Lags}	FPE	AIC	HQ
ABEV3 ⁽⁸⁾	2.27e-26	-34.35362*	-26.42031
BEEF3 ⁽²⁾	2.59e-26*	-30.54415*	-29.48417
BRFS3 ⁽²⁾	7.20e-27*	-31.82260*	-30.75109
CSAN3 ⁽⁷⁾	6.15e-26	-31.80673*	-24.89064
JBSS3 ⁽⁸⁾	2.76e-25	-31.85441*	-23.92110
MDIA3 ⁽⁸⁾	9.18e-26	-32.95625*	-25.02294
MRF33 ⁽⁸⁾	1.81e-25	-32.27901*	-24.34570
SMT03 ⁽⁸⁾	1.24e-25	-32.65400*	-24.72070

Nota: (FPE) Critério de erro de previsão final, (AIC) critério de informação de Akaike, (HQ) Critério de Hannan-Quinn, (*) estatisticamente significativa ao nível de 1%, (ⁿ) N° de defasagens ótimo. **Fonte:** Dados da pesquisa.

Com base nos valores críticos e no valor *traço*, expostos na Tabela 4 foram rejeitados a 5% de significância a hipótese de inexistência de nenhum vetor de cointegração entre as séries

analisadas conjuntamente, e constatou-se que os retornos das ações das empresas analisadas e os retornos das *commodities* agrícolas são cointegrados, o que corrobora a existência um provável fluxo significativo entre *commodities* e o mercado acionário, como apresentado por Hu e Xiong (2013).

Mensi (2013) embora tenha analisado o retorno de um índice do mercado de ações internacional, por meio de um vetor autorregressivo, com heterocedasticidade condicional, também identificou esse relacionamento no longo prazo, mais precisamente, a associação entre retornos de empresa do setor agrícola norte-americano, o que corrobora a existência de cointegração encontrada no presente estudo.

Tabela 4: 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	0,0700	12,8420	15,4947	0,1207

Nota: (p-valor) p-values de MacKinnon-Haug-Michelis (1999), (VC) Valor crítico, (Est.) Estatística, (***) estatisticamente significativa ao nível de 1%, (**) estatisticamente significativa ao nível de 5%, (*) estatisticamente significativa ao nível de 10%. **Fonte:** Dados da pesquisa.

Ao considerar o número ótimo de defasagens da Tabela 3, verificaram-se nas estimativas dos testes de cointegração expostos na Tabela 5, resultados diferentes dos estimados na Tabela 4. Isto porque, no que se refere à relação entre as *commodities* agrícolas e os retornos das ações ABEV3, JBSS3, MDIA3, MRFG3 e SMTO3, não se tem significância estatística de cointegração vetorial completa entre as variáveis (ver Tabela 5), resultado este, que difere da relação apresentada pelos retornos das ações BEEF3 e BRFS3, que apresentou em conjunto completude de existência de vetores de cointegração entre as variáveis.

Mas, quanto aos resultados apresentados na Tabela 5, vale destacar a existência de relação equilibrada no longo prazo entre os retornos das ações JBSS3, MDIA3 e MRFG3, SMTO3 e as variações nos preços das *commodities* agrícolas selecionadas no estudo, com no mínimo, sete vetores de cointegração.

Tabela 5: Teste traço para verificação de cointegração entre os retornos das ações e das *commodities* agrícolas

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	0,1100	26,1682	29,7971	0,1238	r ≤ 8	0,1055	24,0865	29,7971	0,1968
r ≤ 9	0,0782	13,1129	15,4947	0,1107	r ≤ 9	0,0611	11,6009	15,4947	0,1771
MRFG3					SMTO3				
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	0,1203	25,0278	29,7971	0,1604	r ≤ 8	0,10331	25,5645	29,7971	0,1422
r ≤ 9	0,0674	10,6699	15,4947	0,2326	r ≤ 9	0,079662	13,3515	15,4947	0,1025

Nota: (p-valor) p-values de MacKinnon-Haug-Michelis (1999), (VC) Valor crítico, (Est.) Estatística, (***) estatisticamente significativa ao nível de 1%, (**) estatisticamente significativa ao nível de 5%, (*) estatisticamente significativa ao nível de 10%. **Fonte:** Dados da pesquisa.

Ao não rejeitar a existência vetores de cointegração entre as variáveis analisadas, partiu-se para estimação de um modelo vetorial autorregressivo com correção de erros e consequente teste de causalidade e exogeneidade e a decomposição da variância dos erros de previsão.

Os resultados dos testes apresentados na Tabela 6 permitiram verificar a presença de exogeneidade-endogeneidade entre as variáveis, e apontou que as variações nos retornos das ações ABEV3, BEEF3, BRFS3, JBSS3 e MDIA3, tem chances aproximadamente nulas de explicar variações nos retornos dos preços das *commodities* agrícolas ao longo do tempo, resultado este, diferente dos achados de Dorfman e Park (2010), que 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.

Na Tabela 6, os resultados dos testes apontaram ainda que: (i) variações nos retornos das ações da MRFG3 podem ser explicadas por alterações nos preços (retornos) do boi gordo e da soja; e, (ii) variações nos retornos das ações CSAN3 se alteram diante da volatilidade nos preços (retornos) da carne de frango, do etanol (anidro e 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 pelos retornos do Boi Gordo, diferente do ocorrido com a ação MRFG3 (ver Tabela 6).

Os resultados da Tabela 6 mostram ainda que retornos das ações SMTO3 (São Martinho S.A.) também não são estatisticamente explicados por volatilidades nos preços (retornos) das *commodities* agrícolas selecionados, logo, não deveriam ser incluídos em um hipotético modelo de previsão. Em suma, este resultado difere do encontrado por Black et al., (2014), que encontraram evidências de relacionamento no longo prazo 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 6 para a causalidade dos retornos das ações ABEV3, BEEF3, BRSF3, JBSS3, MDIA3 e SMTO3, com as *commodities* agrícolas selecionadas para o estudo, corroboram os achados de Declerk (2014) e Ildirar e Iscan (2016), que afirmaram que nem sempre os preços agrícolas estão aos relacionados retornos de ações, ou índices de mercado.

Tabela 6: Teste de causalidade de Granger/Teste de Wald para exogeneidade por bloco aplicado ao VEC (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}	0,0000747 ^{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)	SMTO3 ^(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.), BRSF3 (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%, (ns) não significativa.

Fonte: Dados da pesquisa.

Seguindo o critério de otimização de defasagens da Tabela 3, a análise de decomposição da variância dos erros de previsão apresentada na Tabela 7, permitiu identificar para oito meses, 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 da decomposição de variância tem início com a análise dos retornos das ações ABEV3(AMBEV S.A), como apresentado, as variações no preço da soja a partir do primeiro mês foi mais relevante em detrimento das outras *commodities* para explicar as variações nos retornos da ação ABEV3 no momento do choque, que ficou em torno de 2,48%. No entanto dentre os outros 7 ativos acionários analisados, as *commodities* açúcar cristal, etanol anidro e hidratado, frango congelado e resfriado, milho e trigo tiveram parcela insignificante para explicar a variância e no poder de previsão sobre as ações das ABEV3.

Ao analisar os dados da Tabela 7, foi verificado que as variações dos retornos das ações BEEF3 são transmitidas a partir do segundo mês em boa parte pelas volatilidades ocorridas nos retornos 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 que concentra suas atividades no segmento de proteína animal, corroboram a relação apresentada

pelos retornos das ações BEEF3, mas, agregam à transmissibilidade da variação dos preços (retornos) das *commodities* agrícolas, soja e frango, a variação do seu retorno.

Já relação dos retornos dos preços do boi gordo com os retornos dos preços das ações JBSS3, ativos de uma empresa que também faz parte do segmento de proteína animal, também é evidente, mas, em patamares bem menores de transmissão quando comparada ao verificado para as ações BEEF3. No caso das ações JBSS3, destaca-se o fato da empresa atuar em outros segmentos do agronegócio, o que pode explicar sua variação entre o segundo e oitavo mês estar significativamente atrelada com a volatilidade de outras *commodities* agrícolas, como açúcar cristal, etanol anidro e hidratado, soja e trigo, inclusive, em patamares superiores à transmissão causada pelas alterações nos preços do boi gordo.

O resultado em significância estatística do teste de exogeneidade de Wald aplicado ao modelo vetorial autorregressivo de correção de erros corrobora que os retornos do boi gordo não foram as variáveis que percentualmente explicaram a variância dos erros de previsão ao longo dos períodos para as ações JBSS3, como visto na Tabela 7, uma vez que apenas 1,36% da variância nos erros de previsão dos retornos deste ativo podem ser explicados pela variância nos retornos do boi gordo. Assim sendo, destaca-se a diferença da influência dos preços do boi gordo na variância dos retornos das ações das empresas que tem essa commodity como principal matéria-prima, mais precisamente, JBSS3 e BEEF3.

Quanto à decomposição da variância do retorno das ações BRFS3, ativo de outra importante indústria do segmento de proteína animal, variância explicada por alterações principalmente por si mesma, e nos preços das commodities agrícolas boi gordo (2,13%), etanol hidratado (3,55%) e trigo (4%). Os resultados corroboram em boa parte estimativas apresentadas pela BEEF3, o que pode ser explicado pelo fato das duas empresas atuarem fortemente no segmento de proteína animal. Mas, vale ressaltar que enquanto a BRFS3 (BRASIL FOODS S.A.) tem as carnes de frango e suína como principais produtos do seu portfólio, a principal matéria-prima da BEEF3 (MINERVA S.A.) é a carne bovina, que apresentou um poder explanatório na previsão da variância de 6% a partir do segundo mês após os choques, seguido pelo trigo (3,88%), etanol anidro (2,17%), e soja (2,5%), enquanto os demais apresentaram significância em torno de 1% ou abaixo dele.

Outro dado relevante merece ser destacado na Tabela 7, trata-se do comportamento dos retornos das ações da empresa Cosan S.A. (CSAN3), que 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 (retornos) de todas as *commodities* agrícolas selecionadas no presente estudo.

A partir do segundo mês decorrido de um choque não antecipado a explicação da variação das alterações nos retornos das ações CSAN3, cai de 100% para 89,77% causados pelas variações do seu próprio ativo. Decorrido o terceiro mês, a explicação das variações sobre retornos acerca de mudanças promovidas por choques entre o próprio ativo cai consideravelmente para 55,37%. No oitavo mês decorridos choques não antecipados, a explicação de mudanças nos retornos do ativo, pode ser explicado por apenas 38% de variações advindas do seu próprio ativo. Dentre os oito ativos acionários, a ação CSAN3, é o que apresentou essa característica particular por meio da análise de decomposição de sua variância.

Tabela 7 – Evolução mensal da decomposição da variância dos erros de previsão em percentagem dos retornos das ações das empresas do agronegócio em relação aos retornos dos preços das commodities agrícolas brasileiras no período 2007-2017

ABEV3											
Mês	S.E.	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
3	0,0631	91,7327	0,3852	0,3317	0,5847	0,0381	2,3067	0,1874	0,8931	2,3678	1,1726
4	0,0638	89,9293	0,3872	0,4376	0,5767	0,5373	2,3506	0,3570	0,8910	2,4205	2,1127
5	0,0642	89,1305	0,3830	0,4429	0,7886	0,6772	2,4071	0,4697	1,1975	2,3960	2,1076
6	0,0643	88,9425	0,3867	0,4406	0,8414	0,6831	2,4890	0,4864	1,2001	2,4079	2,1223
7	0,0644	88,8058	0,3935	0,4399	0,8514	0,7349	2,4849	0,4878	1,2142	2,4471	2,1405
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	S.E.	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
3	0,1539	84,5802	0,6321	5,6746	2,2014	0,0096	0,0673	1,2257	0,9859	1,3791	3,2440
4	0,1564	81,9995	0,8212	6,4056	2,1334	0,1276	0,1582	1,2174	0,9652	2,2646	3,9074
5	0,1574	81,0409	0,8104	6,5681	2,1122	0,1783	0,6072	1,2263	1,3057	2,2736	3,8773
6	0,1580	80,5288	0,8978	6,5842	2,1066	0,2022	0,7745	1,2455	1,5212	2,2817	3,8574
7	0,1584	80,1115	1,0776	6,5483	2,1590	0,2030	0,7811	1,3048	1,5597	2,3873	3,8676
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	S.E.	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
3	0,0849	89,1085	1,1446	1,9495	2,1031	1,5995	0,1148	0,0870	0,2871	0,0123	3,5935
4	0,0864	86,2795	1,1093	2,1138	2,0410	3,3315	0,3351	0,0851	0,6404	0,1504	3,9139
5	0,0867	85,7597	1,1053	2,1361	2,2774	3,3175	0,5235	0,1138	0,6657	0,1627	3,9383
6	0,0870	85,2559	1,1128	2,1366	2,2666	3,5642	0,5825	0,1220	0,7809	0,2426	3,9360
7	0,0870	85,1284	1,1165	2,1339	2,2658	3,5591	0,5821	0,1388	0,7835	0,3069	3,9850
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	S.E.	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
3	0,1334	55,3760	0,4469	0,9872	3,1495	0,0099	5,4823	7,5201	12,3387	2,0545	12,6348
4	0,1385	52,0183	1,9817	0,9272	3,0316	0,3850	5,1936	6,9770	12,3704	2,9479	14,1674
5	0,1453	50,0897	1,8816	0,8429	3,0797	0,4129	6,0022	6,5056	14,7852	3,1214	13,2788
6	0,1529	45,8488	1,9122	4,9320	5,2881	0,5561	5,5803	6,6497	13,3836	3,1264	12,7228
7	0,1600	42,1209	2,2447	4,6183	5,0010	2,2898	6,4170	6,1527	14,1855	5,0407	11,9294
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	S.E.	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
3	0,1374	85,1128	1,6920	1,2922	1,2742	2,7931	0,6123	0,2882	0,2628	2,6700	4,0025
4	0,1389	83,5801	2,8775	1,3338	1,2504	2,7659	0,6379	0,3194	0,5054	2,7362	3,9934
5	0,1395	82,9243	2,8577	1,3470	1,3140	2,7534	0,9220	0,3270	0,5596	2,7601	4,2350
6	0,1398	82,5453	3,0539	1,3401	1,3079	2,7787	0,9398	0,3283	0,6614	2,8191	4,2256
7	0,1400	82,3765	3,1122	1,3586	1,3311	2,7741	0,9704	0,3283	0,6785	2,8487	4,2216
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	S.E.	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
3	0,1032	88,0549	1,5770	1,8930	0,9316	0,3253	0,7683	0,1923	0,4623	1,1756	4,6197
4	0,1046	85,8336	1,5374	1,9277	0,9452	0,4153	0,8574	0,2348	0,4611	1,4108	6,3767
5	0,1052	84,8262	1,5575	2,1602	0,9785	0,6384	1,1218	0,4232	0,5040	1,4135	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
7	0,1057	84,1055	1,5491	2,1801	1,0452	0,7405	1,2748	0,4830	0,6678	1,5141	6,4399
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	S.E.	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
3	0,1541	82,9405	0,5328	3,2890	1,4826	1,3621	3,3636	2,1177	0,5017	3,2782	1,1319
4	0,1556	81,3063	0,8119	3,2246	2,4876	1,3705	3,3720	2,1137	0,4966	3,5560	1,2609
5	0,1562	80,7195	1,0167	3,2028	2,5047	1,6016	3,4279	2,1020	0,5312	3,5299	1,3637
6	0,1564	80,5091	1,0278	3,2822	2,5423	1,5974	3,4733	2,0968	0,5334	3,5212	1,4165
7	0,1565	80,4028	1,0883	3,2834	2,5749	1,5997	3,4735	2,0942	0,5519	3,5169	1,4146
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	S.E.	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
3	0,1150	84,3936	0,2305	1,1451	0,1178	1,1927	0,2310	6,3277	5,1309	0,3788	0,8519
4	0,1159	83,1271	0,2267	1,2899	0,2282	1,2026	0,3803	6,3395	5,3241	0,5733	1,3084
5	0,1172	81,3945	0,5230	1,4313	0,2438	1,3185	0,4580	6,8290	5,8496	0,6656	1,2867
6	0,1174	81,1072	0,5855	1,4418	0,2767	1,3328	0,5266	6,8313	5,8381	0,6990	1,3609
7	0,1176	80,8895	0,6228	1,4645	0,2824	1,3367	0,5252	6,8136	5,9362	0,7573	1,3719
8	0,1177	80,7863	0,6630	1,4855	0,2858	1,3495	0,5527	6,8039	5,9390	0,7645	1,3698

Nota: 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.

Distinto do comportamento da maioria dos ativos avaliados, as variações nos retornos das ações MDIA3 são influenciadas significativamente pela volatilidade dos preços (retornos) de poucas *commodities* agrícolas, com destaque para o trigo, que apresenta um percentual importante para o explicação da variância dos erros de previsão das ações MDIA3 (em torno de 1% no primeiro mês e se mantem em torno de 6% nos outros 7 meses), o que tecnicamente não surpreende, uma vez que trata-se do ativo de uma empresa que tem o trigo como principal matéria-prima para fabricação de biscoitos e massas, que são os principais produtos comercializados pela mesma.

Dentre os dados da pesquisa apresentados na Tabela 7, um surpreende pelo fato do ativo ter sua variância de erros de previsão influenciada pela variância dos preços (retornos) do milho e frango resfriado, trata-se das ações SMT03, que são ativos de uma indústria sucroalcooleira, São Martinho S.A. Em suma, este 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 a sua atividade principal, conforme pode ser visualizado na Tabela 7.

Diferentemente dos resultados de transmissão de preços dos ativos BEEF3 e CSAN3, os sinais de transmissão não foram tão significativos para os retornos do índice norte-americano Dow Jones, segundo Tzeng e Shieh (2016). Além disso, uma vez que principalmente boi gordo e milho não tiveram significância estatística no relacionamento entre os retornos desse índice específico de mercado, resultado, que em parte, pode ser explicado pela situação dos preços após a crise do Subprime, que nos EUA tiveram impacto diferente em termos de variabilidade do mercado brasileiro, e, também dos mercados de *commodities* europeu e asiático, que mantiveram distantes do índice Dow Jones, no período pós crise.

Já os resultados pouco significativos acerca da causalidade entre os ativos ABEV3, BEEF3, BRFS3, JBSS3, MDIA3 e SMT0, corroboraram os resultados de Declerck (2014), que destacou no caso do trigo, os preços das ações dos processadores de alimentos não

dependem significativamente dos preços do mercado 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 como objetivo analisar a associação existente entre retornos das ações das oito principais empresas do agronegócio listadas no índice IBRX-100 com a variação dos preços das nove principais *commodities* agrícolas produzidas e comercializadas no Brasil.

Os testes evidenciaram que todos os retornos das ações oito empresas analisadas são cointegrados com as variações de preços das *commodities* agrícolas e que mantém um relacionamento entre as mesmas no longo prazo, embora os ativos BEEF3 e BRFS3 demonstraram mais completude acerca da presença de vetores de cointegração.

A influência de preços das *commodities* agrícolas nem sempre são variáveis que explicam alterações nos retornos das ações de empresas do agronegócio, uma vez que se concluiu que as ações ABEV3, BEEF3, BRSF3, JBSS3, MDIA3 e SMTO3, não apresentaram relação significativa para comprovar essa causalidade. Mas, destaca-se também as evidências de que determinadas *commodities* explicam parte significativa das variações nos retornos das empresas após choques, como o caso das ações CSAN3, que embora tenha o percentual de variância caindo consideravelmente em relação ao seu próprio movimento. Por outro lado, destaca-se também as conclusões sobre as ações da ABEV3, cujo a conclusão é de que a variação explicada é mínima em relação a volatilidade nos preços das *commodities* agrícolas.

Por outro lado, evidenciou-se que as variações no preço do boi gordo tiveram poder de explicação estatisticamente significativo sobre o preço das ações das empresas do setor de proteína animal, principalmente sobre as ações BEEF3, embora deva-se considerar que as variações nos preços do milho, da soja e do trigo, também tiveram percentuais estatisticamente significativos de relação com os retornos das ações deste segmento.

Por fim sugere-se que em novas pesquisas sejam incluídas novas variáveis para análise como, retornos de índices de mercado nacionais e internacionais, outras *commodities* de outros setores da economia com preços locais e internacionais, e outros ativos financeiros em geral, para verificar uma possível relacionamento e impacto existentes desses com o mercado acionário brasileiro e a sugestão de resultados para prováveis modelos de previsão.

6. 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. pp. 267–281, 1973.

BATISTELLA, F. D. et al. Retornos de ações e governança corporativa: um estudo de eventos. In: **Congresso USP de controladoria e contabilidade**. 2004.

BLACK, A. J. et al. 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. **Cotações históricas**.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 . **Empresas listadas**. 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. **Índice Brasil100(IBrX100)**. 2017. Disponível em:<http://www.bmfbovespa.com.br/pt_br/produtos/indices/indices-amplos/indice-brasil-100-ibrx-100-composicao-da-carreira.htm >. Acesso em: 20 set. 2017.
- BRASIL BOLSA BALCÃO – 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_DEZEMBR0.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, 227 p.
- CRESWELL, J. W. **Projeto de pesquisa: métodos quantitativo, qualitativo e misto**. 3. ed. Porto Alegre: Artmed, 2010.
- CRETI, A.; JOËTS, M.; MIGNON, V. On the links between stock and commodity markets' volatility. **Energy Economics**, v. 37, p. 16-28, 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, 2014.
- DE PAULA, E. et al. Ausência de correlação positiva entre retorno da ação e desempenho econômico EVA® das empresas do IBrX-50 da BOVESPA. **Revista de Administração IMED**, v. 2, n. 2, p. 118-128, 2012.
- 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, 2014.
- DETRE A, J. D.; GUNDERSON, M. A. The Triple Bottom Line: What is the Impact on the Returns to Agribusiness?. **International Food and Agribusiness Management Review**, v. 14, n. 4, 2011.
- DI AGOSTINI, 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, 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, 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**, p. 158, 2010.
- EMBRECHTS, P.; MCNEIL, A. J.; STRAUSMANN, D. Correlation: Pitfalls and alternatives. **Risk Magazine**, 12, no. 5, p. 69-71, 1999.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The cross-section of expected stock returns. **The Journal of Finance**, v. 47, n. 2, p. 427-465, 1992.
- FERRAZ, J. C.; KUPFER, D.; HAGUENAUER, L. Made in Brazil: desafios competitivos para a indústria. **Rio de Janeiro: Campus**, p. 386, 1995.
- GALDI, F. C.; LOPES, A. B. Relação de longo prazo e causalidade entre o lucro contábil e o preço das ações: evidências do mercado latino-americano. **Revista de Administração-RAUSP**, v. 43, n. 2, 2008.
- 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, 2015.
- GRANGER, C.W. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. **Econometrica**, New York, v.37, n.3, p.424-438, 1969.
- HARRIS, R. Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling (London, Harvester Wheatsheaf). **Modelling Traded, Non-traded and Aggregate Information**, v. 87, 1995.
- HU, C.; XIONG, W. The informational role of commodity futures prices. **Apres le Deluge: Finance and the Common Good after the Crisis**, University of Chicago Press, http://www8.gsb.columbia.edu/rtfiles/finance/misc/Information_Commodity4_c.pdf, 2013.
- 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, 2016.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of economic dynamics and control**, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.
- JOHNSON, R.; SOENEN, L. Commodity prices and stock market behavior in South American countries in the short run. **Emerging Markets Finance and Trade**, v. 45, n. 4, p. 69-82, 2009.
- 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, 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, 2016.
- MADDALA, G. S. Introduction to econometrics. 2. ed. New Jersey: Prentice-Hall Inc. **Englewood Cliffs**, 1992.
- MENSI, W. et al. Correlations and volatility spillovers across commodity and stock markets: Linking energies, food, and gold. **Economic Modelling**, v. 32, p. 15-22, 2013.

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.

MOHANTY, S. K. et al. Oil price movements and stock market returns: Evidence from Gulf Cooperation Council (GCC) countries. **Global Finance Journal**, v. 22, n. 1, p. 42-55, 2011.

NARAYAN, P. K.; SHARMA, S. S. New evidence on oil price and firm returns. **Journal of Banking & Finance**, v. 35, n. 12, p. 3253-3262, 2011.

NETO, J. M.; BRUNI, A. L. Risco, retorno e equilíbrio: existe associação entre indicadores contábeis e os retornos das ações negociadas na Bovespa?. **Gestão & Planejamento-G&P**, v. 1, n. 10, 2008.

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

SHARPE, W. The sharpe ratio. **Journal of Portfolio Management**. Oct, 1994.

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

SOUZA, A.M.; SOUZA, F. MENEZES, R. Analysis of equilibrium in industrial variables through error correction models. **International Journal of Academic Research**, v.3, n.1, p.359-364, 2011.

TEPE, F. S.; DU, X.; HENNESSY, D. A. The impact of biofuels policy on agribusiness stock prices. **Agribusiness**, v. 27, n. 2, p. 179-192, 2011.

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, 2016.

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

VARTANIAN, P. R. Impactos do índice Dow Jones, commodities e câmbio sobre o Ibovespa: uma análise do efeito contágio. **RAC-Revista de Administração Contemporânea**, v. 16, n. 4, 2012.

VERGARA, S. C. **Projetos e relatórios de pesquisa em administração**. 14 ed. São Paulo: Atlas, 2013.

WILSON, C. A. et al. Threshold Effects In Food And Agribusiness Stock Price Markets. In: **2001 Annual meeting, August 5-8, Chicago, IL**. American Agricultural Economics Association (New Name 2008: Agricultural and Applied Economics Association), 2001.

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, 2012.