

Mercado Internacional e Brasileiro de Leite: Volatilidade e Transmissão de Preços

Ana Carolina Gomes de Oliveira Costa – costa.anaoliveira@gmail.com

Universidade Federal de Uberlândia

Odilon José de Oliveira Neto – professorodilon@gmail.com

CNPq/Brasil (PDJ N° 150870/2018-3) – Univesidade Federal de Goiás

Reginaldo Santana Figueiredo – emaildesantana@gmail.com

Univesidade Federal de Goiás

Resumo

Este estudo tem por objetivo analisar a volatilidade e transmissão dos preços internacionais do leite para os preços nas principais praças brasileiras produtoras de leite. A pesquisa inclui a verificação da existência de transmissão de preço dos principais países/conglomerados produtores-exportadores de leite (União Europeia, Nova Zelândia, Estados Unidos da América, Argentina e Uruguai) para as principais praças produtoras/comercializadoras de leite do Brasil (Minas Gerais, São Paulo, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Goiás e Bahia), no período 2012-2017. No processo de análise, foram aplicados os seguintes procedimentos estatísticos: cálculo das medidas de tendência central e de dispersão, análise de correlação, teste de raiz unitária (estacionariedade), teste de cointegração, modelagem vetorial autorregressiva e análise de decomposição da variância. Os resultados evidenciaram que um potencial choque no mercado internacional de lácteos é efetivamente transmitido ao mercado brasileiro, o que persiste no longo prazo em uma relação de equilíbrio. No que se refere ao objetivo principal da pesquisa, concluiu-se que, aproximadamente, um quarto das alterações dos preços do leite nas principais praças brasileiras, em um horizonte semestral, é transmitido por variações nos preços dos principais mercados internacionais de lácteos, com destaque para os mercados uruguaio, neozelandês e norte-americano.

Palavras-chave: Agronegócio; Causalidade; Cointegração; Comercialização agrícola; Leite bovino.

1. Introdução

O agronegócio é um importante setor da economia brasileira e, de acordo com a Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil (CNA), representou, aproximadamente, 23% no Produto Interno Bruto (PIB) do país no ano de 2016, o que equivale a algo em torno de 1,43 trilhões de reais de riquezas geradas pelo setor, valor que representa um crescimento de 2,73% em relação ao ano de 2015. Já no que diz respeito ao PIB total da economia brasileira, vale ressaltar que a riqueza incorporada pelas atividades agrícolas e agroindustriais foi mais significativa em 2016 do que nos anos de 2014 e 2015 (CNA, 2017).

Entre as principais cadeias agroindustriais brasileiras, destaca-se a da bovinocultura de leite, que representou 4% do PIB agrícola brasileiro em 2016. Dados da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), divulgados em abril de 2016, já apontavam que o consumo de leite per capita naquele ano seria de, aproximadamente, 174 litros por habitante (CONAB, 2016). Agregada a essa informação, o Ministério da Saúde (MS) brasileiro reforça a importância do leite bovino ao recomendar à população um consumo diário de leite na forma fluída ou de derivados lácteos de até 600 ml ao dia, o que resultaria em 219 litros por ano para adultos acima de 20 anos, sendo essa uma indicação que varia de acordo com a idade, peso etc. (BRASIL, 2013). Além disso, vale ressaltar que, além da sua importância como alimento nutritivo e matéria-prima para a composição de diversos produtos, o leite também é responsável por gerar emprego e renda para a população de modo geral, em especial, para residentes no interior do Brasil.

No ano de 2015, o Brasil se posicionava como o segundo maior detentor de rebanho efetivo de bovinos do mundo com, aproximadamente, 226 milhões de cabeças, o que representava cerca de 22,5% do rebanho mundial, de acordo com o Departamento de Agricultura dos Estados Unidos da América (sigla em inglês, USDA). Do efetivo total de bovinos no território brasileiro em 2015, o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) apontava que, aproximadamente, 21,75 milhões de vacas estavam em período de ordenha, o que representava 10,1% do total de bovinos. Desse total, 34,3% se concentravam na Região Sudeste, com destaque para o estado de Minas Gerais, que é o maior estado produtor de leite bovino no ranking nacional. No que se refere ao ranking, destaca-se ainda o fato de o Brasil deter, de acordo com USDA, o terceiro maior rebanho efetivo de vacas leiteiras, ficando atrás apenas da Índia e da União Europeia (IBGE, 2016; USDA, 2017).

Com a produção de leite nacional atingindo, aproximadamente, 35 milhões de litros em 2016, e tendo as regiões Sul e Sudeste como as principais produtoras com, respectivamente, 35,2 % e 34,0% da produção total, o Brasil se posicionou como o quinto maior produtor mundial de leite em 2016, tendo ficado atrás apenas dos principais países/conglomerados produtores, quais sejam, União Europeia (UE), Estados Unidos da América (EUA), Índia e China (IBGE, 2016, USDA, 2017).

Diferentemente dos principais mercados de lácteos, o Brasil não é um grande exportador e, sim, um grande consumidor, o que o torna, também, um assíduo importador de produtos lácteos. Em 2015, as principais importações lácteas foram realizadas dos seguintes países: Argentina (43,3%), Uruguai (43,2%), EUA (4%) e de outros quatorze países (9,05%). É importante destacar que os membros efetivos do Mercosul (Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai), juntos, são responsáveis por, aproximadamente, 10% da produção mundial de leite bovino (CONAB, 2016). Dentre os países membros efetivos do Mercosul, apenas o Paraguai não apresentava volume significativo de leite bovino produzido e exportado se comparado com os principais mercados mundiais de lácteos.

A relevância do mercado brasileiro de leite bovino no agregado produção, importação e exportação, em tese, envolve incertezas quanto ao comportamento dos preços, o que afiança a

importância do tema volatilidade e transmissão de preços. Tecnicamente, a volatilidade é fruto de incertezas nos preços, sendo portanto, um fenômeno que dificulta a tomada de decisão na comercialização de produtos agrícolas. Nesse sentido, Taylor (2005) define a volatilidade dos preços como desvio-padrão dos mesmos.

Dentre as investigações realizadas no mercado doméstico (interno) de leite, chama atenção o estudo de Dias et al. (2008), que analisaram quais praças-estados produtores de leite mais afetaram o preço do leite paranaense no período 1995-2006. Os resultados da pesquisa permitiram concluir que a volatilidade dos preços pagos aos produtores do estado de Goiás é transmissora de variações aos preços recebidos pelos produtores do estado do Paraná. Sob essa perspectiva, emerge no presente estudo a possibilidade de agregar importantes informações ao estudo de Dias et al. (2008), tendo em vista que, hipoteticamente, alterações de preços em mercados internacionais de lácteos também podem ser transmitidas para os preços nos mercados domésticos.

Diante da importância da cadeia produtiva do leite, bem como da problemática da volatilidade e da transmissão de preços, o presente estudo busca responder a seguinte pergunta: a volatilidade do preço do leite bovino nos principais mercados internacionais é transmitida aos preços das principais praças-regiões brasileiras produtoras de leite? Emerge, desse questionamento, a pressuposição de que a variação nos preços dos principais mercados internacionais produtores/exportadores de leite seja transmitida aos preços praticados no Brasil.

A existência de uma constante relação comercial entre os mercados de lácteos, a carência de estudos que analisem a relação entre esses mercados e a importância de se captar a ocorrência ou não de transmissão de preços do leite bovino entre os principais países/conglomerados produtores e exportadores de leite e as principais praças/regiões produtoras do Brasil são elementos que corroboram a importância da presente pesquisa.

Assim sendo, este estudo tem por objetivo analisar a volatilidade e a transmissão dos preços internacionais do leite para os preços nas principais praças brasileiras produtoras de leite. O período do estudo compreende janeiro de 2012 a dezembro de 2017 em razão da disponibilidade temporal de dados históricos do preço do leite nos principais países produtores-exportadores selecionados para a realização deste estudo (União Europeia, Nova Zelândia, Estados Unidos, Argentina, Uruguai e Brasil).

Espera-se que os resultados da pesquisa contribuam para futuras tomadas de decisões dos agentes da cadeia produtiva da bovinocultura de leite brasileira, em especial, por fornecer dados que permitam uma melhor compreensão sobre a dinâmica e o comportamento dos preços. Além disso, almeja-se que os resultados possam suportar informações que auxiliem na consecução de políticas públicas e privadas voltadas ao desenvolvimento da indústria. Agrega-se a esses fatores a ampliação das discussões acadêmico-científicas sobre o tema volatilidade e transmissão de preços agrícolas.

2. Revisão de literatura

Acerca do tema transmissão de preço e volatilidade em mercados agrícolas, vale destacar que vários foram os mercados alvos de estudos publicados, nacional e internacionalmente, em especial, os da soja, do milho, do algodão e de carnes. Em suma, a maioria das pesquisas se centrou na transmissão de preço dentro de um mercado específico ou entre mercados, além de abordar sobre a integração entre mercados. Diante do exposto, é que, na sequência, são apresentados e debatidos importantes estudos que tratam do escopo volatilidade e transmissão de preços em mercados agrícolas, com destaque especial para aqueles que tratam da comercialização de lácteos.

Barros (1990) é responsável por um dos primeiros estudos brasileiros acerca da transmissão de preços. Em seu estudo, inferiu-se o sentido de causalidade de preços no mercado hortifrutícola (banana, bata-inglesa, cebola e tomate), entre 1972-1985, da Companhia de Entrepósitos e Armazéns Gerais de São Paulo (CEAGESP), localizada na região metropolitana de São Paulo. Também foram estimadas as elasticidades de transmissão de preços e a instantaneidade ou não nos ajustes dos mesmos.

Ao analisar a relação causal e a elasticidade de transmissão de preços, Barros (1990) admitiu que os preços ao varejo e ao produtor compunham-se de ajustes parciais após a determinação do preço ao atacado, indicando que o atacado tende a liderar os demais níveis de mercado por ocasião das variações de preço que, por sua vez, são repassadas, menos do que proporcionalmente, ao consumidor e, mais ou menos proporcionalmente, ao produtor. Os resultados permitiram concluir também que não há evidências de que o setor de intermediação amplie sistematicamente os choques de preço, tanto ao consumidor, como ao produtor.

Com o intuito de investigar a formação de preços no mercado de frango do estado de São Paulo nos níveis produtor, atacado e varejo, bem como sua interação com o mercado da carne bovina, Barros e Bittencourt (1997) utilizaram o modelo vetorial autorregressivo com correção de erro alicerçado no paradigma oligopsonista proposto para o mercado de frango. Os resultados da pesquisa apontaram para a antecipação do preço do frango ao produtor pelos frigoríficos e elevado grau de dinamismo no mercado de frango na perspectiva de que os ajustamentos a choques de diferentes procedências ocorrem com celeridade.

Em outra vertente, Barbosa, Margarido e Nogueira Júnior (2002) estudaram a elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão no período 1985-2000. A partir de testes de raiz unitária e de cointegração, e da aplicação de modelagem vetorial autorregressiva com correção de erro e de teste de exogeneidade, os pesquisadores concluíram que a Lei do Preço Único não apresenta validade no mercado brasileiro de algodão em virtude de, no longo prazo, as variações nos preços internacionais do algodão não serem completamente transmitidas para os preços do algodão brasileiro. Em resumo, o resultado indicou que os preços domésticos no Brasil não respondem às alterações e não têm relação de equilíbrio de longo prazo com os preços internacionais.

Com foco na commodity soja, Marques e Mello (1999) analisaram a relação entre os preços brasileiros e os internacionais. Os resultados da pesquisa demonstram que os preços da soja são formados, primeiramente, em Roterdã-Holanda, os quais são transmitidos para o mercado de *Chicago Board of Trade* (CBOT), nos EUA, e, em seguida, transmitidos aos preços praticados no porto de Paranaguá, no estado do Paraná, Brasil.

Diferentemente do estudo de Marques e Mello (1999), que analisaram a relação entre preços em diferentes mercados internacionais, o estudo de Arêdes (2009) focou na relação entre os preços domésticos, mais precisamente, no mercado da carne suína. A pesquisa teve como foco verificar a transmissão de preços e a volatilidade na comercialização nos mercados de Santa Catarina, Minas Gerais e São Paulo, no período janeiro/2000-agosto/2008. Além disso, a pesquisa avaliou a interdependência de preços entre os mercados domésticos e internacionais.

As análises de Arêdes (2009) foram realizadas a partir da aplicação de modelos vetoriais autorregressivos e heterocedásticos multivariados. Os resultados mostraram que os preços da carne ao atacado em Minas Gerais e São Paulo reagiram mais intensamente às alterações de preços praticados em Santa Catarina. Já em relação à verificação da relação entre o mercado internacional e o mercado doméstico, o destaque foi para o catarinense, cujas evidências apontaram que o preço da carne suína respondeu expressivamente aos choques ocorridos no próprio mercado quando comparados com choques externos.

Weydmann e Seabra (2015) também estudaram a cadeia de carne suína, mais precisamente, analisaram a transmissão de preços e o efeito da instabilidade em três níveis de preços da cadeia de carne suína paulista no período 1995-2005. Pelo uso da modelagem vetorial autorregressiva, com inclusão de efeito de instabilidade de preços, do processo autorregressivo condicional heterocedástico e do teste de causalidade Granger (1969), chegou-se à conclusão de que a cadeia produtiva de suínos segue o mesmo padrão de liderança de outras cadeias e que a ineficiência nela constatada se atém ao elo produtor.

Dentre as pesquisas relacionadas à transmissão de preços entre mercados internacionais no âmbito da América do Sul, merece destaque a pesquisa de Coronel (2010) a respeito dos mercados argentino e internacional do trigo, no período janeiro/1994-abril/2009. A partir dos testes de raiz unitária, de causalidade e de cointegração, da aplicação do modelo vetorial autorregressivo com correção de erros, do teste de exogeneidade, da verificação da função impulso-resposta e da decomposição da variância de erros de previsão, verificou-se que as variações nos preços internacionais de trigo foram transmitidas para os preços do trigo no mercado argentino no longo prazo. Concluiu-se ainda que os mercados argentino e internacional não são perfeitamente integrados devido à hipótese de completa integração entre os mercados ter sido rejeitada na situação em que se impuseram restrições aos coeficientes relacionados ao longo prazo. Ainda, por meio do teste de exogeneidade, evidenciou-se que os preços argentinos do trigo reagem a desequilíbrios transitórios nos preços internacionais.

Ao revisar a literatura internacional que extrapola a fronteira sul-americana, destaca-se o estudo de Tejeda e Goodwin (2009), os quais analisaram a volatilidade de preços, os ajustes assimétricos nos mercados de milho, soja e bovinos de corte, bem como as implicações consequentes dos choques ocasionados pelos preços do etanol. Nesse estudo, foi considerada uma estrutura linear em um modelo que avaliou esse mercado e suas ligações, capturando correlações assimétricas entre os preços dos grãos e os preços de bovinos de corte, incluindo *spillovers* (tradução aproximada para o português, espalhamento) de volatilidade. Em resumo, os resultados apontaram para correlações dinâmicas positivas entre milho e soja que, por sua vez, foram transferidas para os preços dos bovinos de corte.

Tendo como meta analisar as mudanças nos preços do milho e da soja no Brasil, bem como a transmissão de preços e a volatilidade entre os mercados brasileiro e norte-americano, Cruz Júnior et al. (2016) realizaram análises de transmissão de preços entre os mercados de grãos e oleaginosas e, em seguida, investigaram a transmissão de volatilidade em todos os mercados dos EUA e do Brasil por meio do uso de testes de variância e causalidade aplicados em dois períodos específicos, mais precisamente, 1996-2006 e 2007-2014. Os resultados da pesquisa evidenciaram que os preços nos EUA se alteraram à medida que os mercados futuros do milho e da soja se tornaram mais integrados. Nessa pesquisa, Cruz Júnior et al. (2016) destacaram ainda o aumento do nível de integração dos mercados durante o segundo período (2007-2014) e a maior sensibilidade às variações de preços em relação ao primeiro período (1996-2006), indicando que os mercados dos EUA contribuíram para a desestabilização dos preços brasileiros em ambos os períodos.

Ao considerar o mercado de lácteos, que é o foco principal do presente estudo, destaca-se, a seguir, a discussão sobre importantes estudos teórico-empíricos que avaliaram a questão da volatilidade e transmissão de preços, como os de Dias et al. (2008), Dong, Du e Gould (2011), Pozo e Schroeder (2012), Apergis e Papoulakos (2013) e Carvalho et al. (2014).

Com foco na transmissão entre diferentes praças produtoras em um mercado específico, Dias et al. (2008) analisaram a transmissão de preço do leite *in natura* no mercado brasileiro, no período 1995-2006. Nesse estudo, foram identificados quais os estados (ou praças), entre os principais produtores de leite no Brasil, são responsáveis por alterações no preço do leite

paranaense. Ao utilizar os testes para verificação de raiz unitária, causalidade de Granger (1969), cointegração de Johansen (1988) e modelagem autorregressiva com correção de erro, concluiu-se que as variações recebidas pelos produtores do estado de Goiás são transmitidas aos preços recebidos pelos produtores do Paraná.

Pesquisa semelhante à proposta do presente estudo foi realizada por Carvalho et al. (2014), que identificaram a transmissão de preços inter e intramercados de lácteos no Brasil, entre julho de 2004 e fevereiro de 2013. Por meio da aplicação do modelo vetorial autorregressivo, foi verificado que os subprodutos não fermentados apresentam maior efeito explicativo quando relacionados aos preços pagos ao produtor no que tange à análise de preços intermercados. Esses resultados são corroborados pelo fato de o estado de Minas Gerais ser o maior formador do preço do leite pago ao produtor, seguido do estado de São Paulo. A pesquisa permitiu ainda concluir que, apesar da forte associação entre os mercados, são as alterações dos preços nos mercados tidos como dominantes, mais precisamente, Minas Gerais e São Paulo, que mais incidem nas alterações dos preços nos demais mercados domésticos.

Estudos mais específicos sobre o tema volatilidade e as variáveis relacionadas a esse fenômeno trouxeram importantes contribuições e respostas aos agentes da cadeia produtiva do leite. Esse é o caso da pesquisa de Pozo e Schroeder (2012), que investigaram, além da volatilidade, a descoberta de preços e a adequação da especulação dos mercados a vista e futuro de lácteos. Nessa pesquisa, foram utilizadas a modelagem vetorial autorregressiva com correção de erro e a heterocedástica de Engle e Kroner (1996).

Os achados de Pozo e Schroeder (2012) evidenciaram a natureza da produção de leite e as especificidades sobre o preço do leite, incluindo a exposição de desafios à avaliação das características dos mercados a vista e futuro de lácteos. Em suma, concluiu-se que a descoberta efetiva de preços é possível a partir do comportamento dos preços líquidos dos contratos futuros e do mercado a vista. Nesse caso, quando se tem uma volatilidade excessiva nos preços do leite, é provável que isso seja uma consequência da sub-regulação, da fragmentação dos mercados e da baixa intensidade de negociação, e não dos mecanismos especuladores que têm por finalidade o lucro.

A associação do preço do leite a variáveis de ordem econômica também foram objeto de investigação de estudos internacionais. Esse é o caso do estudo de Apergis e Papoulakos (2013), que propuseram averiguar a relação entre a taxa de câmbio nominal e real do dólar da Nova Zelândia, o dólar americano e o preço do leite nos EUA, tendo sido, para tanto, utilizados dados diários do período 2000-2011. A partir da aplicação do modelo vetorial autorregressivo com correção de erros e do modelo autorregressivo de heterocedasticidade condicional generalizada, evidenciou-se a relação entre a taxa de câmbio e o preço do leite, em termos de médias e volatilidades condicionais, com diferenciações específicas ao longo do ciclo da taxa de câmbio.

Em outra linha, Dong, Du e Gould (2011) propuseram-se a analisar, detalhadamente, as características únicas do preço do leite no mercado de Chicago entre os anos de 2000 e 2011. Nessa investigação, os pesquisadores buscaram identificar a volatilidade do preço do leite por meio de modelos heterocedásticos e concluíram que a volatilidade diminui gradualmente à medida que a data de anúncio do preço pelo USDA se aproxima. Já a análise pelo modelo vetorial autorregressivo evidenciou que as volatilidades no mercado futuro de milho são causadoras da volatilidade do preço do leite nos EUA.

Após a revisão de literatura referente à temática volatilidade e transmissão de preços agrícolas, pôde-se notar uma carência de estudos relacionados à cadeia produtiva da bovinocultura de leite, principalmente, no que se refere à relação entre mercados domésticos e internacionais de lácteos. Observou-se também a recorrente utilização dos testes estatísticos

de raiz unitária, de cointegração, de causalidade e de exogeneidade. Outro fato que se destaca no contexto da revisão de literatura acerca do tema abordado no presente estudo é que, ao serem analisadas diferentes séries temporais de preços agrícolas, a maioria das pesquisas focam na relação de equilíbrio no longo prazo, mas ignoram a transmissibilidade no curto prazo. Ademais, a revisão de literatura contribuiu para a discussão e análise dos resultados apresentados na Seção 4 do presente artigo.

3. Procedimentos metodológicos

Com a finalidade de atingir o objetivo proposto, que envolve analisar a volatilidade e a transmissão do preço do leite dos principais países/conglomerados mundiais produtores-exportadores de leite bovino para os preços do leite nas principais praças/regiões produtoras do Brasil, optou-se por uma pesquisa quantitativa-descritiva, tendo em vista que se apresentam meios para testar modelos teórico-empíricos objetivos e analisar a relação entre diversas variáveis, conforme exposto por Creswell (2010).

O presente estudo tem como sujeito o mercado do leite e, como abrangência, as principais praças/regiões produtoras do Brasil e os principais países/conglomerados produtores-exportadores de leite mundial. No que tange à dimensão dos dados, foram utilizadas séries temporais compostas por médias mensais dos preços do leite, no período 2012-2017 (72 observações), nas principais praças produtoras brasileiras. Esses preços médios foram obtidos por meio interativo junto ao Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ) da Universidade do Estado de São Paulo (USP), bem como a partir dos preços do leite nos principais países/conglomerados produtores-exportadores mundiais, também obtidos por meio interativo no site-plataforma MilkPoint, considerado o maior portal do mercado de leite no Brasil.

Com a finalidade de testar a interdependência e a ocorrência de transmissão de preços entre os mercados, foram utilizados testes estatísticos complementares, iniciando-se com a estimação das medidas de tendência central, de dispersão e de correlação e, na sequência, a avaliação da ordem de integração entre as séries. À luz do objetivo principal do estudo, foi feita a verificação da cointegração entre os preços-mercados. No tratamento estatístico para averiguar a estacionariedade da série e a avaliação da ordem de integração das mesmas, foi aplicado o teste de raiz unitária de Dickey e Fuller (1981) aumentado, mais conhecido pela sigla ADF.

Posteriormente, o teste de cointegração elaborado por Johansen (1988) foi empregado para identificar a hipótese de relacionamento de longo prazo entre as variáveis. O objetivo do teste consiste em verificar se há existência de um relacionamento estocástico comum, no longo prazo, entre os preços praticados nas principais praças produtoras brasileiras e os preços no mercado internacional do leite bovino. O teste de cointegração de Johansen (1988) segue as equações (1) e (2):

$$\Delta y_t = \mu + \Pi y_{t-1} + \dots + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i y_{t-i} + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - 1 \quad e \quad \Gamma = - \sum_{j=i+1}^p A_j \quad (2)$$

Nessa situação, o coeficiente da matriz Π posiciona-se como $r < n$, com $r \times n$ matrizes (α e β), cada uma com posto r , de maneira que $\Pi = \alpha\beta'$ e $\Pi = \beta'y_t$ são estacionárias. Assim, têm-se: r como número de relações de cointegração; α é conhecido como parâmetro de ajustamento no vetor de correção do erro; e β é um vetor de correção do erro. Para determinado r , a estimativa

da máxima verossimilhança da matriz β indica a combinação de y_{t-1} , que resulta r correlações canônicas maiores entre Δy_t e y_{t-1} , após as correções de diferenças de defasagem e variáveis determinísticas, caso constatadas. A significância da razão de verossimilhança das correlações canônicas é estimada pelo teste traço, como segue.

$$\lambda_{\text{traço}} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (3)$$

Em que: T é a dimensão da amostra e λ_{r+1} é a i -ésima maior correlação canônica. O teste traço afere a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é menor ou igual a r versus a hipótese alternativa de que o número de vetores de cointegração é maior que r . As hipóteses do teste consistem em: $r = 0$, não há cointegração; e $r \geq 1, r \geq 2, \dots, r \geq n$, há cointegração entre um ou mais mercados. O nível de significância estatística estabelecido para rejeição ou não da hipótese foi de 5%, com valores críticos definidos, conforme asseveram Johansen e Juselius (1990).

Caso não fosse verificada a cointegração entre os preços, a opção seria aplicar o modelo vetorial autorregressivo (VAR). Entretanto, como foi verificada a cointegração entre as séries (ver Tabela 3), foi aplicado o modelo vetorial autorregressivo de correção de erro (VEC), viabilizando a realização da análise de existência de relacionamento de longo prazo entre os preços internacionais e os preços domésticos. O modelo VEC é representado pelo sistema equacional (4) e (5) a seguir:

$$\Delta S_t = c_s + \sum_{i=1}^k \beta_{si} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta F_{t-i} + y_s Z_{t-1} + \mu_{st} \quad (4)$$

$$\Delta F_t = c_f + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta F_{t-i} + y_f Z_{t-1} + \mu_{ft} \quad (5)$$

Em que: c é 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 preço doméstico se ajusta aos desvios dos períodos anteriores promovidos pelo “equilíbrio” no longo prazo com o preço internacional, como especificado na equação $Z_{t-1} = \alpha + \beta F_t - S_{t-1}$. Nessa equação, α refere-se ao elemento de ajustamento do vetor de cointegração; e β é o vetor de cointegração. Assim, α e β correspondem ao modelo vetorial autorregressivo na primeira diferença do sistema de equações (4) e (5), enquanto γ_s e γ_f se referem à velocidade de ajustamento. Dessa forma, quanto maior γ_s , maior será a velocidade de ajustamento de S_t aos desvios anteriores, o que se deve ao equilíbrio do relacionamento no longo prazo.

Para identificar o percentual do erro da variância prevista atribuída aos choques de uma variável estipulada versus os choques nas outras variáveis do sistema, foi aplicada a decomposição de variância, conforme Enders (1995). A sequência poderá ser exógena ou endógena, ocorrendo à exógena quando os choques observados em uma variável z não têm capacidade de explicar a variância do erro de previsão da variável y , e a endógena, quando ocorre o contrário.

De acordo com Margarido et al. (2004), a decomposição da variância dos erros de previsão demonstra o progresso do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis do sistema econômico no decorrer do tempo, o que permite separar a variância dos erros de previsão para cada variável em partes que são capazes de atribuir por ela própria e pelas demais variáveis endógenas, isoladamente, expondo em porcentagem, qual o efeito que um choque não antecipado sobre dada variável tem sobre ela própria e as demais variáveis pertencentes ao

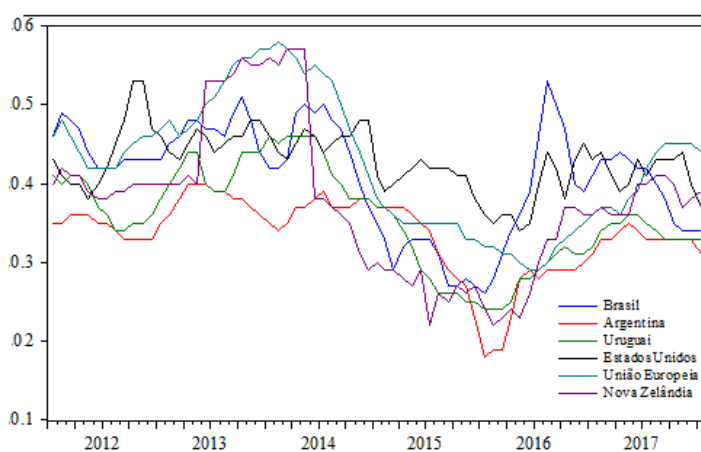
sistema.

4. Resultados e análises

Na Figura 1, pode ser visualizado o comportamento dos preços médios mensais do leite nos principais países/conglomerados produtores-exportadores de leite (União Europeia, Nova Zelândia, Estados Unidos, Argentina e Uruguai e Brasil) cotados em dólares por litro. Nota-se ainda, na Figura 1, que os preços do leite brasileiro e os preços europeus (UE) apresentam comportamento muito similar, salvo em curtos espaços temporais. Nota-se também o aumento súbito dos preços do leite na Nova Zelândia nos primeiros meses de 2013 e queda abrupta do produto nos primeiros meses de 2014. Em particular, o aumento de preços do leite bovino neozelandês, nos primeiros meses de 2013, foi causado por um período de forte seca agregada à elevação dos preços dos principais insumos utilizados na pecuária leiteira.

Na sequência, verificou-se a queda dos preços do leite neozelandês até o fim do primeiro semestre de 2016, quando o mesmo retoma a tendência de alta. Outro aspecto importante a ser considerado diz respeito à direção dos preços do leite brasileiro e uruguaio que, apesar de distantes, se movimentaram conjuntamente, sugerindo relacionamento linear entre eles no período 2012/2017. Nesse caso, a correlação linear e a cointegração entre os preços, expostas nas Tabelas 2 e 5, permitirão ampliar a capacidade de análise a respeito do relacionamento entre os preços nos mercados em estudo.

Figura 1: Preço internacional do leite no período 2012-2017



Fonte: Dados da pesquisa

Ao considerar os dados da Tabela 1, que se referem à estatística descritiva dos preços, puderam ser avaliadas as medidas de tendência central e de dispersão dos preços do leite nos principais mercados produtores/exportadores. Ainda conforme a referida tabela, foi verificada que a média de preços do leite brasileiro é superior à média de preços do leite uruguaio, argentino e neozelandês e inferior à média dos preços do leite da União Europeia e dos EUA.

Quanto à dispersão, o desvio padrão dos preços igual a 19,58%, 25,46%, 8,10%, 14,47%, 17,64% e 17,12%, para a União Europeia, Nova Zelândia, Estados Unidos, Argentina, Uruguai e Brasil, respectivamente, indica que a volatilidade dos preços é maior no mercado neozelandês e europeu quando comparada à volatilidade dos preços dos demais mercados. Dentre os mercados pesquisados, o dos EUA é o que apresentou menor volatilidade estimada no período 2012-2017. Além disso, ao analisar a distribuição dos dados pelo teste de Jarque-Bera, foi rejeitada a hipótese nula de normalidade dos dados, o que é corroborado pelas estatísticas de assimetria e curtose estimadas.

Tabela 1 - Estatística descritiva dos preços do litro do leite em dólares americanos entre (2012-2017)

Estatística	UE	NZ	EUA	ARG	URU	BR
Média	0,4255	0,3771	0,4278	0,3345	0,3566	0,4089
Mediana	0,4400	0,3800	0,4300	0,3500	0,3600	0,4300
Máximo	0,5800	0,5700	0,5300	0,4000	0,4600	0,5300
Mínimo	0,2900	0,2200	0,3400	0,1800	0,2400	0,2600
Desvio Padrão	0,0833	0,0960	0,0385	0,0484	0,0629	0,0700
Assimetria	0,1908	0,4708	0,0096	-1,3381	-0,1338	-0,5261
Curtose	1,9428	2,6381	3,2414	4,8029	2,1544	2,2495
Jarque-Bera (JB)	3,842***	3,094***	0,178***	31,672***	2,393***	5,081***

Nota: (***) Estatisticamente significativa ao nível de 1%, (UE) União Europeia, (NZ) Nova Zelândia, (EUA) Estados Unidos, (ARG) Argentina, (URU) Uruguai e (BR) Brasil. **Fonte:** Dados da pesquisa.

Na Tabela 2, são apresentadas as correlações lineares entre os preços internacionais do leite e os preços do leite nas principais praças produtoras brasileiras. Com base nos resultados obtidos, identificou-se maior correlação dos mercados uruguaio e neozelandês com o mercado doméstico. Além disso, aferiu-se que a correlação entre todos os preços internacionais é mais expressiva quando analisada com o preço do leite no mercado baiano, sendo forte e positiva a associação linear entre os preços do leite uruguaio e baiano (0,87) e moderada e positiva entre os demais mercados internacionais e o preço do leite na Bahia.

Tabela 2 - Correlação linear entre os preços internacionais e domésticos do leite bovino

	MG	SP	PR	RS	SC	GO	BA
UE	0,5738***	0,6178***	0,5813***	0,5256***	0,5615***	0,5543***	0,7731***
NZ	0,6775***	0,6921***	0,6660***	0,6590***	0,6518***	0,6262***	0,7664***
EUA	0,4734***	0,5292***	0,5022***	0,4234***	0,4416***	0,4804***	0,6363***
AR	0,5606***	0,6297***	0,5622***	0,5299***	0,5435***	0,5622***	0,7331***
UR	0,7197***	0,7559***	0,7246***	0,7040***	0,7074***	0,6954***	0,8707***

Nota: (UE) União Europeia, (NZ) Nova Zelândia, (EUA) Estados Unidos, (AR) Argentina, (UR) Uruguai, (MG) Minas Gerais, (SP) São Paulo, (PR) Paraná, (RS) Rio Grande do Sul, (SC) Santa Catarina, (GO) Goiás, (BA) Bahia, (***) Estatisticamente significativa ao nível de 1%. **Fonte:** Dados da Pesquisa

Ao observar, particularmente, o preço do leite uruguaio, nota-se que a correlação presente entre o mesmo e as praças brasileiras é maior do que a apresentada pelos demais países (ver Tabela 2). Dessa forma, evidencia-se a existência de associação linear mais forte entre os preços do leite uruguaio e brasileiro, o que sugere, teoricamente, maior transmissão de preços desse mercado internacional para o mercado doméstico.

Como colocado por Dias et al. (2008) e Coronel (2010), o primeiro passo para verificar a existência de transmissão é utilizar o teste da raiz unitária ADF, que tem como finalidade identificar a presença ou não de raiz unitária, assim como verificar a ordem de integração entre as séries de preços. Assim sendo, após a análise da correlação linear entre os preços, foi realizado o teste da raiz unitária para as séries em nível. Com base nos resultados do teste, não se rejeitou a hipótese nula da presença de raiz unitária para todas as séries analisadas, visto que as estatísticas do teste ADF apresentaram-se acima dos valores críticos aos níveis de 1%, 5% e 10%, que são, respectivamente, -2,5979, -1,9455 e -1,6138. Portanto, as séries são definidas como não estacionárias em nível.

Posteriormente, verificou-se a hipótese de existência de raiz unitária das séries na 1ª diferença. Nessas condições, os resultados da estatística do teste ADF apresentaram-se inferiores aos valores críticos a 1%, 5% e 10%, indicando que, na 1ª diferença, rejeita-se a hipótese nula de presença de raiz unitária, ou seja, as séries são estacionárias. Ao verificar que os valores obtidos pela estatística *d* de Durbin e Watson são muito próximos a 2, nota-se que as séries temporais de preços não apresentam problemas de autocorrelação na 1ª diferença.

Com a finalidade de aferir o equilíbrio da relação de longo prazo entre os preços internacionais e domésticos do leite, foi estimado o número ótimo de defasagens do teste de

cointegração de Johansen (1988) conforme critério de informação de Akaike (AIC). O número de defasagens consideradas ótimas foi estimada em oito defasagens, conforme estimado pelo AIC, como segue: MG (AIC = -24,21), SP (AIC = -24,68), PR (AIC = -24,02), RS (AIC = -24,65), SC (AIC = -24,51), GO (AIC = -24,44) e BA (AIC = -23,76).

Após a definição do número ótimo de defasagens, foi aplicado o teste de cointegração, como mostra a Tabela 3, sendo definida uma significância estatística de 5% como base para rejeição ou não da hipótese de cointegração. Assim sendo, ao analisar os valores críticos da estatística do teste traço, rejeitou-se a hipótese nula da existência de não haver vetor de cointegração entre as séries de preços internacionais e domésticas, uma vez que o valor calculado na estatística do teste é superior (439,2793) ao seu respectivo valor crítico ao nível de 5% (95,7538). Tal resultado demonstra que há pelo menos um vetor de cointegração, devendo-se prosseguir com o teste até que a hipótese nula possa ser rejeitada.

Dando continuidade à análise de cointegração, conclui-se pela não rejeição dos vetores de cointegração, dado que a hipótese nula de que existam menos de cinco vetores cointegração foi rejeitada, pois o valor calculado (8,3328) para estatística do teste é superior ao seu respectivo valor crítico (3,8415), ao nível de 5%. Os resultados da pesquisa corroboraram os encontrados por Coronel (2010) que constatou a existência de cointegração entre o mercado de trigo argentino com os mercados internacionais da commodity. Vale destacar que o presente estudo agrega a verificação da relação de longo prazo entre os mercados internacionais com um conjunto maior de mercados domésticos caracterizados como principais praças produtoras de leite do Brasil.

Tabela 3 - Teste traço para cointegração entre os preços internacionais e domésticos do leite bovino

Vetores de Cointegração	Eigenvalue	Teste Traço		
		Estatística do Teste	Valor Crítico (5%)	p-valor
$r = 0$ ***	0,9167	439,279	95,7537	0,0001
$r \leq 1$ ***	0,8082	282,740	69,8189	0,0001
$r \leq 2$ ***	0,7826	178,696	47,8561	0,0000
$r \leq 3$ ***	0,4746	82,5605	29,7971	0,0000
$r \leq 4$ ***	0,4141	42,0128	15,4947	0,0000
$r \leq 5$ ***	0,1239	8,33280	3,84150	0,0039

Nota: (p-valor) p-values de MacKinnon-Haug-Michelis (1999), (Eigenvalue) Autovalor, (***) estatisticamente significativo ao nível de 1%. **Fonte:** Dados da pesquisa.

Dado que o número de vetores de cointegração corresponde ao número de variáveis, sendo o *rank* pleno estatisticamente significativo ao nível de 1% (ver Tabela 3), optou-se pela utilização do modelo vetorial autorregressivo em nível como procedimento analítico, constatando-se um relacionamento de equilíbrio no longo prazo. Entretanto, uma análise mais aprofundada da transmissão de preços entre os mercados internacional e doméstico pode ser realizada a partir da decomposição da variância, conforme exposto na Tabela 4. Nessa Tabela, apresentam-se os resultados percentuais relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para as sete principais praças domésticas produtoras de leite do Brasil em relação às alterações nos preços dos principais mercados internacionais produtores/exportadores de lácteos selecionados para o estudo no período 2012-2017.

A primeira coluna da Tabela 4 expõe os períodos expressos em meses, considerando que choques não antecipados sobre os preços nas sete principais praças produtoras de leite do Brasil persistem por, no máximo, seis meses. Sobre os dados da Tabela 4, destaca-se ainda que a terceira coluna indica o efeito de um choque não antecipado no preço de determinado mercado sobre ele mesmo ao longo do semestre. Já as colunas seguintes apontam os percentuais das variâncias de cada um dos preços verificados atribuídos às variações nos preços dos mercados internacionais de lácteos.

Tabela 4 – Evolução semestral da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem dos preços nos principais mercados de leite do Brasil em relação aos preços nos principais mercados internacionais produtores/exportadores de lácteos no período 2012-2017

Minas gerais							
Meses	E.P.	Minas Gerais	UE	NZ	EUA	AR	UR
1	0,046537	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
2	0,081099	98,29941	0,163129	0,004529	0,550473	0,270087	0,712375
3	0,106206	96,39029	0,267047	0,462896	0,367789	0,303692	2,208288
4	0,123756	92,58147	0,342088	1,839402	0,644066	0,227443	4,365531
5	0,136922	86,45734	0,418186	4,340052	1,940145	0,272097	6,572179
6	0,147627	79,26744	0,553254	7,848071	3,518423	0,609227	8,203587
São Paulo							
Meses	E.P.	São Paulo	UE	NZ	EUA	AR	UR
1	0,041819	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
2	0,072715	96,69193	0,647884	0,020482	1,258816	0,626861	0,754024
3	0,095507	93,86177	1,120631	0,512576	1,001022	0,914181	2,589823
4	0,111811	89,41140	1,351775	1,903934	0,975822	0,911132	5,445936
5	0,124513	82,55764	1,439874	4,372212	2,267249	0,767806	8,595217
6	0,135108	74,84655	1,513381	7,779042	3,987448	0,678035	11,19555
Paraná							
Meses	E.P.	Paraná	UE	NZ	EUA	AR	UR
1	0,047323	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
2	0,083220	97,77974	0,050183	0,252871	0,921801	0,645192	0,350208
3	0,109843	95,35296	0,123871	1,332760	0,699574	1,109676	1,381158
4	0,128504	91,39651	0,201210	3,250481	0,802451	1,205215	3,144136
5	0,142457	85,26705	0,280672	6,014808	2,177878	1,047094	5,212501
6	0,153722	78,18008	0,402070	9,467337	4,004142	0,924149	7,022227
Rio Grande do Sul							
Meses	E.P.	Rio Grande do Sul	UE	NZ	EUA	AR	UR
1	0,044851	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
2	0,078782	97,77294	0,000260	0,567169	0,815054	0,336074	0,508500
3	0,104255	94,85289	0,006609	2,298516	0,524381	0,516738	1,800866
4	0,123025	90,21960	0,023534	4,803819	0,957645	0,476600	3,518801
5	0,137773	83,81857	0,056576	7,942569	2,743431	0,380651	5,058201
6	0,149809	76,97004	0,140418	11,58472	4,730386	0,474054	6,100391
Santa Catarina							
Meses	E.P.	Santa Catarina	UE	NZ	EUA	AR	UR
1	0,050167	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
2	0,087602	98,05419	0,034503	0,197809	0,868266	0,455210	0,390026
3	0,113388	95,70429	0,070809	1,176517	0,783747	0,657855	1,606786
4	0,129791	91,75590	0,098840	3,148982	0,732106	0,575772	3,688404
5	0,141358	85,44890	0,131094	6,162477	1,751729	0,514242	5,991556
6	0,150777	78,09509	0,212204	9,941915	3,262623	0,783224	7,704946
Goiás							
Meses	E.P.	Goiás	UE	NZ	EUA	AR	UR
1	0,048892	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
2	0,087781	98,46999	0,508638	0,090717	0,343369	0,173210	0,414073
3	0,116493	97,24341	0,826372	0,051915	0,200794	0,152362	1,525143
4	0,135729	94,44005	0,942220	0,304093	0,646508	0,118113	3,549012
5	0,148998	89,06594	0,965251	1,349332	2,180372	0,246467	6,192635
6	0,159092	82,12007	0,989927	3,497900	4,047596	0,650588	8,693923
Bahia							
Meses	E.P.	Bahia	UE	NZ	EUA	AR	UR
1	0,039591	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
2	0,065663	96,38747	0,800250	0,640161	0,414319	0,586694	1,171106
3	0,085104	90,55549	1,684825	2,411505	0,249536	1,132655	3,965993
4	0,100391	82,92484	2,274424	5,371208	0,648115	1,408200	7,373209
5	0,113304	74,54337	2,684626	9,330398	1,589854	1,398586	10,45316
6	0,124615	66,63724	3,086727	13,97087	2,340096	1,220978	12,74409

Nota: (E.P) Erro padrão, (UE) União Europeia, (NZ) Nova Zelândia, (EUA) Estados Unidos, (AR) Argentina e (UR) Uruguai. **Fonte:** Dados da pesquisa

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão de Minas Gerais, expostos na Tabela 4, mostram que, decorridos seis meses após um choque não antecipado sobre essa variável, 79% da sua variação, aproximadamente, decorrem de alterações nos preços

ocorridas no próprio mercado, enquanto que algo em torno de 21% dessa variação é transmitida por alterações nos preços dos mercados internacionais selecionados, com destaque para 8,20%, 7,85% e 3,52%, de transmissibilidade gerada pelo mercado uruguaio, neozelandês e dos EUA, respectivamente.

No que diz respeito ao mercado de São Paulo, os resultados da Tabela 4 apontam que, aproximadamente, 75% da variância dos erros de previsão ao final dos seis meses decorrem de alterações nos preços do próprio mercado, enquanto os outros 25% são transmitidos pelos mercados internacionais, com destaque para os mercados uruguaio, neozelandês e dos EUA. No mercado do estado do Paraná, algo em torno de 78% da volatilidade dos preços do leite decorre de alterações no próprio mercado. Entretanto, corroborando o comportamento do mercado paulista, são os mercados uruguaio, neozelandês e dos EUA os maiores transmissores de preços para o mercado do leite paranaense com, respectivamente, 9,47%, 7,02% e 4% de transmissibilidade ao final de seis meses.

No que tange ao mercado do Rio Grande do Sul, a Tabela 4 indica que, aproximadamente, 77% da variância dos erros, após seis meses de um choque não antecipado, são explicados por alterações ocorridas no próprio mercado. Logo, os outros 23% são consequência de transmissão de variações ocorridas em outros mercados, com destaque para o neozelandês, o uruguaio e o dos EUA com transmissibilidade de 11,58%, 6,10% e 4,73%, respectivamente. Já quanto ao mercado de Santa Catarina, tem-se que, aproximadamente, 78% da variância, ao final de seis meses, decorrem de alterações nos preços do próprio mercado, enquanto os outros 22% são transmitidos pelos mercados internacionais, o que corrobora o comportamento do Rio Grande do Sul, destacando-se em termos de transmissibilidade, os mercados neozelandês, uruguaio e dos EUA com, respectivamente, 9,94%, 7,70% e 3,26 de transmissão ao final de seis meses.

Com relação ao mercado de Goiás, cerca de 82% da variância, após seis meses de choques não antecipados, podem ser explicados por alterações no próprio mercado, enquanto 18% da variância restante, 16,23%, podem ser explicados por alteração ocorridas nos mercados uruguaio, dos EUA e neozelandês com, respectivamente, 8,69%, 4,04% e 3,50% de transmissão ao final de seis meses. Quanto ao mercado de leite do estado da Bahia, os resultados da Tabela 4 apontam que, aproximadamente, 67% da variância dos erros de previsão, ao final dos seis meses, decorrem de alterações nos preços do próprio mercado à medida que 33% da variância restante, aproximadamente, 30%, são transmitidos por variações nos preços dos mercados neozelandês, uruguaio e dos EUA, com 13,97%, 12,74% e 3,09%, respectivamente.

Ao observar o mercado brasileiro de leite como um todo, identificou-se que, em média, 76% da variância são explicados por alterações no próprio mercado, resultado que se assemelha aos achados no estudo de Margarido et al. (2004), que mostram que, da decomposição da variância, 12 meses após o choque inicial não antecipado, 66,50% e 81,59% das variações nos preços do óleo de soja no município de São Paulo e da soja em grão em Rotterdam na Holanda, podem ser explicadas por alterações pretéritas no próprio mercado. Os resultados da presente pesquisa também corroboraram os encontrados por Figueiredo et al. (2010), os quais evidenciaram que, decorridos seis meses de um choque não antecipado sobre os preços ao produtor de castanha de caju, 91% de seu comportamento são explicados por variações no próprio mercado.

Entretanto, os resultados apresentados na Tabela 4 diferem dos apresentados nos estudos de Mayorga et al. (2007) e Arêdes (2009), os quais demonstraram que menos de 40% da variância é associada a choques ocorridos nos próprios mercados, sendo o restante atribuído a

outras variáveis, o que indica uma forte influência de outras variáveis nos preços dos mercados de melão e de carnes, que foram objetos dos referidos estudos de Mayorga et al. (2007) e Arêdes (2009), respectivamente.

Em suma, sugere-se que os resultados aproximados aos de Margarido et al. (2004) e Figueiredo et al. (2010) se devem às similitudes do comportamento dos mercados do óleo de soja no município de São Paulo e da castanha de caju no estado do Ceará com o mercado do leite, enquanto que os resultados díspares aos de Mayorga et al. (2007) e Arêdes (2009) se devem às particularidades da comercialização e gestão dos preços nas cadeias produtivas agrícolas do melão e de carnes, que são estruturadas e apresentam arcabouço de negociação diferente da cadeia produtiva do leite.

5. Conclusões

As investigações realizadas neste trabalho permitiram identificar se a volatilidade dos preços internacionais do leite é transmitida para os preços nas principais praças brasileiras produtoras de leite. Além disso, a análise da decomposição da variância indicou que, em média, um quarto das alterações nos preços do leite nas principais praças brasileiras é transmitido por variações nos preços dos principais mercados internacionais, com destaque para os mercados uruguaio, neozelandês e norte-americano.

Os resultados da pesquisa permitiram concluir também pela existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre os preços nacionais (domésticos) e os preços internacionais do leite, o que foi possível a partir da análise de cointegração entre as séries de preços, tendo sido evidenciado que um choque ocorrido no mercado internacional de lácteos é efetivamente transmitido ao mercado doméstico, persistindo, no longo prazo, em uma relação de equilíbrio relacional.

Os resultados mostraram ainda a relação estatisticamente significativa entre os preços do leite praticados nos mercados neozelandês e uruguaio com os preços praticados nas principais praças produtoras de leite brasileiras, o que, em parte, pode ser explicado pelo fato de o mercado neozelandês se posicionar como um dos cinco dentre os países que mais exportam leite no mundo, segundo dados da USDA. Quanto ao relacionamento dos preços nas principais praças brasileiras produtoras de leite com o preço do leite uruguaio, destaca-se o fato de 43,2% das importações lácteas brasileiras, no ano de 2016, serem oriundas do Uruguai, segundo dados da CONAB, o que, hipoteticamente, indicia o fortalecimento do relacionamento dos preços nesses mercados.

Ao fim desta pesquisa, sugere-se que estudos futuros analisem também a relação entre as variações do preço do leite e de preços dos insumos utilizados na pecuária bovina de leite, uma vez que informações provenientes desses estudos, em conjunto com as da presente pesquisa, podem permitir a ampliação da eficiência da gestão de preços pelos agentes da cadeia produtiva do leite. Ademais, espera-se que, em pesquisas futuras, possam ser utilizados outros métodos de análise, o que permitirá comparações não apenas com os resultados deste estudo, como também ampliar o campo de análise, contribuindo para o avanço científico e a tomada de decisões na gestão de preços e comercialização de lácteos.

Referências

APERGIS, N.; PAPOULAKOS, D. The New Zealand dollar and milk prices. **International Journal of Financial Services Management**, v. 6, n. 1, p. 1-16, 2013.

ARÊDES, A. F. Relação de causalidade entre os preços de carnes no varejo. **Informações Econômicas**, v. 39, n. 12, p. 66-72, dez. 2009.

BARBOSA, M. Z.; MARGARIDO, M. A.; NOGUEIRA JUNIOR, S. Análise da elasticidade

de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão. **Nova Economia: Revista do Departamento de Ciências Econômicas da UFMG**, Belo Horizonte, v. 2, n. 12, p.79-108, jul. 2002.

BARROS, G. S. A. C. Transmissão de preços pela central de abastecimento de São Paulo, Brasil. **Revista brasileira de Economia**, v. 44, n. 1, p. 5-20, 1990.

_____.; BITTENCOURT, M. V. L. Formação de preços sob oligopsonio: o mercado de frango em São Paulo. **Revista Brasileira de Economia**, v. 51, n. 2, p. 181-200, 1997.

BRASIL. Ministério da Saúde. **Política nacional de alimentação e nutrição**. Brasília: Ministério da Saúde, 2013. Disponível em:

http://bvsmms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/politica_nacional_alimentacao_nutricao.pdf

Acesso em: 27 abr.2018.

CARVALHO, B. H. P.; ROSADO, P. L.; SHIKI, S. F. N.; CRUZ, A. C. Integração intra e inter-mercado: o caso dos preços do leite e derivados no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 42, 2014, Natal. **Anais...** Natal: Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia, 2014, p. 1-19.

CONFEDERAÇÃO DA AGRICULTURA E PECUÁRIA DO BRASIL – CNA. **PIB e performance do agronegócio**. Disponível em:

<http://www.cnabrazil.org.br/sites/default/files/sites/default/files/uploads/02_pib.pdf>.

Acesso em: 27 abr. 2017.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO – CONAB. **Leite e derivados: conjuntura mensal**. 2016. Disponível em:

<<http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=526&t=>>>. Acesso em: 14 maio 2017.

CORONEL, D. A.; AMORIM, A. L.; SOUSA, E. P.; LIMA, J. E. Integração e transmissão de preços entre os mercados de trigo argentino e internacional. **Pesquisa & Debate**, v. 21, n. 2, p. 279-305, 2010.

CRESWELL, J. W. **Projeto de pesquisa: métodos quantitativo, qualitativo e misto**. 3. ed. Porto Alegre: Artmed, 2010.

CRUZ JÚNIOR, J. C.; SILVEIRA, R. L.; CAPITANI, D. H.; URSO, F. S.; MARTINES FILHO, J. G. The effect of brazilian corn and soybean crop expansion on price and volatility transmission. In: AGRICULTURAL AND APPLIED ECONOMICS ASSOCIATION ANNUAL MEETING, 2016, Boston. **Proceedings...** Boston: AAEA, 2016, p. 1-20.

DIAS, D. F.; KRETZMANN C. K.; ALVES, A. F.; PARRÉ, J. L. Análise da transmissão de preço para o leite paranaense utilizando modelos de séries temporais. Revista em Agronegócios e Meio Ambiente, v. 1, n. 1, p. 09-24, jan./abr. 2008.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, jul. 1981.

DONG, F; DU, X.; GOULD B. W. Milk price volatility and its determinants. In: AGRICULTURAL AND APPLIED ECONOMICS ASSOCIATION ANNUAL MEETING AND NAREA JOINT ANNUAL MEETING, 2011, Pittsburg. **Proceedings...** Pittsburg: AAEA, 2011, p. 24-26.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley and Sons, 1995.

ENGLE, R. F.; KRONER, K. F. Multivariate simultaneous generalized arch. **Econometric theory**, v. 11, n. 01, p. 122-150, feb. 1995.

FIGUEIREDO, A. M.; SOUZA FILHO, H. M.; GUANZIROLI, C. E.; JUNIOR, A. S. V. Análise da transmissão de preços no mercado brasileiro de castanha de caju. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 41, n. 4, p.716-730, out./dez. 2010.

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

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Produção da pecuária municipal. v.1. Rio de Janeiro. 2016: ISSN 0101-4234. Anual. Anteriormente editada pelo Ministério da Agricultura. 1 . Pecuária - Brasil - **Estatística. I.**

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2/3, p. 231-254, jun./sep.1988.

_____.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 2, p. 169-210, may. 1990.

MARGARIDO, M. A.; BUENO, C. R. F.; MARTINS, V. A.; CARNEVALLI, L. B. Análise dos efeitos preço e câmbio sobre o preço do óleo de soja na cidade de São Paulo: uma aplicação do modelo VAR. **Pesquisa & Debate**, v. 15, n. 1, p. 69- 106, 2004.

MARQUES, P. V.; MELLO, P. C. **Mercados futuros de commodities agropecuárias: exemplos e aplicações para os mercados brasileiros.** São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 1999.

MAYORGA, R. O.; KHAN, A. S.; MAYORGA, R. D.; LIMA, P. V. P. S.; MARGARIDO, M. A. Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 45, n. 3, p. 675-704, jun./set. 2007.

POZO, V. F.; SCHROEDER, T. C. Price and volatility spillover between livestock and related commodity markets. In: AGRICULTURAL AND APPLIED ECONOMICS ASSOCIATION ANNUAL MEETING, 2012, Seattle. **Proceedings...** Seattle: AAEA, 2012, p. 1-16.

TAYLOR, S. **Asset price dynamics, volatility, and prediction.** New Jersey: Princeton University Press, 2005.

TEJEDA, H. A.; BARRY, K. G. Price volatility, nonlinearity, and asymmetric adjustments in corn, soybean, and cattle markets: implications of ethanol-driven (market) shocks. In: CONFERENCE ON APPLIED COMMODITY PRICE ANALYSIS, FORECASTING, AND MARKET RISK MANAGEMENT, 2009, St. Louis, **Proceedings...** St. Louis: NCCC-134, 2009, p. 1-39.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE – USDA. **Data.** Disponível em: <<https://www.usda.gov/topics/data>>. Acesso em: 19 nov. 2017.

WEYDMANN, C. L.; SEABRA, F. Transmissão de preços na cadeia de carne suína: uma aplicação para os preços de São Paulo. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 4, n. 3, p. 269-289, 2015.