

VOLATILIDADE E TRANSMISSÃO DOS PREÇOS INTERNACIONAIS DO LEITE PARA OS PREÇOS NAS PRINCIPAIS PRAÇAS PRODUTORAS DE LEITE DO BRASIL

Autora-Discente UFU/FACES: **Ana Carolina Gomes de Oliveira Costa**
(costa.anaoliveira@gmail.com)

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

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 (Europa, Nova Zelândia, Estados Unidos, Argentina e Uruguai) para as principais praças/regiões produtoras/comercializadoras de leite do Brasil (Minas Gerais, São Paulo, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Goiás e Bahia). Para esse fim, foram utilizadas séries temporais que compreendem as médias mensais dos preços do leite, no período 2012-2017, das principais praças produtoras brasileiras 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 dos preços do leite nos principais países/conglomerados produtores-exportadores obtidos por meio interativo no site-plataforma MilkPoint, tido como o maior portal interativo de informações sobre o mercado de leite brasileiro. No processo de análise, foram aplicados os seguintes procedimentos estatísticos: estatística descritiva, análise de correlação, teste de raiz unitária (estacionariedade), teste de cointegração de Johansen (1988), modelo vetorial autorregressivo (VAR) e decomposição de variância. Os resultados permitiram concluir a existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre os preços nacionais e os preços internacionais do leite, o que foi possível a partir da análise de cointegração entre as séries de preços, a qual evidenciou que um choque ocorrido no mercado internacional de lácteos é efetivamente transmitido ao mercado nacional, o que persiste no longo prazo em uma relação de equilíbrio relacional. 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, com destaque para a transmissão de preços dos mercados uruguaio, neozelandês e norte-americano.

Palavras-chave: Volatilidade. Transmissão de preços. Leite bovino. Mercado doméstico. Mercado internacional.

1. INTRODUÇÃO

O agronegócio é um setor muito importante da economia brasileira, tendo representado, aproximadamente, 23% no Produto Interno Bruto (PIB) do país no ano de 2016, de acordo com a Confederação da Agricultura e Pecuária Brasileira (CNA Brasil), o que equivale a 1,425 trilhões movimentados pelo setor, podendo parte disso ser considerada consequência do crescimento de 2,73% apresentado pelo setor em relação ao ano anterior. Diferentemente do PIB do Agronegócio, o PIB total do Brasil manteve-se estável e teve no agregado maior incorporação das riquezas geradas pelas atividades agrícolas e agroindustriais do que nos anos de 2014 e 2015 (CNA, 2017).

Entre as principais cadeias agroindustriais brasileiras, destaca-se a do leite bovino, representando 4% do PIB agrícola brasileiro em 2016. Dados da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB, 2016), divulgados em abril de 2016, já apontavam que o consumo de leite per capita naquele ano seria de, aproximadamente, 174 litros por habitante. Tecnicamente, esse consumo se deve à importância do leite para o consumo humano, conforme destaca o Centro Integrado de Monitoramento da Qualidade dos Alimentos (CQUALI), ao apontar que o produto é detentor de alto valor nutritivo, constituído de um complexo composto de água, carboidrato, gorduras, proteínas, minerais e vitaminas (CQUALI/2008). O Ministério da Saúde (MS) brasileiro reforça a importância do leite ao recomendar à população um consumo de leite diário 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, variando essa indicação de acordo com a idade (BRASIL, 2013).

Além disso, vale ressaltar que o leite não tem importância apenas como alimento nutritivo e matéria-prima para diversos produtos, mas também como gerador de emprego e renda para 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, atingindo 226,0 milhões, o que representava cerca de 22,5% do rebanho mundial, de acordo com United States Department of Agriculture (IBGE), o Departamento de Agricultura dos Estados Unidos. Do efetivo total de bovinos no Brasil em 2015, o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) destaca que 10,1% representam vacas ordenhadas, o que corresponde a 21,75 milhões de animais dessa espécie. Desse total, 34,3% se concentram na Região Sudeste, com destaque para o estado de Minas Gerais como o maior produtor 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).

Com a produção de leite nacional atingindo 35 bilhões de litros em 2015, 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 sexto maior produtor mundial de leite no ano de 2015, posicionando-se atrás dos principais países/conglomerados produtores: União Europeia, Estados Unidos da América (EUA), Índia, China e Rússia (IBGE, 2016).

Já em 2016, o Brasil se posicionou como o quinto maior produtor mundial de leite, com 34.650 mil toneladas. O Quadro 1, construído com dados do USDA, do IBGE, do Instituto Nacional de la Leche (INALE) e da Food and Agriculture Organization (FAO), a Organização das Nações Unidas para a Alimentação e Agricultura, apresenta o volume de leite bovino produzido pelos principais países/conglomerados produtores mundiais entre os anos de 2012 e 2017, estando os dois últimos anos representados por estimativas dessas organizações.

Quanto ao mercado mundial, destacam-se os seguintes países/conglomerados: Nova Zelândia, União Europeia, Estados Unidos, Austrália e Argentina, não apenas como grandes produtores, mas, também, como principais exportadores, atingindo, aproximadamente, 75% do mercado mundial de lácteos, o que significa algo em torno de 290,8 milhões de toneladas de leite comercializadas, segundo dados da USDA.

Diferentemente dos demais países citados no parágrafo acima, que são grandes produtores e exportadores, 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).

Quadro 1 - Produção mundial de leite de vaca (países selecionados) em 1.000t no Período (2012-2017)

País/ Bloco	2012	2013	2014	2015	2016	2017
União Europeia	139.000	140.100	146.500	150.200	151.000	151.300
Estados Unidos	91.010	91.277	93.485	94.620	96.343	98.112
Índia	55.500	57.500	60.500	64.000	68.000	72.000
China	32.600	34.300	37.250	37.550	36.020	35.500
Brasil	32.304	34.255	35.124	35.000	34.650	34.997
Rússia	31.831	30.529	30.499	30.560	30.470	30.700
Nova Zelândia	20.567	20.200	21.893	21.582	21.224	21.900
México	11.274	11.294	11.464	11.736	11.956	12.200
Argentina	11.679	11.519	11.326	11.552	10.191	10.395
Ucrânia	11.080	11.189	11.152	10.584	10.380	10.200
Austrália	9.811	9.400	9.700	9.800	9.350	9.100
Canadá	8.614	8.443	8.437	8.773	9.100	9.450
Japão	7.631	7.508	7.334	7.379	7.420	7.400
Bielorrússia	6.766	6.633	6.703	7.047	7.140	7.260
Uruguai	1.936	2.018	2.014	1.974	1.775	1.842
Paraguai	515	518	525	530	536	541
Total	472.119	476.683	493.906	502.887	505.555	512.897

Nota: Para o Brasil considerou-se 1 litro = 1,0 kg. Baseado em dados da Conjuntura Mensal da CONAB de Julho de 2017.

Fonte: IBGE e MAPA/EMBRAPA (Brasil); INALE (Uruguai); FAO (Paraguai) e USDA (Demais países). CONAB.2016

A incerteza quanto ao comportamento nos mercados dos países em desenvolvimento, como o Brasil, contribui, em parte, para que o tema volatilidade e transmissão de preço ganhasse importância. Tecnicamente, a volatilidade é fruto de incertezas nos preços que, somada à velocidade nas alterações dos mesmos, contribui para a instabilidade mercadológica e para a dificuldade na comercialização. Nesse sentido, Taylor (2005) define a volatilidade dos preços como desvio-padrão dos mesmos.

Dentre as investigações realizadas no mercado de leite, chama atenção a de Dias et al. (2007), que analisaram a transmissão de preço para o leite paranaense. Utilizando modelos de séries temporais, os autores se propuseram a verificar quais os produtores de leite, entre os principais estados brasileiros, mais afetaram o preço do leite paranaense no período compreendido entre janeiro de 1995 e julho de 2006. Os resultados da pesquisa permitiram concluir que as variações nos preços recebidos pelos produtores do estado de Goiás são as principais responsáveis pela

transmissão de volatilidade para os 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. (2007), tendo em vista que, hipoteticamente, alterações de preços em mercados internacionais podem ser transmitidas para os 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? Desse questionamento emerge a hipótese de que a variação nos preços dos principais mercados internacionais produtores/exportadores de leite seja transmitida aos preços praticados no Brasil.

A justificativa deste estudo perpassa pela importância de se verificar se há transmissão de preços do leite bovino entre os principais países/conglomerados produtores-exportadores de leite e analisar o comportamento do preço nas principais praças/regiões produtoras do Brasil. Somam-se a isso dois outros fatores. Em primeiro lugar, a existência de uma constante relação comercial entre os mercados, importação e exportação e, em segundo, a carência de estudos que analisem a relação entre mercados de lácteos. Assim sendo, espera-se que os resultados possam auxiliar nas tomadas de decisões dos agentes da cadeia produtiva de lácteos brasileira para uma melhor compreensão acerca da dinâmica dos preços. Os resultados podem também suportar informações que auxiliem na consecução de políticas públicas. Agrega-se a esses fatores a ampliação das discussões acadêmico-científicas sobre o tema volatilidade e transmissão de preço, em especial, no setor de lácteos.

Dessa forma, o objetivo deste estudo é analisar a volatilidade e a transmissão do preço do leite dos principais países/conglomerados mundiais produtores-exportadores de leite bovino para os preços das principais praças/regiões produtoras do Brasil. 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 definidos para realização desta pesquisa (Europa, Nova Zelândia, Estados Unidos, Argentina, Uruguai e Brasil).

2. REVISÃO DE LITERATURA

Acerca do tema transmissão de preço e volatilidade em mercados agrícolas, vale destacar que vários desses mercados foram alvos de estudos e pesquisas publicadas nacional e internacionalmente, em especial, mercados da soja, do milho, do algodão, e de carnes (bovina, suína, aves). Em suma, a maioria dessas pesquisas buscaram inferir a existência de transmissão de preço dentro de um mercado específico ou entre mercados. Comumente, após os autores identificarem se há a transmissão de preço, eram aferidas as volatilidades e a interdependência 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) da Companhia de Entrepostos e Armazéns Gerais de São Paulo (CEAGESP), localizada na região metropolitana de São Paulo, entre 1972-1985. Também foram estimadas as elasticidades de transmissão de preços e 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, determinando 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, e sua interação com o mercado da carne bovina, Barros e Bittencourt (1997) utilizaram o modelo vetorial autorregressivo vetorial (VAR) com procedimento de Bernanke e correção de erro com alicerce no modelo oligopsonista proposto para o mercado de frango. Os resultados da pesquisa de Barros e Bittencourt (1997) 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 (2002) estudaram a elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão no período 1985-2000. A partir do uso do teste de raiz unitária de Dickey e Fuller Aumentado (DICKEY; FULLER, 1979, 1981), conhecido pela sigla em inglês ADF, bem como do teste de cointegração de Johansen (1988), do modelo vetorial com correção de erro (VEC) e do 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 Brasil, o que indica 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 cadeia de grãos, com destaque para a 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. Esse resultado corrobora o exposto por Felipe e Durazno (2005), os quais justificam que as informações geradas em um mercado podem influenciar outros mercados devido ao relacionamento entre diferentes países e a integração entre os respectivos mercados.

Diferentemente do estudo de Marques e Mello (1999), que analisaram a relação entre preços em diferentes mercados internacionais, o estudo de Arêdes (2009) focou não apenas nessa relação, como também na relação de preços no mercado doméstico da carne suína. A pesquisa teve como foco 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, assim como a interdependência dos preços da carne suína entre os mercados regionais e o seu preço no mercado internacional. As análises foram realizadas a partir da aplicação do modelo vetorial autorregressivo (VAR) e do modelo autorregressivo de heterocedasticidade condicional generalizada (M-GARCH). Os resultados mostraram que os preços da carne ao atacado em Minas Gerais e São Paulo reagiram mais intensamente às alterações de preços de Santa Catarina. Já na verificação da relação entre o mercado internacional e o mercado doméstico, o destaque foi para o catarinense, apontando os resultados que o preço da carne suína respondeu

expressivamente aos choques ocorridos no próprio mercado quando comparados com choques externos.

Martins (2010) também pesquisou o mercado de carne suína, investigando as relações entre os preços pagos aos produtores de milho e soja, preço internacional da carne suína e preços recebidos pelos produtores de suínos no Brasil, assim como estudou a integração do mercado internacional de carne suína entre outubro/2003-abril/2010. Para tanto, foi aplicado o modelo autorregressivo vetorial com correção de erro (VEC) no contexto analítico. Os resultados da pesquisa evidenciaram relações independentes entre os preços recebidos pelos suinocultores brasileiros e os preços recebidos por produtores brasileiros de soja e de milho. Essa mesma relação foi evidenciada na relação com o preço internacional de carne suína, dado que um choque nos preços desse produto não refletiu de forma significativa nos movimentos dos preços recebidos pelos suinocultores brasileiros.

Ainda, Weydmann e Seabra (2015) analisou a cadeia de carne suína, buscando identificar transmissão de preços e efeito da instabilidade sobre eles em três níveis de preços da cadeia de carne suína aplicada para os preços de São Paulo, no período 1995-2005. Pelo uso do modelo VAR, incluindo a instabilidade de preços - processo autorregressivo condicional heterocedástico (ARCH) 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. Figueiredo et al. (2010), que pesquisaram o mercado de castanha de caju a fim de identificar a existência de transmissão de preços entre exportadores de amêndoa de castanha de caju e produtores de castanha de caju no Brasil, no período 2015-2016, encontraram uma elasticidade de transmissão de 26,7%, tanto para as elevações, quanto para baixas de preço.

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 do mercado argentino e internacional do trigo, no período de janeiro/1994-abril/2009. A partir dos testes de raiz unitária, de causalidade de Granger (1969), de cointegração de Johansen (1988), da verificação da função impulso-resposta, da decomposição da variância de erros de previsão, da aplicação do modelo de correção de erros e do teste de exogeneidade, 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 a perfeita 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, verificou-se que os preços argentinos do trigo reagem a desequilíbrios transitórios processados nos preços advindos do mercado internacional.

No âmbito de estudos internacionais, Tejeda e Goodwin (2009) analisaram a volatilidade de preços, a questão da não linearidade e os ajustes assimétricos nos mercados de milho, soja e bovinos de corte, bem como as implicações consequentes dos choques ocasionados pelo etanol. Nesse estudo, foi considerada uma estrutura linear em um modelo de séries temporais multivariadas que avaliaram 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. Os resultados apontaram para correlações dinâmicas positivas entre milho e soja que, por sua vez, foram transferidas para os preços dos bovinos de corte. Foram encontradas ainda relações inversas ou negativas entre o milho para o período pós-produção de etanol. Assim, pela existência de um efeito assimétrico

na correção entre os mercados, especialmente quando se considera o período para o etanol conduzido pelo consumo de milho *versus* períodos anteriores de consumo de milho.

Por sua vez, Serra e Gil (2012) pesquisaram a volatilidade dos preços nos mercados de alimentos e questionaram se, ao estocar, pode-se mitigar as flutuações de preços. A pesquisa foi realizada nos EUA com dados do período 1990-2011. Neste estudo, foi evidenciada a transmissão de volatilidade de preços entre os mercados de etanol e milho, sugerindo ainda que o cenário macroeconômico pode influenciar a volatilidade dos preços do milho e que os estoques reduzem, significativamente, as flutuações dos preços da referida commodity.

Tendo como meta analisar as mudanças nos preços do milho e da soja no Brasil, bem como a transmissão de preços e volatilidade entre os mercados brasileiro e norte-americano, Cruz et al. (2016), inicialmente, 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 mercados dos EUA mudaram à medida que os mercados futuros do milho e da soja se tornaram mais integrados, com destaque para o aumento do nível de integração dos mercados durante o segundo período (2007-2014) e com 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. (2007), Dong, Du e Gould (2011), Pozo et al. (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. (2007) analisaram a transmissão de preço do leite *in natura* no mercado brasileiro, no período 1995-2006. Nesse estudo, foram identificados quais os estados, entre os principais produtores de leite no Brasil, são responsáveis por alterações no preço do leite no estado do Paraná. Ao utilizar os testes para verificação de raiz unitária ADF e de Philips e Perron (1988), causalidade de Granger (1969), cointegração de Johansen (1988) e modelo vetorial com correção de erro (VEC), 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 neste estudo foi realizada por Carvalho et al. (2014), a qual buscou identificar a transmissão de preços inter e intra mercados de lácteos no Brasil, entre julho de 2004 e fevereiro de 2013. Por meio da aplicação do modelo vetorial autorregressivo (VAR), 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 inter mercados. Esses resultados são corroborados pelo apontamento de que o estado de Minas Gerais é 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, quem mais incidem em alterações dos preços nos demais mercados.

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, como é o caso da pesquisa de Pozo et al. (2012), que investigaram, além da volatilidade, a descoberta de preços e a adequação da especulação do mercado do lácteos e futuros do queijo. Nessa

pesquisa, foram utilizados os modelos de correção de erros e heterocedástico BEKK de Engle e Kroner (1996). Os resultados encontrados permitiram chegar à conclusão quanto a natureza da produção de leite e a especificidades sobre o preço do leite, os mercados de queijos e futuros, incluindo a exposição de desafios à avaliação das características dos respectivos mercados. Em suma, concluiu-se que a descoberta efetiva de preços é possível a partir do comportamento dos preços dos contratos futuros líquidos e dos mercados físicos. Nesse caso, quando se tem uma volatilidade excessiva nos preços do leite, é provável que isso seja uma consequência da sub-regulação, fragmentação dos mercados e 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. Esse é o caso do estudo de Apergis e Papoulakos (2013), que propuseram pesquisar 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. Por meio da aplicação do modelo de correção de erros e do modelo autorregressivo de heterocedasticidade condicional generalizada, os resultados evidenciaram 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 vertente, 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 do modelo de Andersen et al. (2003), bem como 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 consecução da revisão de literatura referente à temática volatilidade e transmissão de preços, nota-se que são poucos os estudos acerca do mercado de lácteos, principalmente, analisando-o a relação aos mercados no âmbito internacional, em especial, no que tange à volatilidade do preço nos mercados e à interdependência e transmissão de preço causada pela mesma. Observou-se também a recorrente utilização dos testes estatísticos: de raiz unitária de Dickey e Fuller (1981), de cointegração de Johansen (1988), de causalidade de Granger (1969), do modelo vetorial de correção de erros (VEC) e dos testes 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, grande parte dos resultados que não evidenciam transmissão de preço a curto prazo aponta para a ocorrência de transmissão de preços e relação equilibrada entre esses no longo prazo. Ademais, a revisão de literatura acerca do tema volatilidade e transmissão de preço contribuiu para a discussão e análise dos resultados apresentados na seção 4.

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 em que se apresentam meios para testar modelos teóricos objetivos e analisar a relação entre diversas variáveis, conforme exposto por Creswell

(2010). No que se refere à finalidade, a pesquisa caracteriza-se como descritiva e visa a estabelecer relações entre as variáveis.

O presente estudo tem como sujeito o mercado do leite ao produtor 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, trata-se de séries temporais compostas por médias mensais dos preços do leite, no período 2012-2017 (72 observações), nas principais praças produtoras brasileiras, as quais foram obtidas 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 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 constatação da estatística descritiva dos dados (medidas de tendência central, dispersão e 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. Os testes e análises estatísticos foram realizados com suporte-uso do *software* Eviews. Com relação ao tratamento, transformação e seleção dos dados, foi utilizado o *software* Microsoft Excel. No tratamento estatístico para averiguar a estacionariedade da série e avaliação da ordem de integração das mesmas, foi aplicado o teste de raiz unitária de Dickey e Fuller Aumentado (ADF) (1979, 1981).

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 a existência ou não 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. A equação de Johansen (1988) é modelada na seguinte equação:

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

Em que,

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

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 determina a combinação de y_{t-1} , que resulta r correlações canônicas maiores entre Δy_t e y_{t-1} , depois das 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.

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

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).

Não verificada a cointegração entre os preços, a opção foi pela aplicação do modelo vetorial autorregressivo (VAR). Caso contrário, uma vez verificada a cointegração entre as séries, 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:

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

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

No qual: 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; γ_s e γ_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 6:

$$Z_{t-1} = \alpha + \beta F_t - S_{t-1} \quad (6)$$

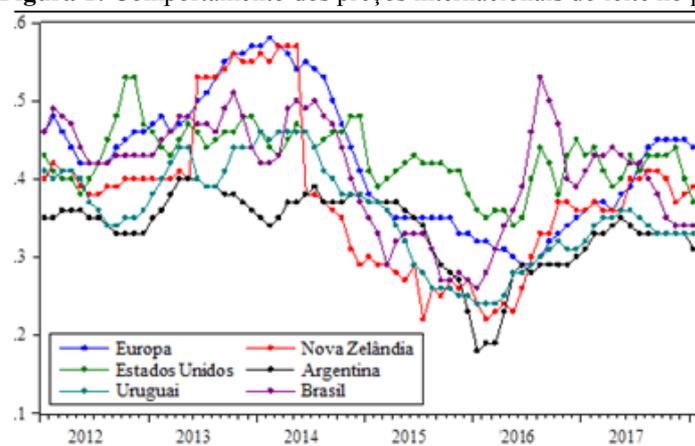
Nessa equação, α refere-se ao elemento de ajustamento do vetor de cointegração; e β é o vetor de cointegração. Assim, α e β correspondem ao modelo vetorial autorregressivo na primeira diferença do sistema de equações (4) e (5), enquanto γ_s e γ_f se referem à velocidade de ajustamento. Dessa forma, quanto 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, Enders (1995). A sequência poderá ser exógena ou endógena, ocorrendo a 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. (2002), 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 (Europa, 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 apresentam comportamento muito similar, salvos 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 dos mesmos 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.

Figura 1: Comportamento dos preços internacionais do leite no período jan.2012/dez.2017



Fonte: Dados da pesquisa

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 em termos de direção, 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.

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

Estatística	EU	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)	3,8426	3,0949	0,1784	31,6725	2,3930	5,0813
p-valor (JB)	0,1464	0,2128	0,9146	0,0000	0,3023	0,0788

Notas: (EU) Europa, (NZ) Nova Zelândia, (EUA) Estados Unidos, (ARG) Argentina, (URU) Uruguai e (BR) Brasil

Fonte: Dados da pesquisa

Ao considerar os dados da Tabela 1, que se referem à estatística descritiva dos preços, pôde-se avaliar as medidas de tendência central, dispersão e distribuição dos preços do leite nos

principais mercados produtores/exportadores. Verificou-se, ainda, que a média de preços do leite brasileiro é superior à média de preços do leite uruguaio, argentino e neozelandês. Quanto à dispersão, o desvio padrão dos preços igual a 19,58%, 25,46%, 8,10%, 14,47%, 17,64% e 17,12%, para Europa, Nova Zelândia, Estados Unidos, Argentina, Uruguai e Brasil, respectivamente, o que indica que a volatilidade dos preços é maior no mercado Neozelandês e Europeu quando comparada a 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.

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 constantes na referida tabela, 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 com o preço do leite na Bahia.

Tabela 2 - Correlação linear entre os preços

	MG	SP	PR	RS	SC	GO	BA
EU	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: (EU) Europa, (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 significativo ao nível de 1%.

Fonte: Dados da Pesquisa

Ao observar, particularmente, o preço do leite no Uruguai, nota-se que a correlação presente entre o mesmo e as praças brasileiras é maior do que a apresentada pelos demais países. 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 Coronel (2010) e Dias et al. (2007), o primeiro passo para verificar a existência de transmissão é utilizar o teste de Dickey-Fuller Aumentado (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, a Tabela 3 apresenta os resultados do teste ADF aplicado às séries originais, apontando para a não rejeição da hipótese nula de presença de raiz unitária. Isso porque o valor da estatística t apresentou valores maiores que os críticos ao nível de 1%, 5% e 10%, indicando que as séries são não estacionárias em nível.

Posteriormente, verificou-se que, quando transformada em retornos, essas séries tornam-se estacionárias e, portanto, integradas de primeira ordem, ou seja, não possuem raiz unitária na primeira diferença. 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.

Tabela 3: Teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

Série de Preços	Equação ADF	Estatística ADF (t)	p-valor	AIC	SC	DW
EU	N	-0,3490 ^{ns}	0,5558	-4,4659	-4,3695	1,9844
	1 ^o Dif	-2,8517***	0,0049	-4,4927	-4,4284	1,9822
NZ	N	-0,3093 ^{ns}	0,5708	-2,0879	-2,0563	2,1953
	1 ^o Dif	-9,2893***	0,0000	-2,0875	-2,0556	1,9637
EUA	N	-0,0613 ^{ns}	0,6589	-3,0785	-2,9821	1,9524
	1 ^o Dif	7,2114***	0,0000	-3,1070	-3,0427	1,9527
AR	N	-0,1201 ^{ns}	0,6389	-3,0837	-3,0199	1,9215
	1 ^o Dif	-5,0604***	0,0000	-3,1117	-3,0798	1,9214
UR	N	0,0214 ^{ns}	0,6863	-3,8471	-3,7834	2,0636
	1 ^o Dif	-4,9257***	0,0000	-3,8753	-3,8434	2,0639
BR	N	-0,3093 ^{ns}	0,5708	-2,0879	-2,0563	2,1953
	1 ^o Dif	-9,2893***	0,0000	-2,0875	-2,0556	1,9637
MG	N	0,0005 ^{ns}	0,6794	-3,1617	-3,0654	2,0340
	1 ^o Dif	-5,1131***	0,0000	-3,1903	-3,1261	2,0340
SP	N	-0,0937 ^{ns}	0,6480	-3,2598	-3,1960	1,6912
	1 ^o Dif	-4,5268***	0,0000	-3,2878	-3,2559	1,6907
PR	N	-0,0730 ^{ns}	0,6549	-3,0974	-3,0011	1,9982
	1 ^o Dif	-4,9373***	0,0000	-3,1259	-3,0617	1,9982
RS	N	0,0099 ^{ns}	0,6825	-3,2116	-3,1153	2,0239
	1 ^o Dif	-4,9851***	0,0000	-3,2402	-3,1759	2,0239
SC	N	-0,1494 ^{ns}	0,6287	-2,9230	-2,8593	1,6945
	1 ^o Dif	-4,6070***	0,0000	-2,9509	-2,9190	1,6933
GO	N	0,1239 ^{ns}	0,7186	-3,1010	-3,0047	2,0285
	1 ^o Dif	-5,5267***	0,0000	-3,1294	-3,0651	2,0274
BA	N	-0,1108 ^{ns}	0,6421	-3,4427	-3,3789	1,7902
	1 ^o Dif	-4,9428***	0,0000	-3,4706	-3,4388	1,7899

Nota 1: Valores críticos do teste ADF aos níveis de 1%, 5% e 10% são respectivamente iguais a: (-2,5979), (-1,9455) e (-1,6138); (N) equação do teste em nível, (1^oDif) equação do teste na primeira diferença, (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%, (ns) Estatisticamente não significativo.

Nota 2: (EU) Europa, (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 e (BA) Bahia.

Fonte: Dados da pesquisa.

Com a finalidade de aferir o equilíbrio da relação de longo prazo entre os preços do leite nos principais mercados internacionais produtores/exportadores e principais praças brasileiras, foi avaliado o número de defasagens ótimas estimadas para posterior aplicação do teste de cointegração de Johansen (1998). De acordo com os resultados apresentados na Tabela 4, os critérios de informação de Akaike (AIC), de erro de previsão final (FPE) e de Hannan-Quinn (HQ) indicam que o número ótimo de defasagens da relação entre os preços nos mercados estudados é de oito defasagens.

Tabela 4 - Defasagens Ótimas

Praça-Mercado ^{lags}	FPE	AIC	HQ
MG ⁽⁸⁾	1.89e-17	-24.21627	-20.33576
SP ⁽⁸⁾	1.18e-17	-24.68891	-20.80840
PR ⁽⁸⁾	8.40e-18	-25.02616	-21.14565
RS ⁽⁸⁾	1.21e-17	-24.65805	-20.77754
SC ⁽⁸⁾	1.40e-17	-24.51236	-20.63185
GO ⁽⁸⁾	1.50e-17	-24.44740	-20.56689
BA ⁽⁸⁾	2.97e-17	-23.76445	-19.88394

Nota: (FPE) Critério de erro de previsão final, (AIC) critério de informação de Akaike, (HQ) Critério de Hannan-Quinn, (n^o) N^o de defasagens ótimas.

Após a definição do número ótimo de defasagens, foi aplicado o teste de cointegração, como mostra a Tabela 5, 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 nenhum vetor de cointegração entre as séries de preços internacionais e domésticos (brasileiros), 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.

Tabela 5 - Teste de cointegração

Vetores de Cointegração	Eigenvalue	Teste Traço		
		Estatística do Teste	Valor Crítico (5%)	p-valor
$r = 0^{***}$	0,9167	439,2793	95,7537	0,0001
$r \leq 1^{***}$	0,8082	282,7402	69,8189	0,0001
$r \leq 2^{***}$	0,7826	178,6965	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	8,3328	3,8415	0,0039

Nota: (p-valor) p-values de MacKinnon-Haug-Michelis (1999), (***) estatisticamente significante ao nível de 1%, (**) estatisticamente significante ao nível de 5%, (*) estatisticamente significante ao nível de 10%.

Fonte: Dados da pesquisa.

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 5 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) para o mercado do trigo. Em sua pesquisa, o investigador constatou a existência de cointegração entre o mercado de trigo argentino com os mercados internacionais da commodity, mas 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. Uma análise mais aprofundada da variância e transmissão de preços entre os mercados internacionais do leite para as principais praças produtoras de leite do Brasil pode ser realizada a partir da decomposição da variância, como exposto na Tabela 6.

Dado que o número de vetores de cointegração é correspondente ao número de variáveis, sendo o *rank* pleno, optou-se pela utilização do modelo vetorial autorregressivo em nível como procedimento de análise, verificando-se que a combinação linear entre as séries de preços produz um relacionamento estacionário ou de equilíbrio no longo prazo.

A verificação da evolução temporal da decomposição da variância apresentada na Tabela 6 constitui-se na última etapa da pesquisa. Nessa tabela, apresentam-se os resultados percentuais relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para as sete principais praças 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 6 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 6, 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 dos erros de previsão de cada um dos preços verificados atribuídos às variações nos preços dos mercados internacionais de lácteos.

Tabela 6 – Evolução semestral decomposição da variância dos erros de previsão em percentagem 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	S.E.	Minas Gerais	EU	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	S.E.	São Paulo	EU	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	S.E.	Paraná	EU	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	S.E.	Rio Grande do Sul	EU	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	S.E.	Santa Catarina	EU	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	S.E.	Goiás	EU	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	S.E.	Bahia	EU	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

Fonte: Dados da pesquisa

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão de Minas Gerias, expostos

na Tabela 6, 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% são transmitidos por variações 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 à praça de São Paulo, os resultados da Tabela 6 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 demais mercados, com destaque para os mercados uruguaio, neozelandês e dos EUA. Em relação ao preço do leite paranaense, em torno de 78% da volatilidade dos preços do leite decorrem de alterações no mesmo. Mas, corroborando o comportamento do mercado paulista, são os mercados de lácteos uruguaio, neozelandês e dos EUA os maiores transmissores de preços para o mercado paranaense, com, respectivamente, 9,47%, 7,02% e 4% de transmissibilidade ao final de 6 meses.

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

Com relação à praça de Goiás, cerca de 82% da variância após seis meses de choques não antecipados podem ser explicadas por alterações no próprio mercado, enquanto os outros 18% 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 à Bahia, última praça analisada, com base nos resultados da Tabela 6, destaca-se 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% são transmitidos por variações nos preços dos mercados neozelandês, uruguaio e dos EUA, com 13,97 %, 12,74% e 3,09%, respectivamente.

No que tange ao mercado brasileiro de leite como um todo, identificou-se que, em média, 76% da variância é explicada por alterações no próprio mercado, resultado que se assemelha aos achados no estudo de Margarido et al., (2002), que mostram que 89,59% da decomposição da variância, 24 meses após o choque inicial não antecipado, podem ser explicadas por alterações no próprio mercado. Destaca-se que esse estudo verificou os efeitos preço e câmbio sobre o preço do óleo de soja no município de São Paulo. 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, 91% de seu comportamento são explicados por variações no próprio mercado.

Entretanto, os resultados apresentados na Tabela 6 diferem bastante dos apresentados nos

estudos de Mayorga et al., (2007) e Arêdes (2009), que demonstraram, respectivamente, que apenas cerca de 26% e 39% da decomposição da variância dos erros de previsão foram pertinentes a choques próprios, sendo o restante atribuído a outras variáveis, o que indica uma forte influência de outras variáveis nos preços dos mercados de castanhas e carnes, que foram objetos dos referidos estudos de Mayorga et al. (2007) e Arêdes (2009).

Em suma, sugere-se que os resultados aproximados aos de Margarido et al., (2002) e Figueiredo et al. (2010) se devem às similitudes da estrutura de mercado e comportamento dos mercados agrícolas pesquisados 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 da castanha de caju e de carnes, que são estruturadas e apresentam arcabouço de negociação diferente da cadeia produtiva do leite.

5. CONCLUSÕES

As inferências 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. Diante de tal questionamento, a análise da decomposição da variância indicou que, em média, um quarto das alterações nos preços do leite nas principais praças brasileiras são transmitidas 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 e os preços internacionais do leite, o que foi possível a partir da análise de cointegração entre as séries de preços, o que evidenciou que um choque ocorrido no mercado internacional de lácteos é efetivamente transmitido ao mercado nacional, 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 da Nova Zelândia e do Uruguai 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 países que mais exportam leite no mundo, segundo dados da USDA. Quanto ao relacionamento dos preços nas principais praças produtoras de leite do Brasil 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 dessas pesquisas, em conjunto com a 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, corroborando o avanço científico e 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. Disponível em: <<http://www.inderscienceonline.com/doi/full/10.1504/IJFSM.2013.052874>>. Acesso em: 16 jun. 2017.

ARÊDES, A. F. de. Relação de causalidade entre os preços de carnes no varejo. **Informações Econômicas**, v. 39, n. 12, p. 66-72, dez. 2009. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/LerTexto.php?codTexto=11800>>. Acesso em: 07 mai.2017.

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. Disponível em: <<http://revistas.face.ufmg.br/index.php/novaeconomia/article/view/402>>. Acesso em: 17 jun. 2017.

BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Atenção à Saúde. Departamento de Atenção Básica. **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.

CNA Brasil. **PIB e Performance do Agrone gócio**. Disponível em: <http://www.cnabrazil.org.br/sites/default/files/sites/default/files/uploads/02_pib.pdf>. Acesso em: 27 abr. 2017.

CONAB- COMPANHIA NACIONAL DO ABASTECIMENTO. 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. et al. Integração e transmissão de preços entre os mercados de trigo argentino e internacional. **Pesquisa e Debate**, v. 21, n. 2, p.279-305, 2010. Disponível em: <<https://revistas.pucsp.br/index.php/rpe/article/view/7398/5371>>. Acesso em: 18 jun. 2017.

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

CRUZ JR, 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, Massachusetts. **Proceedings...** Boston: Agricultural and Applied Economics Association, 2016. Disponível em: <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/236127/2/AAEA_2016_mai25-FINAL.pdf>. Acesso em: 10 jun.2017.

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. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/viewFile/446/6629>>. Acesso em: 17 jun. 2017.

BARROS, G. S. A. C.; BITTENCOURT, M. V. L. Formação de preços sob oligopsônio: o mercado de frango em São Paulo. **Revista Brasileira de Economia**, v. 51, n. 2, p. 181-200,

1997. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/690>>. Acesso em: 17 jun. 2017.

CARVALHO, B. H. P. et al. 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. Disponível em: <https://www.anpec.org.br/encontro/2013/files_I/i11-352de9f1ca35097ecaff11e049c14346.pdf>. Acesso em: 10 jun.2017.

DIAS, D.; KRETZMANN C. K.; ALVES, A. F.; PARRÉ, J. L. Análise da Transmissão de Preço para o Leite Paranaense Utilizando Modelos de Séries Temporais. In: CONGRESSO DA SOBER "CONHECIMENTOS PARA AGRICULTURA DO FUTURO", 45, 2007, Londrina. **Anais eletrônicos...** Londrina: Uel, 2007. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/6/172.pdf>>. Acesso em: 04 jun.2017.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American statistical association**, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979.

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, 1981.

DONG, F; DU, X.; GOULD B. W. Milk Price Volatility and its Determinants. In: AAEA and NAREA Joint Annual Meeting, Pittsburg. 2011. **Proceedings...** Pittsburg: AAEA, 2011, p. 24-26.

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

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

FELIPE, P. S.; DURAZNO, F. C. Volatility transmissions: A survey. Setembro, 2005. p.32-39.

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, 2010. Disponível em: <<https://ren.emnuvens.com.br/ren/article/view/328>>. Acesso em: 17 jun. 2017.

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

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, 1988

JOHANSEN, S.; 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, 1990.

MARGARIDO, M. et al. Análise dos efeitos preço e câmbio sobre o preço do óleo de soja na Cidade de São Paulo: uma aplicação do modelo VAR. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 15, n. 1, p. 69- 106, 2002.

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.

MARTINS, A. P. **Transmissão de preços na cadeia produtiva de suínos**. 2010. 88f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada). Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa. Viçosa/MG: UFV, 2010. Disponível em: <<http://www.locus.ufv.br/handle/123456789/44>>. Acesso em: 18 jun.2017.

PHILLIPS, P. C. B., PERRON, P. Testing unit roots in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

POZO, V. F. et al. Price and volatility spillover between livestock and related commodity markets. In: AAEA Annual Meeting, Seattle, Washington, August. 2012. Disponível em: <http://ageconsearch.tind.io/record/124798/files/Pozo_Schroeder_2012.docx.pdf>. Acesso em: 17 jun. 2017.

MAYORGA, R. de O. et al. 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, 2007.

SERRA, T.; GIL, J. M. Price volatility in food markets: can stock building mitigate price fluctuations? **European Review of Agricultural Economics**, v. 40, n. 3, p. 507-528, 2012.

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: 2009 Conference, April 20-21, 2009, St. Louis, Missouri. **NCCC-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management, 2009**. Disponível em: <<http://ageconsearch.tind.io/record/53039/files/confp05-09.pdf>>. Acesso em: 17 jun. 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-REA**, v. 4, n. 3, p. 269-289, 2015. Disponível em: <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/55182/2/01_artigo.pdf>. Acesso em: 17 jun. 2017.