

Assimetria e transmissão de preços do boi gordo entre os mercados do Brasil, EUA e Australia**Asymmetry and price transmission of the live cattle between of the Brazil, USA and Australia markets**

DOI:10.34117/bjdv5n8-067

Recebimento dos originais: 14/07/2019

Aceitação para publicação: 21/08/2019

Túlio Ferreira Caetano

Mestre em Agronegócio pela UFG

Instituição: Universidade Federal de Goiás

Endereço: UFG (Campus Samambaia) - Programa de Pós-Graduação em Agronegócio (PPAGRO), Rodovia Goiânia-Nova Veneza, Km zero, Goiânia-GO, CEP 74690-900.

E-mail: tuliofcaetano@hotmail.com

Reginaldo Santana Figueiredo

Doutor em Economia pela UFRJ com Pós-Doutorado pela em Modelagem e Simulação pela Texas A&M University, EUA. Professor no Programa de Pós-Graduação em Agronegócio da Universidade Federal de Goiás (PPAGRO/UFG)

Instituição: Universidade Federal de Goiás

Endereço: UFG (Campus Samambaia) - Programa de Pós-Graduação em Agronegócio (PPAGRO), Rodovia Goiânia-Nova Veneza, Km zero, Goiânia-GO, CEP 74690-900.

E-mail: emaildesantana@gmail.com

Odilon José de Oliveira Neto

Doutor em Administração pela FGV/EAESP com Pós-Doutorado Agronegócio pela UFG.

Bolsista do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico - Brasil (CNPq) da Área de Administração, Contabilidade e Economia (PDJ N° 150870/2018-3).

Professor de Finanças na Universidade Federal de Uberlândia (UFU/FACES)

Instituição: Universidade Federal de Uberlândia

Endereço: Endereço: UFU Campus Pontal, Rua 20, nº 1600, Bairro Tupã, Ituiutaba-MG, CEP: 38304-402.

E-mail: professorodilon@gmail.com

RESUMO

Este estudo tem por objetivo analisar a transmissão de preços bem como a assimetria na transferência de preços dos bovinos de corte pagos ao produtor, entre os principais mercados exportadores de carne bovina; mais precisamente, Brasil, EUA e Austrália. Por meio da estimação de um modelo vetorial autorregressivo com correção de erros (VEC) pode-se concluir que os mercados de bovinos de corte dos três principais exportadores de carne bovina do mundo são integrados a nível dos preços pagos aos produtores, apesar de haver baixa interdependência entre esses mercados. A partir do teste de Causalidade de Granger (1969) ficou evidenciado que a volatilidade do mercado australiano não causa alteração de preço nos demais mercados, mas alterações de preço do boi gordo brasileiro causam alterações no mercado dos EUA e da Austrália, e alterações nos preços dos EUA causam alterações apenas

nos preços australianos. O teste de assimetria na transmissão de preços (ATP) revelou que os preços respondem de forma diferente a aumentos ou quedas nos preços de outros mercados.

Palavras-chave: Boi gordo, Assimetria na Transmissão de Preços, Causalidade, Cointegração, Transmissão de Preços

ABSTRACT

This study aims to analyze price transmission as well as the asymmetry in the transmission of beef cattle prices paid to the producer, among the main beef export markets; more precisely, Brazil, USA and Australia. By estimating an autoregressive vector model with error correction (VECM), it could be concluded that the beef cattle markets of the three main beef exporters in the world are integrated concerning the prices paid to the producers, even though there is a weak interdependence between these markets. By the Granger (1969) Causality test it was shown that Australian market volatility does not cause price changes in other markets, but changes in Brazilian beef prices cause changes in the US and Australian markets, also changes in US prices cause changes only in Australian prices. The test for asymmetry on the price transmission revealed that prices respond differently to increases or falls in other markets prices.

Keywords: Beef Cattle, Asymmetry in the price transmission, Causality, Cointegration, Price Transmission.

1. INTRODUÇÃO

As cadeias produtivas do agronegócio têm se destacado quanto à geração de renda e emprego no Brasil, em especial a cadeia produtiva da carne bovina – que engloba desde os fornecedores de insumos básicos, os agentes transportadores, os empresários ou produtores rurais, as indústrias de transformação e todo o subsistema de comercialização - desempenha um papel importante na economia brasileira (BUAINAIN; BATALHA, 2007).

A balança comercial do Brasil em 2017 foi positiva em 67 bilhões de dólares americanos, tendo o país exportado o equivalente a 217,74 bilhões de dólares americanos. A exportação de carne bovina congelada, fresca ou refrigerada gerou divisas da ordem de 5 bilhões de dólares americanos, o que corresponde a 2,78% do valor total das exportações (MDIC, 2018).

O Brasil tem o maior rebanho bovino comercial do mundo, com cerca de 218 milhões de cabeças segundo o censo de 2017 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2018). Além disso, o Brasil é também o segundo maior consumidor mundial de carne bovina (7,7 milhões de toneladas) e o maior exportador (1,7 milhões de toneladas de equivalente carcaça por ano) de acordo com dados do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA, 2017).

Outros importantes exportadores de carne bovina são a Índia, a Austrália e os Estados Unidos da América (EUA). A Índia e o Brasil atualmente disputam o primeiro lugar nesse

ranking, porém a maior parte da carne indiana é basicamente advinda do abate de bubalinos, uma vez que os bovinos são considerados sagrados na maior parte do país e seu abate enfrenta grande restrição. Austrália e EUA vêm logo em seguida na lista, ocupando a terceira e quarta posições em exportação de carne bovina, respectivamente. As exportações desses quatro países representaram no ano de 2017, mais de 65% de todo o mercado internacional de carne bovina (USDA, 2017).

De acordo com a teoria ou Lei do Preço Único, em se tratando de commodities, os principais mercados tendem a ser integrados, assim sendo, o preço é definido pelo livre mercado, e influenciado por diversos fatores de transferência entre esses mercados (FACKLER; GOODWIN, 2001). Considerando-se também que as atividades agropecuárias estão sujeitas a muita incerteza e risco, a busca por dados sobre o comportamento, a dinâmica e a transmissão dos preços é fundamental para todos os elos da cadeia.

As informações sobre a forma como os preços são transmitidos entre mercados podem ser utilizadas para estudos de previsões de preços, visando antecipar mudanças no mercado e conseqüentemente facilitar tomadas de decisões, seja para o empresário rural, para o industrial, o comerciante e até mesmo formuladores e gestores de políticas públicas. Diante disso, este trabalho se justifica também pela geração de conhecimento-informação para os agentes que atuam direta e indiretamente na cadeia produtiva da carne bovina e mercado do boi gordo.

Assim sendo, o objetivo principal desta pesquisa é analisar a transmissão de preços bem como a assimetria na transferência de preços dos bovinos de corte pago ao produtor, entre os principais mercados exportadores de carne bovina; mais precisamente, Brasil, EUA e Austrália. Os objetivos específicos são: i) Verificar a integração entre os preços nos mercados de carne bovina do Brasil, Austrália e EUA a nível dos preços pagos ao produtor; ii) Testar a causalidade entre os mercados de bovinos de corte analisados; iii) Examinar a problemática da assimetria na transmissão de preços entre os mercados.

2. REVISÃO DE LITERATURA

O tema dessa pesquisa foi a princípio abordado por Diakosawas (1995), que utilizou uma metodologia pouco empregada na investigação relacionada à integração entre mercados, mais especificamente a que trata do fenômeno cointegração. A metodologia utilizada baseou-se no modelo de filtro de Kalman. O autor encontrou cointegração, ainda que incompleta, entre os mercados de boi gordo da Austrália e dos Estados Unidos.

No Brasil, o estudo de Ferreira Filho e Pelozo (2000) foi um dos precursores do estudo sobre integração de mercados pecuários. Neste, os pesquisadores atestaram que os mercados brasileiro e paraguaio de carne bovina são cointegrados, e que o mercado brasileiro influencia a formação de preços do boi gordo no Paraguai. Como suporte de suas análises, foram realizados testes de causalidade de Granger (1969), e calculadas as elasticidades de transmissão de preço entre diversas regiões produtoras dos países envolvidos. Os resultados indicaram causalidade entre os preços do boi gordo recebidos por produtores em diversas regiões brasileiras e os preços recebidos por produtores no Paraguai. Da mesma forma, identificou-se causalidade entre os preços da carcaça no atacado do Estado de São Paulo e os preços do boi gordo recebidos tanto por pecuaristas no Paraguai quanto em diversas regiões do Brasil.

Bender Filho e Alvim (2008) seguiram pesquisando nessa direção, e analisaram a relação existente na formação dos preços no mercado de carne bovina in natura entre os países do Mercosul e os Estados Unidos da América (EUA) por meio da estimação de um modelo vetorial autorregressivo (VAR). Nessa pesquisa, foram analisados também os efeitos de curto prazo sobre os preços da carne bovina por meio das funções de impulso-resposta. Os resultados sugeriram que o Brasil, a Argentina e o Uruguai possuem relações de interdependência na formação de preços no mercado de carne bovina. Já os preços no mercado paraguaio, demonstraram menor importância na formação do preço, enquanto que, o mercado estadunidense apresentou-se pouco afetado pelo mercado sul-americano, mais precisamente, dos países membros do Mercosul.

Em se tratando de formação de preço, ressalta-se que o mercado de futuros agropecuários não deve ser ignorado, dada a sua magnitude e importância para o gerenciamento do risco de preços na comercialização. Nesse sentido, Gaio, Castro Junior e Oliveira (2005) verificaram que no período de outubro de 2000 a março de 2004, a Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F), e, desde 2017, denominada, Bolsa, Brasil Balcão (sigla, [B]3), foi primordial para a formação dos preços do boi gordo no mercado físico brasileiro. Essa pesquisa apontou a integração entre os preços a vista e futuro, bem como uma causalidade unidirecional da BM&F para os principais mercados físicos do boi gordo no Brasil. Os autores chegaram a essas conclusões a partir dos testes de Dickey e Fuller Aumentado (ADF) e de cointegração de Johansen (1988), e, também da aplicação do Modelo Vetorial com correção de Erros (MVEC) seguido do teste de causalidade de Granger (1969), da análise da decomposição da variância e a da verificação da função impulso-resposta.

Outro método também utilizado para testar cointegração é o de Engle e Granger (1987), porém uma limitação desse teste é permitir a análise de cointegração apenas entre dois mercados, ao passo que com o método de Johansen (1988) é possível analisar conjuntamente, três ou mais mercados. Silva, Mazon e Corso (2008), utilizando-se da metodologia de Engle e Granger (1987), avaliaram a existência de relações de cointegração entre os preços de boi gordo nos estados do Rio Grande do Sul e de São Paulo no período compreendido entre agosto de 2002 e dezembro de 2005, e os resultados evidenciaram existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre os preços da arroba de boi gordo nesses estados.

Baseados também no método de cointegração desenvolvido por Engle e Granger (1987), Moraes, Lima e Melo (2009) testaram a eficiência no mercado futuro de boi gordo da BM&FBovespa, e observaram que esse mercado futuro do boi gordo é eficiente e que no longo prazo os preços futuros são estimadores não viesados dos preços à vista. Oliveira Neto e Garcia (2013), motivados pelo fato de que não existia um derivativo relacionado ao mercado de bovinos de corte em bolsa de futuros na Argentina, avaliaram a eficiência do mercado futuro do boi gordo brasileiro como estimador dos preços a vista dos novilhos argentinos, e encontraram uma eficiência de mercado ao nível de aproximadamente 80%.

Sachs e Pinatti (2007) e Sachs e Martins (2007) realizaram estudos semelhantes; mais precisamente, analisaram os efeitos dos choques nos preços do boi gordo sobre o comportamento dos preços do boi magro e do bezerro no mercado de bovinos de corte do estado de São Paulo entre os anos de 1995 e 2007. Os autores não encontraram equilíbrio de longo de prazo em nenhuma das duas situações, apesar de terem encontrado relação entre os preços no curto prazo nos dois casos.

Assim como no estudo de Gaio, Castro Junior e Oliveira (2005), a pesquisa de Sachs e Pinatti (2007) e Sachs e Martins (2007) utilizou-se dos testes de raiz unitária de Dickey e Fuller (1981) Aumentado (ADF), de causalidade de Granger (1969), de cointegração de Johansen (1988), da análise da decomposição dos erros da variância e da função impulso resposta, mas, como Sachs e Pinatti (2007) e Sachs e Martins (2007) não constataram equilíbrio de longo prazo entre as séries de preço, optou-se pela aplicação do modelo vetorial autorregressivo (VAR) e não o modelo vetorial autorregressivo com correção de erros (VEC) utilizado na investigação de Gaio, Castro Junior e Oliveira (2005).

De modo muito semelhante a Sachs e Pinatti (2007) e Sachs e Martins (2007), o estudo de Boechat (2013) também não encontrou equilíbrio de longo prazo entre os preços do boi gordo e do boi magro no Brasil, apesar de ter constatado que, no curto prazo, o preço do boi

magro é influenciado pelo preço do boi gordo. O período analisado por Boechat (2013) foi de outubro de 2000 a outubro de 2012, e foi utilizado o modelo vetorial autorregressivo (VAR) como instrumento de análise, ou seja, o mesmo método de análise utilizado na pesquisa de Sachs e Pinatti (2007) e Sachs e Martins (2007).

Ainda sobre as relações entre o preço do boi gordo e o preço do bezerro, Silva Neto e Parré (2012) aplicaram a metodologia do teste de Assimetria na Transmissão de Preços (ATP) para os mercados brasileiros de bezerro e de boi gordo. O modelo proposto consiste em uma adaptação do desenvolvido por Griffith e Piggott (1994) para o mercado australiano, porém utilizando Autorregressão Vetorial Estrutural, em inglês, *Structural Vector Autoregression* (sigla, SVAR). Os resultados evidenciaram a assimetria na transmissão de preços no mercado analisado, ou seja, os preços do boi gordo no Brasil respondem de forma diferente aos aumentos e às reduções nos preços do bezerro.

Ao se revisar a literatura, notaram-se em algumas pesquisas uma preocupação quanto à existência de custos de transações entre mercados e sua influência na integração entre eles. Nesse contexto, foram encontradas pesquisas que se utilizaram dos modelos com *threshold*. O diferencial do modelo com *threshold*, segundo Goodwin e Piggott (2001) é que ele não ignora os custos de transação como outros modelos, ao contrário, permite uma simulação levando em conta a existência desses custos.

Com a finalidade de estimar os efeitos dos custos de transação sobre a integração dos mercados de boi gordo dos estados de Minas Gerais e São Paulo, Mattos, Lima e Lirio (2009), estimaram um modelo vetorial autorregressivo com correção de erros com *threshold* (sigla, TVEC) utilizando dados mensais dos preços do boi gordo referentes ao período de janeiro de 1972 a agosto de 2005. Os resultados obtidos indicaram que os custos de transação entre os mercados estudados são significativos, e, sugeriu que choques de preços inferiores a 10% do preço médio não são transmitidos entre os mercados.

O modelo TVEC, também foi utilizado no estudo de Cunha e Wander (2016), e permitiu concluir que os produtores de bezerro dos estados de Mato Grosso e São Paulo refazem as estratégias de precificação quando defrontam com choques de preços acima 1,14% entre os mercados, de forma que os custos de transação passam a não impedir a arbitragem eficiente entre os mercados.

A análise com *threshold* foi também utilizada em outras importantes pesquisas, como é o caso do estudo de Cunha, Lima e Braga (2010), que verificaram a integração do mercado brasileiro de boi gordo entre os principais estados brasileiros produtores, no período de 1994

a 2008, utilizando modelos de cointegração com *threshold* e *threshold momentum* (siglas, TAR e M-TAR). Os resultados dessa pesquisa indicaram que os mercados são integrados e que os custos de transação influenciam a ligação espacial entre eles.

Além da integração espacial entre mercados, encontram-se na literatura diversos estudos sobre a transmissão vertical de preços, ou seja, a transmissão de preço ao longo da cadeia em um mesmo mercado (entre produtor, atacado e varejo). Como exemplo, Lobo e Silva Neto (2011), que analisaram a transmissão de preço da carne bovina entre o produtor e o varejo no estado de Goiás, utilizando-se de procedimentos econométricos tradicionais, como o critério de informação de Schwarz para determinar o número de defasagens, o teste de raiz unitária aumentado de Dickey e Fuller (1979, 1981) para verificação da estacionariedade e de análise de regressão para identificação da relação causal entre as variáveis. Os resultados dessa pesquisa apontaram que, entre os elos produtor de boi gordo e varejista, a comercialização da carne bovina em Goiás não apresenta claramente um agente dominante.

Semelhante ao estudo de Lobo e Silva Neto (2011), Beloni e Alonso (2017) também analisaram a relação entre o preço do boi gordo ao produtor e o preço da carne bovina no varejo, com a diferença de terem utilizado o critério de informação de Akaike para definição das defasagens ótimas do modelo de regressão e, não, o de critério de informação de Schwarz utilizado por Lobo e Silva Neto (2011). Beloni e Alonso (2017) constataram que os preços do quilograma dos cortes de carne bovina (contrafilé, picanha, coxão mole, acém, músculo e cupim) estão, forte e positivamente, relacionados com os preços da arroba do boi gordo e da vaca gorda na região de Cuiabá, no Estado de Mato Grosso.

Santos e Silva Neto (2017) também analisaram a transmissão de preço vertical na cadeia da carne bovina do estado de Goiás, utilizando-se de séries mensais de preços do bezerro, do boi gordo e da carne no varejo, entre os anos de 2001 e 2011. Os autores aplicaram os testes de raiz unitária, de cointegração e causalidade, além da análise da decomposição da variância e da função de resposta aos impulsos. Os resultados da pesquisa sugeriram não haver, neste período, relação de longo prazo entre os preços analisados e que o varejista pode estar se apropriando das margens oriundas das altas dos preços causados por alterações na demanda.

Esse tipo de análise, ao longo da cadeia, também foi realizada por Fousekis, Katrakilidis e Trachanas (2016), que investigaram a transmissão vertical de preço no mercado de boi gordo dos EUA e identificaram assimetria de magnitude entre os preços ao produtor e atacado, e assimetria de velocidade e magnitude entre atacado e varejo. Os autores aplicaram nessa análise, um modelo autorregressivo com defasagem distribuída (ARDL) não linear.

Na literatura, ressalta-se ainda a existência de estudos que relacionam o mercado de bovinos com outros mercados agropecuários-agroindustriais. Esse é o caso das pesquisas de Han, Chung e Surathka (2017) e de Santos, Dallemole e Masno (2017). Han, Chung e Surathka (2017) testaram o impacto do aumento da produção de etanol de milho no mercado de boi gordo nos Estados Unidos. Os autores foram bastante criteriosos, e utilizaram dois tipos de teste para estacionariedade, o ADF e o de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin (1992), também conhecido por KPSS; e, também, dois testes para cointegração, neste caso, o de Engle e Granger (1987) e de Johansen (1988), e posteriormente testaram assimetria seguindo os procedimentos adotados por Enders e Siklos (2001).

Santos, Dallemole e Manso (2017) também investigaram a relação do mercado do boi gordo com mercados de outras commodities agropecuárias e, encontraram cointegração entre os preços do boi gordo, do milho e da soja no estado do Mato Grosso. A metodologia utilizada foi a mais comumente trabalhada nos demais artigos, ou seja, a análise de estacionariedade, o teste de cointegração, a modelagem vetorial autorregressivo com correção de erros (VEC), a análise da decomposição da variância e de impulso-resposta.

Internacionalmente, vale ressaltar a pesquisa recente de Dong et al. (2018), que avaliaram a transmissão de preços da carne bovina no varejo entre os mercados da Austrália, da China e do sudeste asiático. Nesta análise foram utilizados métodos tradicionalmente utilizados para a problemática da transferência de preços, mais precisamente, o teste de estacionariedade ADF, o teste de cointegração de Johansen (1988), a modelagem vetorial com correção de erros, o teste causalidade de Granger (1969) e a análise da função impulso-resposta.

Dong et al. (2018) averiguaram que o impacto dos preços da carne bovina australiana nos mercados da China e do Vietnã não é significativo, diferente do impacto destes nos preços da carne na Indonésia. Foi constatado também que os mercados da Austrália e da China são relativamente independentes dos mercados do sudeste asiático, sendo suas flutuações afetadas somente por alterações no próprio mercado.

Após revisar a literatura, notou-se que existem diversos artigos que analisaram a transmissão de preços, a cointegração entre diversos mercados de commodities-produtos agrícolas e alimentos, o que sugere que este tipo de análise tem uma importância para diferentes agentes mercadológicos. Portanto, entender a dinâmica dos preços em um mercado, avaliar o relacionamento entre preços e prever com maior exatidão comportamentos futuros é relevante para gestão de riscos na comercialização de produtos agropecuários, e pode servir

também como instrumento auxiliar para elaboração de políticas públicas e privadas relacionadas ao setor do agronegócio e à seus subsetores.

Diante do exposto, o presente estudo levanta questão sobre a existência de transmissão de preços do boi gordo entre os maiores mercados exportadores de carne bovina do mundo ao nível do preço pago ao produtor. A constatação ou não de integração entre os mercados brasileiro, australiano e estadunidense de bovinos de corte poderá constituir uma ferramenta adicional para estabelecimento de estratégias, ações e políticas de comercialização e gestão do risco de preços para os agentes que atuam no mercado da carne bovina.

3. METODOLOGIA

De forma a alcançar os objetivos propostos neste trabalho, buscou-se primeiramente entender como a academia trata o assunto da transmissão de preços entre mercados de boi gordo ou de carne bovina e até que ponto teórico-metodológico o tema foi abordado. Assim, por meio de um levantamento bibliográfico pode-se determinar a metodologia mais adequada para análise bem como uma lacuna a ser pesquisada, que é a transmissão de preços ao nível do produtor entre os principais mercados exportadores de carne bovina.

Diante disso, essa seção detalha os procedimentos metodológicos utilizados no estudo, baseado na análise de séries temporais, com destaque para verificação da cointegração entre mercados. A pesquisa foi realizada seguindo as etapas a seguir: a) Levantamento das séries temporais de preços do boi gordo para o Brasil, Austrália e Estados Unidos da América; b) Análise das medidas de tendência central e correlação linear; c) Verificação da existência ou não de estacionariedade mediante aplicação dos testes de Dickey e Fuller (1979, 1981) Aumentado (sigla, ADF), e de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992) (sigla, KPSS); d) Análise da cointegração de Johansen (1988) e aplicação do modelo vetorial autorregressivo com correção de erros (VEC) para verificação da integração-transmissão de preços; e) Identificação da direção de causalidade usando o teste de causalidade de Granger (1969); e f) Verificação da existência ou não de assimetria na transmissão de preço entre os mercados.

As séries de preços do boi gordo (bovinos de corte em ponto de abate) utilizadas na pesquisa foram extraídas das seguintes fontes: Centros de Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA para a série de preços do Brasil, *Meat and Livestock Australia* - MLA para os preços australianos e Bolsa de Valores de Chicago (em inglês, *Chicago Board of Trade*, sigla, CBOT) para os preços dos EUA.

As séries são de dados semanais que vão de 14 de julho de 2007 a 14 de julho de 2017, contendo 523 observações cada. A escolha desse período se deu pela necessidade de obter um espaço temporal que não fosse curto a ponto de não permitir às análises pretendidas, nem exageradamente longo, à ponto de conter excesso de informações e dados indesejados. Diante disso foi determinado o espaço temporal de dez anos, com série de dados completos para os três mercados-países até a data de 14 de julho de 2017, o que consolida o recorte temporal da pesquisa.

Os preços foram homogeneizados em dólares americanos devido essa moeda ser considerada a de maior internacionalização nas relações comerciais. A conversão da moeda real brasileiro para dólar americano se deu mediante série de cotação diária disponibilizada pelo Banco Central do Brasil (BACEN), mais precisamente, os preços de venda de cada fechamento diário. No caso da Austrália, o próprio MLA fornece a série de preços em dólar americano. Para a análise das estatísticas preliminares foram utilizadas as séries originais dos preços em dólares americanos, mas para os demais testes foram geradas as séries dos logaritmos naturais dos preços, e as séries da diferença dos logaritmos, também chamadas de séries dos retornos dos logaritmos, como seguem nas equações (1) e (2)

$$y_t = \log(x_t) - \log(x_{t-1})$$

(1)

$$y_t = \log\left(\frac{x_t}{x_{t-1}}\right)$$

(2)

A cointegração significa existência de relação de longo prazo entre duas ou mais séries temporais, e o mecanismo de correção de erros desenvolvido por Engle e Granger (1987) é uma forma de reconciliar o comportamento de curto prazo de uma variável econômica com seu comportamento de longo prazo (GUJARATI, 2006). Quando se considera y e x em conjunto, deve ser possível encontrar uma combinação deles que elimine a não-estacionariedade. Neste caso especial, diz-se que as variáveis são cointegradas (ENDERS, 1995). Em teoria, isso só deve acontecer quando existe relacionamento que liga as duas variáveis, então a cointegração se torna uma maneira poderosa de detecção da presença de estruturas econômicas. Ao se determinar que dois ou mais mercados são integrados, por consequência sugere-se a existência de transmissão de preço entre esses mercados (ASTERIOU; HALL, 2011).

O conceito da estacionariedade é fundamental quando se trata do estudo de séries temporais, neste contexto, uma série temporal é considerada estacionária quando preenche as três características a seguir: (i) apresenta reversão média, em que se tem um flutuação em torno de uma média constante a longo prazo; (ii) possui uma variância finita que é invariante no tempo; (iii) acomoda um correlograma teórico que diminui à medida que o comprimento da defasagem aumenta. Assim sendo, para testar a estacionariedade das séries e determinar a ordem de integração das mesmas, foi aplicado o teste de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979) aumentado, conhecido pela sigla ADF, e na sequência o teste confirmatório de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992), mais conhecido pela sigla KPSS.

Em seguida, o teste de cointegração de Johansen (1988) foi empregado para identificar a existência de relacionamento de longo prazo entre as variáveis. O objetivo desse teste é verificar se há existência de um relacionamento estocástico comum, no longo prazo, entre os preços do bovino para corte nos três mercados estudados. O teste de cointegração de Johansen (1988) baseia-se nas equações (3) e (4) a seguir:

$$\Delta y_t = \mu + \Pi y_{t-1} + \dots + \sum_{l=1}^{p-1} \Gamma_l y_{t-l} + \epsilon_t$$

(3)

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

(4)

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 $\Pi = \beta'yt$ 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 (equação 5), como segue.

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

(5)

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, foi aplicado o modelo vetorial autorregressivo com correção de erro (VEC), que é representado pelo sistema de equações a seguir (equações 6 e 7):

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

(6)

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

(7)

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 $Z_{t-1} = \alpha + \beta_{ft} - S_{t-1}$. 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 (6) e (7), 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.

Sequencialmente a aplicação do modelo VECM, aplicou-se o teste de causalidade de Granger (1969). Para o caso de duas variáveis estacionárias y_t e x_t , destaca-se que o teste de Granger envolve como primeiro passo a estimativa do seguinte modelo VAR, conforme segue (equações 8 e 9):

$$y_t = a_1 + \sum_{i=1}^n \beta_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_j y_{t-j} + e_{1t}$$

(8)

$$x_t = a_2 + \sum_{i=1}^n \theta_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j y_{t-j} + e_{2t}$$

(9)

Em que se assume que tanto e_{y_t} quanto e_{x_t} são termos de erro de ruído branco não correlacionados. Neste modelo, pode-se ter os seguintes casos diferentes:

- i) Os termos x defasados na equação 8 podem ser estatisticamente diferentes de zero como um grupo, e os termos y defasados na equação 9 não ser estatisticamente diferentes de zero. Neste caso, tem-se que x_t causa y_t ;
- ii) Os termos y defasados na equação 9 podem ser estatisticamente agrupados e diferentes de zero, e os termos defasados x na equação 8 não estatisticamente diferentes de zero. Neste caso, tem-se que y_t causa x_t ;
- iii) Ambos os conjuntos de termos de x e y são estatisticamente diferentes de zero nas duas equações (8 e 9), de modo que se tenha causalidade bidirecional;
- iv) Ambos os conjuntos de termos x e y não são estatisticamente diferentes de zero nas duas equações (8 e 9), de modo que x_t é independente de y_t .

O teste de causalidade de Granger (1969), então, foi executado seguindo o seguinte procedimento: primeiro, estimou-se o modelo VAR dado pelas duas equações 8 e 9 (x_t e y_t) e, em seguida, verificou-se a significância dos coeficientes e aplicaram-se testes de exclusão de variáveis, primeiro nos termos x defasados para equação 8 e, em seguida, nos termos defasados y para a equação 9. De acordo com o resultado dos testes de exclusão de variáveis, pode-se chegar a uma conclusão sobre a direção de causalidade com base nos quatro casos mencionados acima.

Uma vez determinado que os mercados são cointegrados, bem como a causalidade ou e direção da transmissão de preços, surge a necessidade de se entender de que forma o preço é transmitido, ou seja, surgem questões como as seguintes: toda oscilação de preço é transmitida entre os mercados? As oscilações positivas são transmitidas da mesma forma que as negativas? Diante dessas questões, optou-se por fazer uma análise de Assimetria na Transmissão de Preço (ATP).

Para se testar a presença de assimetria na transmissão de preço entre os mercados de bovino de corte do Brasil, EUA e Austrália, utilizou-se do teste desenvolvido por Wolfram

(1971) e aperfeiçoado por Houck (1977). Esse teste também foi aplicado nos trabalhos empíricos de Kinnucan e Forker (1987) e Griffith e Piggott (1994), mas para essa pesquisa, foram feitas adaptações, assim como em Silva Neto e Parré (2012) e Alves et al. (2013). No estudo em questão, diferente dos anteriormente citados, trata-se de integração espacial, e não integração vertical, desta forma, a equação (10) adaptada do modelo de Houck (1977) utilizada foi a seguinte:

$$\Delta Y_t = \beta_0 t + \beta_1 \sum \Delta X_t^+ + \beta_2 \sum \Delta X_t^- + \varepsilon_t$$

(10)

Em que,

$$\Delta X_t^+ = X_t - X_{t-1}, \text{ se } X_t > X_{t-1}, 0 \text{ caso contrário}$$

(11)

$$\Delta X_t^- = X_t - X_{t-1}, \text{ se } X_t < X_{t-1}, 0 \text{ caso contrário}$$

(12)

O teste de assimetria foi então realizado à partir do teste de Wald sob à hipótese de que $\beta_1 = \beta_2$. Sendo a hipótese nula, à de simetria na transmissão de preços, e a hipótese alternativa, à de assimetria na transmissão de preços.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A análise dos resultados da pesquisa inicia-se com a exposição das medidas de tendência central e dispersão conforme exposto na Tabela 1, que mostra a estatística descritiva das três séries de preços analisadas, mais precisamente, aborda a média, mediana, desvio padrão, valor máximo e mínimo, assimetria, curtose, teste Jarque-Bera e o coeficiente de variação. O mercado dos EUA apresentou o maior preço médio, mediana e valor máximo para os bovinos de corte. A menor média de preços de bovinos dos três mercados, foi verificada no mercado brasileiro, apesar de o mercado australiano ter registrado o valor mínimo inferior entre aos demais mercados.

Outro importante elemento avaliado foi à dispersão dos preços. Neste item, notou-se que o desvio padrão é maior no mercado estadunidense, seguido dos mercados australiano e brasileiro, respectivamente, o que se confirma em termos de expressão da volatilidade no coeficiente de variação estimado, estimativa essa que reflete o percentual de variação em relação à média, matematicamente estimado a partir da razão entre o desvio o padrão e a média. Já os valores estimados para a assimetria, curtose e estatística de Jarque-Bera, indicam que

apenas série de preços de bovinos de corte australianos se aproximam da distribuição normal, enquanto as demais não apresentam normalidade distribucional.

Tabela 1. Estatística descritiva das séries de preço de bovinos em ponto de abate em dólares americanos

	Brasil	Austrália	EUA
Média	3,1444	3,1916	4,0876
Mediana	3,0945	3,2000	4,1850
Valor Máximo	4,4559	4,9740	6,0160
Valor Mínimo	2,0822	1,7860	2,7870
Desvio Padrão	0,5094	0,6268	0,8314
Assimetria	0,2302	0,1825	0,3417
Curtose	2,5793	2,8412	2,2446
Jarque-Bera (<i>p</i> -valor)	8,4763 (0,0144)	3,4529 (0,1779)	22,6122 (0,0000)
Coefficiente de variação	16,20%	19,64%	20,34%
Observações	523	523	523

Fonte: Dados da pesquisa.

Ao considerar a importância de se avaliar a relação entre os preços, optou-se por iniciar esse processo pela análise de correlação linear, conforme pode ser observado na Tabela 2, que apontou uma baixa correlação linear entre os preços do boi gordo brasileiro com os bovinos de corte em ponto de abate australianos e estadunidenses. O resultado para correlação linear apresentado também sugere uma associação linear positiva moderada entre os mercados australiano e estadunidense. Tal constatação não elimina a possibilidade de haver uma relação de equilíbrio no longo prazo entre os preços, ou mesmo, transmissão de preços entre esses mercados, uma vez que essas são análises distintas, ou seja, a relação de longo prazo não depende necessariamente da correlação linear entre as séries de preços ou retornos.

Tabela 2. Correlação dos preços de bovinos em ponto de abate em dólares americanos

	Brasil	Austrália	EUA
Brasil	1,0000	0,3485***	0,3917***
Austrália	0,3485***	1,0000	0,6091***
EUA	0,3917***	0,6091***	1,0000

Nota; (***) indica valores estatisticamente significativos ao nível de 1%.

Fonte: Dados da pesquisa.

A aplicação dos testes de estacionariedade ADF e KPSS indicou que as três séries são não estacionárias em nível. Mas, as séries temporais de preços nos mercados selecionados para o estudo em primeira diferença se apresentaram estacionárias, ou seja, apresentaram-se integradas de primeira ordem. Os resultados dos testes ADF e KPSS são apresentados na Tabela 3.

Tabela 3. Testes de raiz unitária ADF e KPSS para as séries de preços em nível e na primeira diferença

	Teste	Em nível	1ª Diferença
Brasil	ADF	-2,4438	-16,5302***
	KPSS	0,3351***	0,0399
Austrália	ADF	-2,7082	-19,5220***
	KPSS	0,1402**	0,0445
EUA	ADF	-1,2702	-15,0726***
	KPSS	0,3521***	0,0810

Nota: **t-crítico** para o teste ADF: -3,9777 (1%)***, -3,4194 (5%)**, -3,1323 (10%)*; **LM-crítico** para teste KPSS: 0,2160 (1%)***, 0,1460 (5%)**, 0,1190 (10%)*; (***) indica valores estatisticamente significativos ao nível de 1% e (**) indica valores estatisticamente significativos ao nível de 5%.

Fonte: Dados da pesquisa.

Uma vez observado que as três séries são estacionárias de ordem um (I(1)), prosseguiu-se com as análises para testar a cointegração entre as mesmas, sendo este o passo inicial para a determinação da ordem de defasagem e posterior estimação do modelo de cointegração. Para tanto, foi primeiramente estimado um modelo vetorial autorregressivo (VAR) com as variáveis em nível, por meio do qual se determinou que o número de defasagens ótimas é igual a quatro. Os coeficientes de defasagens ótimas para cada um dos três critérios de informação selecionados e utilizados na pesquisa foram: Akaike (AIC = -14,4920), Schwartz (SBC = -14,3079) e Hannan-quin (HQ = -14,4131).

Assim sendo, na sequência foi realizado o teste de cointegração de Johansen (1988), utilizando as séries com quatro defasagens. Os resultados dos testes traço e máximo eigenvalue indicam a existência de vetores de cointegração entre as séries. Os resultados estão expressos na Tabela 4 a seguir.

Tabela 4. Testes de cointegração entre os preços em dólares americanos

Hipótese nula	$\lambda_{traço}$	Valor crítico (5%)	$\lambda_{máx}$	Valor crítico (5%)
$r = 0$	257.9295**	29.79707	100.5528**	21.13162
$r \leq 1$	157.3767**	15.49471	96.76782**	14.26460
$r \leq 2$	60.60887**	3.841466	60.60887**	3.841466

Nota: (**) indica rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 5%.

Fonte: Dados da pesquisa.

Uma vez verificada a existência de cointegração entre as séries de preços nos mercados brasileiro, australiano e estadunidense pelo teste de Johansen (1988), foi possível de estimar o modelo vetorial autorregressivo com correção de erros (VECM).

No que se refere à verificação da relação econômica de equilíbrio no longo prazo entre as séries de preços de bovinos de corte em ponto de abate foram estimados os coeficientes para os preços de bovinos australianos e estadunidenses, $\beta = 0,8339$ e $\beta = 0,7159$, respectivamente, e ambos se apresentaram estatisticamente significativos ao nível de 1%.

Esses coeficientes da equação indicam o grau de convergência em que os preços do boi gordo brasileiro se ajustam aos desvios pretéritos nos preços dos bovinos australianos e estadunidenses, respectivamente, rumo ao equilíbrio da relação de longo prazo.

Ao debater sobre os coeficientes da equação de cointegração entre as séries de preços e suas implicações quanto à relação de longo prazo, mesmo diante das ocorrências de desequilíbrio no curto prazo, Engle e Granger (1987) destacam que o termo de correção do erro é quem pode ligar o comportamento das séries no curto prazo ao seu valor no longo prazo.

Diante disso, a Tabela 5 apresenta os parâmetros estimados do modelo VEC com a finalidade de representar a dinâmica do ajustamento dos preços no curto prazo, e traz também os coeficientes de ajustes, são eles, $\alpha = -0,4899$, $\alpha = 0,2783$ e $\alpha = 0,3430$, para os preços de bovinos em ponto de abate brasileiros, australianos e estadunidenses, respectivamente. Esses coeficientes de ajuste indicam qual percentagem do desequilíbrio dos preços do boi gordo brasileiro é corrigida a cada período, nesse caso, a cada semana. Assim sendo, percebeu-se que a velocidade de ajuste das alterações de preços do boi gordo brasileiro no curto prazo rumo ao equilíbrio na relação de longo prazo, são superiores às velocidades de ajustes dos preços estadunidenses e australianos, exatamente nesta ordem.

Tabela 5. Coeficientes estimados pelo modelo VEC

Equação de cointegração:	Coeficientes de cointegração (β)	Coeficientes de ajuste (α)
BRA(-1)	1.000000	-0.489946***
AUS(-1)	-0.831710***	0.276636***
EUA(-1)	-0.719150***	0.344269***

Nota: (***) indica significância estatística ao nível de 1%.

Fonte: Dados da pesquisa

Conforme pode ser verificado, os mercados possuem uma relação de longo prazo, portanto existe cointegração, porém, faz-se necessário ainda determinar especificamente quais mercados têm relação causal com os demais. Para tanto, realizou-se o teste de causalidade de Granger (1969) emparelhado, que testa a existência de relação causal entre dois mercados, indicando a direção da causalidade.

O teste de causalidade de Granger (1969) emparelhado identificou três causalidades unidirecionais, sendo elas do mercado brasileiro para o australiano, do mercado brasileiro para o estadunidense e do mercado estadunidense para o australiano. Assim pode-se dizer que alterações nos preços do boi gordo brasileiro causam no sentido de Granger alterações nos preços dos bovinos de corte australianos e estadunidenses, enquanto que, alterações nos preços de bovinos de corte estadunidenses causam alterações apenas nos preços dos bovinos

australianos. Contudo, foi verificado que as alterações nos preços australianos não causam alterações nos preços de bovinos de corte brasileiros e estadunidenses.

Após a verificação e não rejeição da existência de transmissão de preços entre os mercados brasileiro, australiano e estadunidense de bovinos em ponto de abate, o estudo seguiu com a investigação de como se dá essa transmissão. Assim sendo, o próximo passo foi checar a existência de simetria ou assimetria na transferência de preços. A pergunta em que permeia essa parte do estudo é a seguinte: choques positivos e negativos nos preços em um mercado específico são transmitidos aos outros mercados sem diferenças estatisticamente significantes ou são transferidos com a mesma intensidade?

Os testes indicaram haver assimetria na transmissão de preço nas cinco combinações entre os três mercados, ou seja, os aumentos de preço (Σ^+) não são repassados da mesma forma que as quedas dos preços (Σ^-) entre os mercados analisados. A Tabela 6 mostra os coeficientes acumulados dos aumentos (Σ^+) e das quedas (Σ^-) para cada regressão analisada.

Os coeficientes seguidos de três asteriscos são estatisticamente diferentes de zero ao nível de 1% de significância estatística, e o coeficiente que não é precedido de asteriscos não foi diferente de zero, isto é, nem mesmo afrouxando para 10% o nível de significância estatística. As letras “a” e “b” que seguem os coeficientes na Tabela 6 se referem ao teste Wald, ou seja, o coeficiente seguido da letra “a” é diferente e estatisticamente maior que o coeficiente seguido da letra “b”, referindo-se a cada regressão isoladamente.

Diante dessas observações, nota-se que para maioria dos casos analisados, quando da ocorrência de aumento nos preços, têm-se uma maior sensibilidade na transmissão de preços, conforme expresso nos dados expostos na Tabela 6, que apresenta coeficientes maiores de transmissão para os choques positivos nos preços na maioria dos casos. A exceção fica por conta da variação dos preços do boi gordo (Δ_{Brasil}) relacionada aos aumentos (Σ^+) e quedas (Σ^-) nos preços de bovinos estadunidenses, isto porque, foi verificado que quedas nos preços dos bovinos estadunidenses apresentam maior transmissibilidade para os preços praticados no mercado do boi gordo brasileiro.

Tabela 6. Teste de Assimetria na Transmissão de Preço (ATP)

Variáveis	Coeficiente (β)	Teste t
Δ_{Brasil}		
$\Sigma^+_{\text{Austrália}}$	0,2653*** ^a	17,4720
$\Sigma^-_{\text{Austrália}}$	0,2467*** ^b	17,3233
Δ_{Brasil}		
Σ^+_{EUA}	0,1105*** ^b	11,3094

Σ -EUA	0,1228 ^{***a}	11,1111
Δ Austrália		
Σ +Brasil	0,1120 ^{***a}	11,3804
Σ -Brasil	0,0732 ^{***b}	7,3341
Δ Austrália		
Σ +EUA	0,0233 ^{***a}	2,9161
Σ -EUA	-0,0123 ^b	-1,3635
Δ EUA		
Σ +Brasil	0,1295 ^{***a}	12,6324
Σ -Brasil	0,0923 ^{***b}	8,8716

Nota: (***) indica significância estatística ao nível de 1% para estatística t . $a \neq b$ após o coeficiente indica diferença estatisticamente significativa pelo teste Wald ao nível de 1%.

Fonte: Dados da pesquisa.

É importante também salientar que o coeficiente de acúmulos negativos (Σ -) dos preços dos bovinos estadunidenses em relação às variações dos preços de bovinos australianos não foi estatisticamente diferente de zero, sugerindo que as quedas nos preços dos bovinos de corte estadunidenses não são transmitidas para o mercado de bovinos de corte australianos, ao contrário do ocorrido com os aumentos, que são transmitidos.

Os resultados encontrados não puderam ser comparados na sua totalidade a outros resultados encontrados na literatura sobre o tema transmissão de preços e assimetria porque não foi possível encontrar estudos que avaliassem a transmissão de preços de bovinos de corte ao produtor entre os mercados brasileiro, australiano e estadunidense.

Dentre os estudos analisados, o que mais se assemelha ao presente é o de Dong et al. (2018), que avaliaram a transmissão de preço da carne bovina entre os mercados australianos, chinês e do sudeste asiático, com a diferença de terem se utilizado séries de preços da carne no varejo. Neste, os autores concluíram que o mercado da carne bovina australianos não transmitia preço aos mercados chinês e vietnamita, mas apontaram que o mercado australianos impactava nos preços da carne no mercado indonésio.

No presente estudo constatou-se que, dentre os mercados brasileiro, estadunidense e australianos, o mercado australianos de bovinos de corte é o mais influenciado pelas informações advindas dos demais, enquanto os mercados brasileiro e estadunidense são menos receptores das variações de preço por influência externa ao próprio mercado, isto é, considerando os mercados selecionados para o estudo. Assim sendo, considera-se que as informações extraídas dessa pesquisa podem ser utilizadas na tomada de decisão dos agentes direta e indiretamente envolvidos com a cadeia produtiva da pecuária de corte bovina, uma vez que foram extraídas das pesquisas informações importantes sobre, integração e interdependência entre mercados, com destaque para a transmissão de preço, causalidade e assimetria na transmissão dos preços.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A pesquisa objetivou analisar a transmissão de preços bem como a assimetria na transferência de preços dos bovinos de corte pagos ao produtor, entre os principais mercados exportadores de carne bovina; mais precisamente, Brasil, EUA e Austrália. A importância de se conhecer e entender o comportamento dos preços de bovinos de corte reside basicamente em levantar dados que possam contribuir para mitigação do risco de preços para os agentes e elos envolvidos no mercado. Nesse sentido, essa pesquisa buscou se determinar parâmetros para decisões relacionadas às alterações dos preços de bovinos no ponto de abate pago ao produtor em determinado mercado, baseado em alterações (aumentos ou reduções) no(s) preço(s) em outro(s) mercado(s).

As análises realizadas permitiram concluir que os mercados de bovinos de corte dos três principais países exportadores de carne bovina do mundo são integrados a nível dos preços pagos aos produtores, mas que há uma baixa interdependência entre esses mercados. Os resultados do teste de cointegração de Johansen (1988) e da estimação do modelo vetorial autorregressivo com correção de erros, sugerem que as três séries estudadas são cointegradas e interdependentes, o que permite concluir que a relacionamento equilibrado entre os preços de bovinos de corte em ponto de abate nesses mercados. A partir do teste de Causalidade de Granger (1969) ficou evidenciado que a volatilidade do mercado australiano não causa alteração de preço nos demais mercados, mas alterações de preço do boi gordo brasileiro causam alterações no mercado dos EUA e da Austrália, e alterações nos preços dos EUA causam alterações apenas nos preços australianos.

Por fim, concluiu-se por meio de testes de assimetria que os choques positivos e negativos não são transmitidos com a mesma intensidade entre os mercados analisados. Isto porque, na maioria dos testes verificou-se que os aumentos nos preços têm maior poder de transferência de preços entre os mercados. A exceção ficou por conta das quedas nos preços dos bovinos de corte estadunidenses, que apresentaram transmissibilidade superior aos aumentos, quando se trata da transferência de preços para o mercado do boi gordo brasileiro. Sobre a assimetria na transmissão dos preços, concluiu-se também que quedas nos preços estadunidenses não são transmitidas para o mercado australiano de bovinos de corte.

Diante do que foi exposto, pode se dizer que a pesquisa cumpriu seus objetivos de gerar informações sobre o comportamento dos preços do bovino de corte entre os mercados analisados, e portanto, espera-se que os resultados obtidos sejam utilizados como elemento informativo para os agentes tomadores de decisões da cadeia produtiva da carne bovina.

REFERÊNCIAS

- ALVES, A. F.; TONIN, J. M.; CARRER, M. J. Assimetria de transmissão de preço na comercialização da uva fina de mesa no Paraná: 1997 a 2011. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 51, n. 3, p. 479-498, 2013.
- ASTERIOU, D.; HALL, S. G. *Applied Econometrics*. Palgrave Macmillan, 2011.
- BELONI, T.; ALONSO, M. P. Relação entre preço da carne bovina e do animal comercializado em Cuiabá, MT. *Revista iPecege*, v. 3, n. 2, p. 26-37, 2017.
- BENDER FILHO, R.; ALVIM, A. M. Análise de transmissão de preços no mercado de carne bovina entre os países do Mercosul e os Estados Unidos. *Revista de Economia e Administração*, v. 7, n. 4, p. 402-418, 2008.
- BOECHAT, A.M.F. Análise do comportamento dos preços do boi gordo e do boi magro entre 2000 e 2012. *Revista de Economia e Agronegócio*, v. 11, n. 3, p. 419-438, 2013.
- BUAINAIN, A. M.; BATALHA, M. O. Cadeia produtiva da carne bovina. IICA, MAPA/SPA. 86 p., 2007.
- CUNHA, D. A.; LIMA, J. E.; BRAGA, J. M. Integração espacial do mercado de boi gordo: uma análise de cointegração com threshold. *Análise Econômica*, v. 28, n. 53, p. 251-267, 2010.
- CUNHA, C. A.; WANDER, A. E. Integração entre mercados de bezerros dos estados de Mato Grosso do Sul e São Paulo, Brasil. *Revista Espacios*, v. 37, n.13, 2016.
- DIAKOSAWAS, D. How integrated are world beef markets? The case of Australian and US beef markets. *Agricultural Economics*, v. 12, n. 1, p. 37-53, 1995.
- 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, p. 427-31, 1979.
- DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, v. 49, p. 1057-72, 1981.
- DONG, X.; WALDRON, S.; BROWN, C.; ZHANG, J. Price transmission in regional beef markets: Australia, China and Southeast Asia. *Emirates Journal of Food and Agriculture*, p. 99-106, 2018.

- ENDERS, W. Applied econometric time series. New York: John Wiley, 1995.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-76. 1987.
- FACKLER, P.L.; GOODWIN, B. K. Spatial price analysis. *Handbook of agricultural economics*, v. 1, p. 971-1024, 2001.
- FERREIRA FILHO, J. B. de S.; PELOZO, R. Influência do mercado de carne brasileiro na formação de preços da pecuária bovina do Paraguai. *Teoria e Evidência Econômica*, v. 8, n. 14, p. 11-26, 2000.
- FOUSEKIS, P.; KATRAKILIDIS, C.; TRACHANAS, E. Vertical price transmission in the US beef sector: Evidence from the nonlinear ARDL model. *Economic Modelling*, v. 52, p. 499-506, 2016.
- GAIO, L. E.; CASTRO JUNIOR, L. G.; OLIVEIRA, A.R. Causalidade e elasticidade na transmissão de preço do boi gordo entre regiões do Brasil e a Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F). *Organizações Rurais & Agroindustriais*, Lavras, v.7, n.3, p. 282-297, 2005.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 424-438, 1969.
- GOODWIN, B. K.; PIGGOTT, N. E. Spatial market integration in the presence of threshold effects. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 83, n. 2, p. 302-317, 2001.
- GRIFFITH, G.R.; PIGGOTT, N. E. Asymmetry in beef, lamb and pork farm-retail price transmission in Australia. *Agricultural Economics*, v. 10, n. 3, p. 307-316, 1994.
- GUJARATI, D. N. *Econometria Básica*. Tradução Maria José Cyhlar Monteiro. Rio de Janeiro: Elsevier. 2006.
- HAN, S.; CHUNG, C.; SURATHKAL, P. Impacts of Increased Corn Ethanol Production on Price Asymmetry and Market Linkages in Fed Cattle Markets. *Agribusiness*, v. 33, n. 3, p. 378-402, 2017.
- HOUCK, J. P. An Approach to Specifying and Estimating Nonreversible Functions. *American Journal of Agricultural Economics*. v. 59, n. 3, p. 570-572, ago. 1977.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. Produção da Pecuária Municipal. Rio de Janeiro, v. 44, p.1-51, 2016. Disponível em
-
- Braz. J. of Develop., Curitiba, v. 5, n. 8, p. 12187-12210 aug. 2019 ISSN 2525-8761

<https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/periodicos/84/ppm_2016_v44_br.pdf> Acesso em 07 nov. 2017.

_____. Banco de Dados: Censo 2017. Disponível em < <https://www.ibge.gov.br/>> Acesso em 07 de abril de 2018.

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

KINNUCAN, H. W.; FORKER, O. D. Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission for Major Dairy Products. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 69, n. 2, p. 285-292, 1987.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, v. 54, n. 1-3, p. 159-178, 1992.

LOBO, O. A.; SILVA NETO, W. A. Transmissão de preços entre o produtor e varejo – Evidências empíricas para o setor de carne bovina em Goiás. *Conjuntura Econômica Goiana*, n.19, p.57-63, dez. 2011.

MARGARIDO, M. A.; TUROLLA, F. A. Análise da volatilidade e transmissão de preços entre os mercados internacionais de petróleo e soja. *Organizações Rurais & Agroindustriais*, v. 16, n. 1, p. 123-138, 2014.

MATTOS, L. B; LIMA, J. E; LIRIO, V. S. Integração espacial de mercados na presença de custos de transação: um estudo para o mercado de boi gordo em Minas Gerais e São Paulo. *Revista de Economia e Sociologia Rural, Brasília*, v. 47, n. 1, p. 249-274, 2009.

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

MINISTÉRIO DA ECONOMIA, INDÚSTRIA, COMÉRCIO EXTERIOR E SERVIÇOS – MDIC. Banco de dados. Disponível em < <http://www.mdic.gov.br/>> Acesso em 07 de abril de 2018.

MORAES, A. S.; LIMA, R. C.; MELO, A. S. Análise da eficiência do mercado futuro brasileiro de boi gordo usando co-integração. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, V. 47, N. 3, P. 601-614, 2009.

OLIVEIRA NETO, O. J.; GARCIA, F. G. The efficiency of the future market for Brazilian live cattle. *Academia*, v. 26, p. 199-228, 2013.

SACHS, R. C. C.; MARTINS, S. S. Análise do comportamento dos preços do boi gordo e do bezerro na pecuária de corte paulista no período de 1995 a 2006: uma aplicação do modelo VAR. *Revista de Economia Agrícola*, v. 54, p. 75-85, 2007.

SACHS, R. C. C.; PINATTI, E. Análise do comportamento dos preços do boi gordo e do boi magro na pecuária de corte paulista no período de 1995 a 2006. *Revista de Economia e Agronegócio*, v. 5, n. 3, p. 329-352, 2007.

SANTOS, N. B.; DALLEMOLE, D.; MANSO, J. R. P. Análise da transmissão de preços nos mercados de boi gordo, milho e soja de Mato Grosso. *Economia & Região*, v. 5, n. 2, p. 7-21. 2017.

SANTOS, H. D.; SILVA NETO, W. A. Relação de longo prazo entre os preços da carne bovina: evidências empíricas. *Revista de Economia do Centro-Oeste*, v. 3, n. 1, p. 2-17, 2017.

SILVA, W. V.; MAZON, F. S.; CORSO, J. M. Relação de Cointegração entre os Preços de Boi Gordo nos Estados do Rio Grande do Sul e de São Paulo. *Revista Gestão e Desenvolvimento*, v. 5, n. 2, p. 53-62, 2008.

SILVA NETO, W. A.; PARRÉ, J. L. Assimetria na transmissão de preços: evidências empíricas. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 43, n. 1, p. 109-124, 2012.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE - USDA. Livestock and Poultry: world markets and trade. 2017. Disponível em <https://apps.fas.usda.gov/psdonline/circulars/livestock_poultry.pdf> Acesso em 07 nov. 2017.