

MERCADO BRASILEIRO E INTERNACIONAL DE BOVINOS DE CORTE EM PONTO DE ABATE: interdependência, dominância e assimetria na transmissão de preços

ODILON JOSÉ DE OLIVEIRA NETO

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA (UFU)

REGINALDO SANTANA FIGUEIREDO

UNIVERSIDADE FEDERAL DE GOIÁS (UFG)

Agradecimento à órgão de fomento:

Pesquisa recebeu apoio financeiro do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico - Brasil (CNPq) via (Processo: PDJ 150870/2018-3 e Processo: 409560/2018-9, Modalidade-APQ) e da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG) via (Processo: CSA - APQ-02341-17, Modalidade: APQ). Pesquisa utilizou infraestrutura do Laboratório do Núcleo de Estudos e Pesquisas em Administração e Ciências Contábeis (NEPACC) - CTINFRA II - UFU/Campus Pontal.

MERCADO BRASILEIRO E INTERNACIONAL DE BOVINOS DE CORTE EM PONTO DE ABATE: interdependência, dominância e assimetria na transmissão de preços

1. Introdução

A transmissão de preços é uma problemática que tem sido bastante estudada na arena dos mercados agropecuários, principalmente, a partir da intensificação das relações comerciais entre agentes-elos de inúmeras cadeias produtivas e a maximização da internacionalização dos negócios, o que, em hipótese, contribui para a integração entre mercados e, permite maior incorporação de informações e alterações na dinâmica da transferência de preços que, tecnicamente, pode derivar da resposta a choques no próprio mercado ou de mercados que interagem comercial e/ou concorrencialmente. Em suma, Gilbert e Morgan (2010) afirmam que choques são eventos que incorporam informações que podem afetar os preços, ocasionando decréscimo ou acréscimo dos mesmos. No curto prazo, por exemplo, o “choque” ou a redução brusca da oferta de um produto ocasionaria o aumento imediato dos preços desse produto, ao contrário, levaria à queda dos preços. Essa transferência via choques é cientificamente denominada como transmissão de preços.

Nesse contexto, é importante que a discussão sobre problemáticas que contribuam para a evolução da gestão na comercialização agropecuária se desenvolva não só devido à relevância das informações provenientes dos estudos para a tomada de decisão nas cadeias produtivas, mas também pela necessidade de geração de conhecimento capaz de ampliar a efetividade da administração do risco de preços. Assim, ao assistir as cadeias agroindustriais com dados e informações capazes de auxiliar nas decisões e torná-las mais efetivas, é possível contribuir para a sustentabilidade econômica do agronegócio, que é um dos principais setores da economia brasileira, sendo prova disso a sua participação na composição do produto interno bruto (PIB) que é de, aproximadamente, um quarto do PIB brasileiro, bem como a empregabilidade, dado que a cada cinco trabalhadores em atividade no Brasil, um atua no setor (CEPEA, 2019).

No Brasil, haja vista a representatividade do conjunto produção, industrialização, consumo interno e exportação de carne bovina, além das características que circundam esse ambiente, tem-se que um dos mercados agropecuários que está mais sujeito às incertezas dos preços seja o do boi gordo. Quanto à magnitude e alcance, vale ressaltar que o Brasil, com, aproximadamente, 14% total de bovinos e 17% do mercado internacional de carne bovina, se posiciona na primeira colocação no ranking em contingente de bovinos comerciais de corte e em exportação de carne bovina. Ainda sobre a dimensão do mercado do boi gordo, o Brasil, em 2018, se posicionava como o 2º colocado no ranking mundial em produção de carne bovina com, aproximadamente, 16,5% do total produzido, estando atrás apenas dos Estados Unidos da América (EUA), com algo em torno de 19% da produção mundial (ABIEC, 2018; USDA, 2019).

Além do Brasil, outros países relevantes no conjunto produção, exportação e consumo interno de carne bovina per capita são: EUA, Austrália, Argentina, Paraguai e Uruguai. A Índia também apresenta números representativos, mas, por questões religiosas, o país tem a produção de carne oriunda, principalmente, do abate de bubalinos. Juntos, Argentina, Austrália, Brasil, EUA, Paraguai e Uruguai, são responsáveis por, aproximadamente, 35% do contingente mundial de bovinos e 60% das exportações globais de carne bovina. Na arena da exportação de carne bovina, o destaque para o Brasil, a Austrália e os EUA que, com 17%, 13% e 12%, respectivamente, são os três primeiros colocados no ranking mundial, e para a Argentina, o

Paraguai e o Uruguai que, agregados, atingem 11% do mercado internacional, número significativo dado o contingente de bovinos nesses países (ABIEC, 2018; USDA, 2019).

Quanto ao volume total de carne bovina demandada internamente, os EUA, a China, o Brasil e a Argentina são os maiores mercados; já em termos de consumo per capita, são os uruguaios e argentinos os maiores consumidores de carne bovina, ambos com, aproximadamente, 55 quilogramas de consumo médio ao ano. Já os brasileiros, os estadunidenses e os paraguaios, em média, consomem, aproximadamente, 38 quilogramas de carne bovina ao ano, enquanto que os australianos demandam em torno de 30 quilogramas por habitante ao ano (USDA, 2019).

No que tange à bovinocultura de corte brasileira, um ponto importante a ser evidenciado é a distribuição dessa atividade nas regiões do país, haja vista que essa atividade se encontra presente em boa parte do território nacional, com destaque para os estados da região Centro-Oeste que, juntos, são responsáveis por, aproximadamente, 35% do total brasileiro de bovinos, sendo os estados de Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, ocupantes, respectivamente, da 1^a, 2^a e 3^a posições no ranking. Além da região Centro-Oeste, destaca-se na pecuária bovina de corte brasileira as regiões/estados: Sudeste, com os estados de Minas Gerais e São Paulo abarcando 16% do total de bovinos e ocupando, respectivamente, a 4^a e 11^a posições no ranking; Norte, com os estados do Pará, de Rondônia e de Tocantins, compreendendo 19,5% do total de bovinos e ocupando, respectivamente, a 5^a, 7^a e 10^a posições no ranking; e o Sul, com os estados do Rio Grande do Sul e Paraná abrangendo 10,5% do contingente de bovinos e ocupando, respectivamente, a 8^a e 9^a posições no ranking brasileiro (ABIEC, 2018).

Apesar da grandeza da bovinocultura de corte brasileira, a carência de informações científicas e claras a respeito da interdependência entre os preços nos mercados brasileiro e internacional, é um problema importante a ser considerado. Além disso, o fato de se desconhecer se a transmissão ocorre exclusivamente via choques nos preços do próprio mercado ou se essa advém dos choques nos preços de mercados interagentes concorrencial ou competitivamente, agregado ao desconhecimento sobre a dominância na transferência e a incógnita se essa difusão de preços entre mercados é simétrica entre transmissores e receptores, também são elementos importantes a serem investigados.

Diante dessa problemática é que emergiram as seguintes questões de pesquisa: (i) existe relação de interdependência entre os preços do boi gordo no mercado brasileiro e os preços dos bovinos de corte em ponto de abate no mercado internacional? e, caso seja identificada a direção da causalidade entre os preços, (ii) ocorre transmissibilidade de preços entre esses mercados? e, ainda, (iii) as variações positivas e negativas nos preços de mercados interagentes são transmitidas na mesma magnitude? Assim sendo, este estudo tem como objetivo principal verificar a interdependência e a assimetria na transmissão de preços entre os principais mercados brasileiros e internacionais de bovinos de corte em ponto de abate. Como objetivo específico, esta pesquisa tem a finalidade de averiguar a questão da dominância na transferência de preços entre os preços do boi gordo no mercado brasileiro e aqueles dos bovinos de corte em ponto de abate nos mercados internacionais.

2. Fundamentação teórica

Com a finalidade de fundamentar teoricamente e oferecer melhor entendimento acerca da temática interdependência e assimetria na transmissão de preços no mercado de bovinos de corte e de carne bovina, são apresentados e debatidos, na sequência, os resultados de importantes estudos publicados em periódicos científicos nacionais e internacionais, incluindo-se uma discussão sobre as características, particularidades e resultados dessas pesquisas.

Um dos estudos precursores da discussão sobre assimetria na transmissão de preços pecuários foi realizado por Bailey e Brorsen (1989). Nesse, foram analisadas as assimetrias de transmissão preços espaciais entre quatro mercados de bovinos de corte estadunidenses, mais precisamente, Texas, Nebraska, Colorado e Utah. Os resultados da investigação rejeitaram a simetria na transmissão de preços e sugeriram que os ajustes via aumentos e reduções de preços nesses mercados ocorrem com diferenças em magnitude e velocidade.

Com foco no mercado do boi gordo brasileiro, Gaio, Castro Júnior e Oliveira (2005) aferiram a elasticidade da transmissão de preço e a integração entre os mercados da Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F) e das principais praças brasileiras de bovinocultura de corte. Os resultados mostraram que os mercados são integrados espacialmente, o que sugere que um choque no preço do boi gordo na BM&F é capaz de alterar os preços do boi gordo nas principais praças brasileiras. Somado a isso, a partir dos testes de cointegração de Johansen (1988), de causalidade de Granger (1969), confirmou-se o relacionamento equilibrado entre os preços no longo prazo e concluíram que o mercado do boi gordo da BM&F atuou como um bom previsor do comportamento dos preços das demais praças de comercialização no período 2000-2004.

Utilizando-se de procedimentos metodológicos muito próximos aos de Gaio, Castro Júnior e Oliveira (2005), foi realizada, por Zilli, Silva, Campos e Costa (2008), uma investigação sobre a relação de causalidade entre preços do boi gordo na BM&F e nas principais praças de bovinocultura de corte das regiões Sudeste e Centro-Oeste do Brasil no período 2002-2007. Os resultados apontaram que os pecuaristas do Sudeste e Centro-Oeste devem acompanhar, principalmente, as cotações da arroba do boi gordo na BM&F e em Campo Grande, no estado do Mato Grosso do Sul, uma vez que essas são previsoras robustas do comportamento dos preços em suas respectivas praças de comercialização.

Sob a crítica de que as análises de integração dos mercados de *commodities* agrícolas baseiam-se apenas em informações sobre preços e que, portanto, os efeitos dos custos de transação no processo de ajustamento dos preços e risco são ignorados, Mattos e Lima (2009) se propuseram a examinar os efeitos dos custos de transação sobre a integração entre os preços nos mercados de boi gordo dos estados de Minas Gerais e São Paulo no período 1972-2005. Os resultados do modelo de correção de erro vetorial com *Threshold* (sigla, TVEC) estimado apontaram que os custos de transação são significativos e que os choques de preços inferiores a 10% do preço médio não são transmitidos entre os mercados. A opção pelo modelo com *threshold* apoiou-se no argumento de que, ao não ignorar os custos de transação, chega-se a conclusões mais robustas sobre a integração entre mercados (GOODWIN; PIGGOTT, 2001).

Em uma linha metodológica próxima à delineada por Mattos e Lima (2009), os pesquisadores Cunha, Lima e Braga (2010) estudaram a integração do mercado brasileiro de boi gordo, sob o julgamento de que a existência de custos de transação pode criar assimetrias ou mesmo impedir o processo. Sob essa perspectiva, os pesquisadores optaram por uma análise baseada em modelos de cointegração *threshold* e *Momentum-Threshold* (siglas, TAR e M-TAR) para as principais praças pecuárias brasileiras no período 1994-2008. Os resultados indicaram que os mercados de boi gordo são integrados, mas os custos de transação influenciam a ligação espacial entre eles, já que os choques negativos de baixa magnitude são eliminados distintamente dos positivos e, portanto, os benefícios dessas alterações seriam menores que os custos de ajuste.

Bender Filho e Alvim (2008) ampliaram a perspectiva de análise e avaliaram conjuntamente os mercados de países membros do Mercosul e dos EUA, no que tange à transmissão de preços da carne bovina *in natura* no período 1994-2005. Para tanto, foram aplicados testes de causalidade de Granger (1969) e de cointegração de Johansen (1988), além da

análise impulso-resposta. Os resultados assinalaram a presença de causalidade na formação de preços entre os mercados dos países membros do Mercosul, assim como a intensidade dos choques nos preços de cada país analisado.

Investigação recente realizada por Dong et al. (2018) também traz consigo o enfoque na análise da transmissão de preços de carne bovina no varejo, nesse caso, entre os mercados australiano, chinês e do sudeste asiático. Nessa investigação, foi utilizado o mesmo conjunto de métodos aplicados na pesquisa de Bender Filho e Alvim (2008) para analisar a problemática da transferência de preços. Os resultados evidenciaram que o impacto dos preços da carne bovina australiana nos mercados chinês e vietnamita não é estatisticamente significativo, mas é significativo no mercado indonésio. Verificou-se também que os mercados australiano e chinês tem sua volatilidade afetada somente por variações ocorridas nos próprios mercados.

3. Metodologia: dados e procedimentos

3.1 Caracterização do estudo e dos dados da pesquisa

Com a finalidade de atingir os objetivos do presente estudo, que perpassam pela investigação das questões de pesquisa definidas, propôs-se uma abordagem quantitativa suportada por um conjunto específico de métodos e técnicas estatísticas. Assim sendo, na sequência, discorre-se sobre a caracterização das séries de preços, incluindo fontes originais de obtenção dos dados, bem como apresenta, no item 3.2, o procedimental econométrico utilizado para responder as questões de pesquisa e atingir os objetivos do estudo.

Os dados da pesquisa são compostos pelas séries de preços semanais cotados em dólares americanos por quilograma/peso vivo dos bovinos de corte em ponto de abate no mercado internacional e do boi gordo nas principais praças brasileiras de comercialização de bovinos de corte, no período compreendido entre 06 de janeiro de 2007 e 29 de dezembro de 2018, totalizando 627 observações. As denominações e as respectivas siglas, boi gordo (sigla, BG) e bovino(s) de corte em ponto de abate (sigla, BPA), serão utilizadas na continuidade do estudo para denominar o boi gordo brasileiro e os bovinos em ponto de abate ou terminados nos mercados brasileiro e internacional, respectivamente. Por sua vez, o recorte temporal foi definido com base na disponibilidade de dados sucessivos e ininterruptos. Além disso, as séries foram logaritimizadas com vistas a remover as tendências exponenciais, sendo esse um processo que segue os padrões adotados nas principais pesquisas internacionais sobre o tema em estudo.

A respeito das séries dos preços dos BPA no mercado internacional, destaca-se que essas foram cedidas pela Inteligência de Mercado (*Business Intelligence*, sigla BI) da Minerva Foods e tem como origem bases de dados institucionais dos mercados argentino, paraguaio, uruguaio, australiano e estadunidense. Algumas especificidades dos BPA internacionais e das fontes de dados da pesquisa são descritas no Quadro 1, a seguir.

Quadro 1: Fontes dos dados e denominação dos bovinos de corte em ponto de abate no mercado internacional

País	Argentina	Paraguai	Uruguai	Austrália	EUA
Denominação	<i>Novillo</i>	Boi Gordo	<i>Novillo</i>	<i>Young Cattle</i>	<i>Live Cattle</i>
Dados: Fonte de Obtenção	Tardáguila Agromercados	Tardáguila Agromercados	<i>World Beef Report</i>	<i>World Beef Report</i>	<i>Unidet States Department of Agriculture</i>
Dados: Fonte de Origem	Mercado de Liniers S.A.	Associação Rural do Paraguai ARP/CICPCB	Instituto Nacional de Carnes (INAC)	<i>Meat & Livestock Australia (MLA)</i>	<i>Chicago Board of Trade (CBOT)</i>

As séries dos preços do boi gordo no mercado brasileiro foram obtidas junto ao BI da Minerva Foods e têm como origem dados do 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). Os mercados brasileiros (estados brasileiros ou praças de comercialização) mais relevantes na bovinocultura de corte foram representados, neste estudo, pelas principais praças de comercialização do boi gordo, conforme exposto no Quadro 2.

Quadro 2: Especificidades dos dados referentes aos boi gordo no mercado brasileiro

Região	Estado-Praça	Locais de Cotação/Estado-Praça
Sudeste	Minas Gerais	Triângulo Mineiro/MG
	São Paulo ⁽¹⁾	Araçatuba/SP, Bauru/SP-Marília/SP, Presidente Prudente/SP e São José do Rio Preto/SP
Centro-Oeste	Goiás	Goiânia/GO
	Mato Grosso do Sul ⁽²⁾	Campo Grande/MS, Dourados/MS e Três Lagoas/MS
	Mato Grosso	Cuiabá/MT
Sul	Paraná	Região Noroeste/PR
	Rio Grande do Sul	Região Oeste/RS
Norte ⁽³⁾	Rondônia	Região Sudoeste/RO
	Tocantins	Região Norte/TO

Nota 1: Os preços no estado de São Paulo foram representados pelo Indicador Esalq/B3, que se refere à média ponderada do boi gordo no estado de São Paulo (representado pelas praças: Araçatuba/SP, Bauru/SP-Marília/SP, Presidente Prudente/SP e São José do Rio Preto/SP). Mais detalhes sobre a metodologia de cálculo do Indicador Esalq/B3 podem ser visualizados no site do Centro de Estudos em Economia Aplicada (www.cepea.esalq.usp.br). **Nota 2:** Os preços no estado de Mato Grosso do Sul foram representados pela média aritmética dos preços do boi gordo nas três principais praças de comercialização do estado (Campo Grande/MS, Dourados/MS e Três Lagoas/MS). **Nota 3:** o estado do Pará foi retirado da amostra pelo fato de haver dados consistentes sobre os preços do boi gordo no período compreendido entre os anos de 2007 e 2012, o que resultaria na falta de 314 observações, o que, potencialmente, comprometeria os resultados da pesquisa.

3.2 Procedimentos econométricos e métodos de análise

Para averiguar a relação de interdependência entre os preços do BG no mercado brasileiro e os preços dos BPA no mercado internacional, bem como a direção da causalidade entre os preços, foi definido um procedimental econométrico que inclui o conjunto de estimativas, testes e análises. Primeiramente, foram estimadas as medidas de tendência central, de dispersão e de correlação linear com a finalidade de descrever a média, os valores máximos e mínimos, além de informar sobre a variação em torno dos preços médios e indicar a direção do relacionamento linear entre os preços. Na sequência, foi aplicado o teste de raiz unitária ADF ou Aumentado de Dickey e Fuller (1981) para verificar se as propriedades estatísticas das séries são mantidas no decorrer do tempo, tendo sido identificado que as séries são estacionárias na primeira diferença. Em resumo, esse é um procedimento fundamental para se evitar a obtenção de resultados espúrios na análise de regressão que, geralmente, ocorrem ao se regredirem séries não estacionárias independentes.

O próximo passo foi definir a ordem de defasagens ótimas pelo critério de informação de Akaike (1974) agregada à modelagem vetorial autorregressiva e verificação da direção causal entre os preços no curto prazo via aplicação do teste de causalidade de Granger (1969) no contexto emparelhado e em blocos. A aplicação do teste de causalidade de Granger para as variáveis estacionárias y_t e x_t , inicia-se com a especificação do modelo autorregressivo, conforme equações (1) e (2), em que se assume que tanto e_{yt} quanto e_{xt} são termos de erro não correlacionados no tempo.

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

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

Assim sendo, o teste de causalidade de Granger (1969) permitiu: a) testar se eventos passados podem causar eventos presentes; b) verificar se uma série temporal x ajuda a prever outra série y , ou vice-versa; c) averiguar se x causa y , ou seja, se valores passados de x_{t-i} (variáveis defasadas, x_{t-i}) contribuem para determinar y_t , independentemente da contribuição dos valores passados de y_{t-j} , ou vice-versa; d) apurar se os conjuntos de termos de x e y são estatisticamente diferentes de zero nas equações 1 e 2, de modo que se tenha causalidade bidirecional; e) examinar se os conjuntos de termos x e y não são estatisticamente diferentes de zero nas equações 1 e 2, de modo que x_t é independente de y_t . O teste de causalidade de Granger para x_t e y_t permitiu concluir sobre a direção de causalidade entre os preços-mercados. Após o teste de Granger emparelhado, ou seja, mercado a mercado, aplicou-se esse mesmo teste agregado ao teste de exogeneidade de Wald (1943) para testar o efeito em bloco. Assim sendo, foi possível examinar a causalidade das séries de mercados em grupo sobre um mercado específico.

Após aplicação do teste de causalidade de Granger (1969), o estudo seguiu com o emprego do teste de cointegração de Johansen (1988) com a finalidade de testar a hipótese de equilíbrio no relacionamento de longo prazo entre os preços do BG nos mercados brasileiros e dos BPA nos mercados internacionais. O teste de cointegração de Johansen (1988) baseia-se nas equações (3) e (4), descritas a seguir:

$$\Delta y_t = \mu + \Pi y_{t-1} + \dots + \sum_{I=1}^{P-1} \Gamma_I y_{t-I} + \epsilon_t \quad (3)$$

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - 1 \quad e \quad \Gamma = - \sum_{j=i+1}^p A_j \quad (4)$$

Em que: 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. Nesse caso, r refere-se aos vetores de cointegração; α é o parâmetro de ajustamento no vetor de correção do erro; e β é o coeficiente representativo do 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 e identificação das variáveis determinísticas, caso constatadas. A significância da razão de verossimilhança é estimada pelo teste traço, conforme equação 5, a seguir.

$$\lambda_{traço} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (5)$$

Em que: T refere-se ao tamanho da amostra e λ_{r+1} é o elemento da i -ésima maior correlação canônica. O teste traço testa 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 $r \geq 1$, $r \geq 2$, ..., $r \geq n$, há cointegração entre um ou mais mercados. O nível de significância estatística para o teste de hipótese e os valores críticos são os propostos por Johansen e Juselius (1990).

Identificadas as direções de causalidade e as condições de equilíbrio na relação de longo prazo entre os mercados (ou cointegração), o estudo prossegue com a análise da transmissão de preços e verificação do fenômeno assimetria, que tem como foco verificar a existência ou não de divergência na magnitude da transferência de aumentos ou reduções nos preços entre mercados. Desse modo, com vistas a atingir os objetivos do estudo e responder as duas questões centrais da pesquisa, optou-se pela aplicação de uma versão multivariada do modelo proposto por Houck (1977) para análise da assimetria na transmissão de preço (ATP) entre os preços do BG no mercado brasileiro e dos BPA nos mercados internacionais. O modelo de Houck (1977) foi

amplamente utilizado em estudos empíricos, dentre os quais, destacam-se, internacionalmente, como referências de sua aplicação, as pesquisas de Kinnucan e Forker (1987) e Griffith e Piggott (1994). Já entre os estudos envolvendo mercados agropecuários brasileiros, ressaltam-se as pesquisas de Silva Neto e Parré (2012) e Alves, Tonin e Carrer (2013) que, apesar de inicialmente optarem pelas aplicações de Griffith e Piggott (1994), por não incluírem as quantidades produzidas e os custos de produção, os autores acabaram por aplicar modelo semelhante ao de Houck (1977) para verificação da assimetria na transmissão de preços.

Em virtude de não ser uma análise vertical, ou seja, que envolve especificamente elos de uma cadeia produtiva (exemplo: produtor, indústria, atacado e varejo), e, sim, por se tratar de uma análise de transmissão espacial, ou seja, entre mercados (brasileiro e internacional), optou-se, no presente estudo, por uma versão multivariada que permitiu verificar se as variações positivas e negativas nos preços nos mercados interagentes são transmitidas na mesma magnitude. Assim sendo, a equação 6, a seguir, representa a versão multivariada aplicada na análise da assimetria na transmissão de preços entre os mercados brasileiro do BG e internacional de BPA.

$$\Delta Y_t = \beta_{0t} + \beta_1 \sum \Delta X_{lt}^+ + \beta_1 \sum \Delta X_{lt}^- + \dots + \beta_k \sum \Delta X_{kt}^+ + \beta_k \sum \Delta X_{kt}^- + \varepsilon_t \quad (6)$$

Em que:

$$\Delta X_t^+ : X_t - X_{t-1}, \text{ se } X_t > X_{t-1}, 0 \text{ caso contrário.} \quad (7)$$

$$\Delta X_t^- : X_t - X_{t-1}, \text{ se } X_t < X_{t-1}, 0 \text{ caso contrário.} \quad (8)$$

Uma vez estimados os coeficientes angulares (*betas*) das variações positivas e negativas nos preços nos mercados (variáveis independentes), representados pela grega β , foi aplicado o teste de Wald sob a hipótese de simetria na transmissão de preços (sigla, SIM), representada por $h_0: \beta_{l+} = \beta_{l-}$ ou $\beta_{k+} = \beta_{k-}$, sendo, nesse caso, as variações positivas ou negativas nos preços em determinado mercado estatística e igualmente transmitidas em magnitude para outro mercado. No caso de rejeição da hipótese nula, não se rejeita a hipótese alternativa de assimetria na transmissão de preços (sigla, ASSIM), representada por, $h_1: \beta_{l+} \neq \beta_{l-}$ ou $\beta_{k+} \neq \beta_{k-}$, sendo, nesse caso, as variações positivas ou negativas nos preços em determinado mercado são estatística e diferentemente transmitidas em magnitude para outro mercado. No caso em que $\beta_{l+} = \beta_{l-} = 0$ ou $\beta_{k+} = \beta_{k-} = 0$, não se aplica (sigla, NSA), rejeitando-se ambas as hipóteses, já que a transmissão de preços entre mercados é descartada.

4. Resultados da pesquisa

A apresentação dos resultados tem início com a exposição na Tabela 1, que abarca o conjunto descritivo de medidas de tendência central e dispersão das séries semanais dos preços dos BPA no mercado internacional e nas principais praças brasileiras de produção e comercialização cotadas em dólares americanos por quilograma/peso vivo no período 2007-2018. No campo da tendência central, merece atenção, à primeira vista, o fato de os preços médios do BG nas principais praças brasileiras e dos BPA nos mercados argentino, paraguaio e uruguaio serem bastante próximos.

Ainda na arena das estimativas de tendência central, destaca-se que o preço médio mais alto no período foi o do BPA estadunidense, sendo esse entre 29,30% a 53,66% superior aos praticados nos mercados brasileiro, argentino, paraguaio e uruguaio, e 25,10% superior ao praticado no mercado australiano. Isso sugere que a cotação média superior do BPA estadunidense se deve ao fato de os EUA se posicionarem como maior mercado mundial demandante de carne bovina. Outra informação importante refere-se à superioridade do preço

médio do BPA australiano, que ficou entre 3,35% e 22,82% a mais aos praticados nas praças brasileiras e nos mercados argentino, paraguaio e uruguaio. Entretanto, os preços médios do BPA uruguaio e do BG do estado de São Paulo (ou BG paulista) são muito próximos ao do mercado australiano. Nesse contexto, vale destacar que as carnes bovinas provenientes do abate dos BPA australiano, uruguaio e do BG paulista se posicionam entre as de maior apelo para exportação dentre os mercados em estudo.

No campo da dispersão, chama a atenção o fato de o coeficiente de variação dos preços do BPA argentino ser aproximadamente 45% superior aos do BG nas principais praças brasileiras e aos preços dos BPA nos demais mercados internacionais. Essa constatação sugere que a maior variabilidade no preço do BPA argentino no período se deve a diversos fatores, dentre os quais, destacam-se: intervenções do governo federal argentino no mercado da carne bovina ocorridas, principalmente, a partir do ano de 2008; aumentos nas taxas de exportação; restrições no peso para o abate; limitação dos volumes de exportação pela cota *Hilton* por tempo determinado; e, em curto espaço de tempo, até mesmo, proibição das exportações (OLIVEIRA NETO, 2013).

Foi constatado também, ao averiguar os desvios padrões dos preços dos BPA no mercado internacional, que esses são superiores ao desvio padrão dos preços do BG nos mercados brasileiros, com exceção do BPA no mercado paraguaio, que se apresenta no mesmo patamar dos aferidos para o BG nas principais praças brasileiras. Ao atentar para os desvios padrões dos preços dos BPA estadunidense, argentino, australiano e uruguaio, foi verificado que esses superam em, aproximadamente, 55%, 40%, 15% e 10% os desvios padrões dos preços do BG brasileiro e do BPA paraguaio, o que torna evidente a volatilidade inferior desses se comparada à volatilidade dos demais mercados internacionais. Ainda sobre a dispersão dos dados exposta na Tabela 1, as estimativas de assimetria e curtose das séries de preços do BG brasileiro sugerem que as mesmas apresentam normalidade distribucional, o que é confirmado pelas estatísticas do teste de Jarque e Bera (1987). No entanto, as assimetrias, as curtoses e as estatísticas do teste Jarque-Bera referentes às séries dos preços dos BPA no mercado internacional rejeitaram a hipótese nula de normalidade distribucional.

Tabela 1: Estatística descritiva dos preços dos bovinos de corte em ponto de abate no mercado internacional e do boi gordo nas principais praças brasileiras de produção e comercialização – cotados em dólar por quilograma peso vivo

	MERCADO INTERNACIONAL				BR/SUDESTE		BR/CENTRO-OESTE			BR/SUL		BR/NORTE		
	AR	PY	UY	AUS	EUA	MG	SP	GO	MS	MT	PR	RS	RO	TO
Média	2,952	2,872	3,129	3,234	4,046	2,789	3,034	2,760	2,809	2,689	2,926	2,936	2,633	2,651
Máximo	4,868	4,340	4,155	4,974	6,016	4,089	4,456	4,183	4,074	3,924	4,182	4,032	3,794	3,846
Mínimo	1,258	1,486	1,816	1,786	2,787	1,508	1,604	1,490	1,447	1,378	1,531	1,657	1,239	1,275
DP	0,849	0,548	0,606	0,633	0,783	0,514	0,561	0,513	0,553	0,525	0,553	0,507	0,563	0,518
CV(%)	28,8%	19,1%	19,4%	19,6%	19,4%	18,4%	18,5%	18,6%	19,7%	19,5%	18,9%	17,3%	21,4%	19,5%
Assimetria	-0,639	-0,477	-0,673	0,006	0,435	-0,109	-0,010	-0,020	-0,041	-0,044	-0,209	-0,146	-0,204	-0,357
Curtose	1,999	3,068	2,268	2,499	2,525	2,926	2,967	2,879	2,783	2,830	2,935	2,697	2,689	3,170
Est. JB	68,81	23,84	61,27	6,575	25,65	1,377	0,039	0,424	1,404	0,953	4,655	4,618	6,867	14,09
p-valor JB	0,000	0,000	0,000	0,037	0,000	0,502	0,981	0,809	0,496	0,621	0,098	0,099	0,032	0,001

Nota: (BR) Brasil, (DP) desvio padrão, (CV%) coeficiente de variação percentual, (Est.) Estatística, (JB) Jarque-Bera.

Fonte: Dados da pesquisa.

Ao considerar a importância de se conhecer a relação estatística entre os preços para a tomada de decisão dos agentes da cadeia produtiva da carne bovina, optou-se por iniciar esse processo pela análise de correlação linear. Assim, na Tabela 2, apresentam-se as correlações lineares positivas, de moderadas a fortes, entre os preços do BG nas principais praças brasileiras de comercialização e dos BPA nos mercados argentino, paraguaio e uruguaio, com destaque para a forte associação positiva com o mercado do BPA paraguaio. Diferentemente disso, aferiram-se correlações lineares positivas, de fracas a moderadas, entre os preços do BG nas principais praças brasileiras e dos BPA nos mercados australiano e estadunidense. Nesse âmbito, apesar de não se

condicionar diretamente à causalidade, o grau de associação linear mensurado sugere a interdependência entre os preços do BG no mercado brasileiro e os preços dos BPA no mercado internacional, o que aponta para a necessidade de se averiguar a relação de transmissibilidade entre os mesmos.

Na busca de uma conexão com resultados empíricos de outras pesquisas, remete-se à investigação de Bender Filho e Alvim (2008), os quais evidenciaram a causalidade entre os preços nos mercados dos países membros do Mercosul e, também, a intensidade dos choques nos preços entre os mesmos. Mas, devido à temporariedade mensal dos dados e à exclusividade da avaliação de uma categoria de produto (carne *in natura*), diminuiu-se o potencial de informação decisória captada na investigação, uma vez que a dinâmica na transmissão de preços agropecuários apresenta, geralmente, respostas imediatistas aos impulsos (diárias ou semanais) e não deveria ignorar o potencial de transferência de preço do produto padronizado na sua versão primária de negociação, caracterizado como *commodity*, boi gordo ou bovino de corte em ponto de abate.

Tabela: 2 Correlação linear entre os preços dos bovinos de corte em ponto de abate no mercado internacional e do boi gordo nas principais praças brasileiras de produção e comercialização

	BR/SUDESTE		BR/CENTRO-OESTE			BR/SUL		BR/NORTE	
	MG	SP	GO	MS	MT	PR	RS	RO	TO
AR	0,7061***	0,6485***	0,6858***	0,6887***	0,6759***	0,7321***	0,7549***	0,7072***	0,7216***
PY	0,8411***	0,7936***	0,8183***	0,8309***	0,8186***	0,8476***	0,8136***	0,8469***	0,8332***
UY	0,7319***	0,6840***	0,7112***	0,7304***	0,7105***	0,7627***	0,7563***	0,7528***	0,7529***
AUS	0,4354***	0,3404***	0,3938***	0,3875***	0,3794***	0,4434***	0,4884***	0,4006***	0,4345***
EUA	0,4703***	0,4299***	0,4646***	0,4749***	0,4560***	0,5114***	0,5777***	0,5015***	0,4780***

Nota: (***) estatisticamente significante ao nível de 1%. Fonte: Dados da Pesquisa.

Indiciada a verificação de possível relação de interdependência entre os preços do BG no mercado brasileiro e dos BPA no mercado internacional, buscou-se identificar a direção da causalidade entre os mercados no curto prazo, utilizando-se o teste de causalidade de Granger (1969) emparelhado e em bloco, conforme descrito na seção 3.2. Resumidamente, a diferença entre os testes de causalidade de Granger emparelhado e em bloco reside no fato de o primeiro considerar analiticamente a relação entre os preços de dois mercados e o segundo ponderar sobre a direção da causalidade conjunta de dois ou mais mercados sobre um mercado específico.

A aplicação do teste de causalidade de Granger (1969) foi feita após a seleção das defasagens ótimas definidas pelo critério de informação de Akaike agregada à modelagem vetorial autorregressiva, como anunciado na seção 3.2. As estatísticas do critério de informação de Akaike (AIC) foram estimadas para a relação dos preços dos BPA nos mercados argentino (AIC = -79.3735), paraguaio (AIC = -80.0907), uruguaio (AIC = -81.6169), australiano (AIC = -80.6392) e estadunidense (AIC = -81.1657), com os preços do BG nas principais praças brasileiras em conjunto. Desse modo, as estatísticas do AIC cravaram duas defasagens ótimas a serem aplicadas na verificação da interdependência dos preços dos BPA entre cada mercado internacional, isoladamente, em relação ao conjunto de praças brasileiras. A análise de interdependência entre os mercados é composta pelos testes de causalidade de Granger (1969), expostos nas Tabelas 3 e 4, e de cointegração de Johansen (1988), apresentado na Tabela 5.

Em particular, os dados da Tabela 3 apresentam a causalidade de Granger dos preços dos BPA no mercado internacional direcionada aos preços do BG nas principais praças brasileiras de produção e comercialização. Ao analisá-los, constatou-se que alterações pretéritas nos preços dos BPA no mercado internacional não atuam como previsoras robustas das alterações nos preços do BG brasileiro. A única exceção encontrada diz respeito à causalidade no sentido de Granger do preço do BPA no mercado uruguaio para praça o preço do BG rio-grandense-do-sul (ou do estado

do Rio Grande do Sul), em que a variação no preço do primeiro atua como previsora robusta das alterações no preço do segundo.

Tabela 3: Causalidade de Granger (emparelhada e em bloco) entre os preços dos bovinos de corte em ponto de abate no mercado internacional e do boi gordo nas principais praças brasileiras de produção e comercialização

	BR/SUDESTE		BR/CENTRO-OESTE			BR/SUL		BR/NORTE	
	MG	SP	GO	MS	MT	PR	RS	RO	TO
AR	0,6653 ^{ns}	0,1685 ^{ns}	0,8730 ^{ns}	0,2160 ^{ns}	0,6021 ^{ns}	0,2182 ^{ns}	0,8564 ^{ns}	0,1236 ^{ns}	0,9839 ^{ns}
PY	0,3734 ^{ns}	1,1717 ^{ns}	0,5076 ^{ns}	0,9710 ^{ns}	0,8023 ^{ns}	1,1511 ^{ns}	1,5693 ^{ns}	0,6990 ^{ns}	0,9130 ^{ns}
UY	1,2458 ^{ns}	2,0525 ^{ns}	1,0767 ^{ns}	1,7542 ^{ns}	1,5890 ^{ns}	2,3924*	4,2383**	2,5060*	2,6634*
AUS	0,1636 ^{ns}	0,4081 ^{ns}	0,0393 ^{ns}	0,4092 ^{ns}	0,5241 ^{ns}	0,4762 ^{ns}	0,4407 ^{ns}	0,3171 ^{ns}	0,4044 ^{ns}
EUA	0,5317 ^{ns}	0,5029 ^{ns}	0,3156 ^{ns}	0,5505 ^{ns}	0,5708 ^{ns}	0,5170 ^{ns}	0,0207 ^{ns}	0,8860 ^{ns}	0,4735 ^{ns}
BLOCO	0,5317 ^{ns}	0,5029 ^{ns}	0,3156 ^{ns}	0,5505 ^{ns}	0,5708 ^{ns}	0,5170 ^{ns}	0,0207 ^{ns}	0,8860 ^{ns}	0,4735 ^{ns}

Nota 1: As estatísticas estimadas para testar a causalidade de Granger emparelhada e em bloco são a estatística F e χ^2 - *qui* quadrado, respectivamente. Nota 2: (^{ns}) sem significância estatística, (*, **, ***) estatisticamente significativa ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Fonte: Dados da Pesquisa

Na sequência, a Tabela 4 expõe os resultados do teste de causalidade de Granger (1969), emparelhado e em bloco na direção contrária, ou seja, dos preços do BG nas principais praças brasileiras em direção aos preços dos BPA no mercado internacional. Diferentemente do admitido na Tabela 3, os dados da Tabela 4 assinalam que alterações pretéritas nos preços do BG nas principais praças brasileiras atuam como previsoras: (i) significativamente robustas das alterações nos preços dos BPA nos mercados paraguaio, uruguaio e australiano; (ii) razoavelmente robustas do preço do BPA no mercado estadunidense; e, (iii) pouco confiáveis do preço do BPA no mercado argentino, isso porque apenas os preços do BG nas praças paranaense e rio-grandense-do-sul (ou dos estados do Paraná e do Rio Grande do Sul) precedem alterações no preço do BPA argentino.

Tabela 4: Causalidade de Granger (emparelhada e em bloco) entre os preços do boi gordo nas principais praças brasileiras de produção e comercialização e dos bovinos de corte em ponto de abate no mercado internacional

	AR	PY	UY	AUS	EUA
MG	1,9927 ^{ns}	25,2882***	7,3882***	5,4348***	2,8365*
SP	2,3331*	25,3097***	8,3869***	4,1823**	2,7828*
GO	2,3289*	22,8539***	7,0146***	6,1762***	2,9310*
MS	2,5726*	27,3041***	10,2864***	7,8404***	3,0205**
MT	2,5537*	19,5549***	9,3998***	6,7947***	2,3196*
PR	3,1032**	28,2628***	9,6532***	6,5754***	3,1971**
RS	3,1520**	23,4174***	22,0935***	4,4939**	3,3483**
RO	2,1841 ^{ns}	19,4593***	7,4315***	7,1607***	2,6247*
TO	2,6376*	20,6996***	8,5951***	4,9888***	2,9348*
BLOCO	20,5332 ^{ns}	90,6822***	69,7300***	36,6162***	25,8895*

Nota 1: As estatísticas estimadas para testar a causalidade de Granger emparelhada e em bloco são a estatística F e χ^2 - *qui* quadrado, respectivamente. Nota 2: (^{ns}) sem significância estatística, (*, **, ***) estatisticamente significativa ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Fonte: Dados da Pesquisa

Após o teste de causalidade de Granger apontar a direção e a capacidade previsional no curto prazo entre os preços dos BPA nos mercados internacionais e do BG nos mercados brasileiros, o estudo conexo à interdependência seguiu com a análise da relação de equilíbrio no longo prazo entre os preços nesses mercados via aplicação do teste de cointegração de Johansen (1988), cujo resultado encontra-se exposto na Tabela 5.

Em destaque, os dados da Tabela 5 apontam para a existência de, no mínimo, oito vetores de cointegração entre os preços dos BPA nos mercados paraguaio e uruguaio e os preços do BG nas praças brasileiras, o que sugere um relacionamento equilibrado no longo prazo entre esses mercados, indicando que os mesmos são fortemente integrados. Já as estimativas do teste traço da relação entre os preços dos BPA nos mercados australiano e estadunidense com os preços do BG nas praças brasileiras apontam para a não rejeição da hipótese de haver, no mínimo, cinco vetores de cointegração entre esses mercados, o que sugere um relacionamento equilibrado no longo

prazo entre os mercados australiano e estadunidense com, no mínimo, cinco praças brasileiras, evidenciando uma integração moderada entre os preços nesses mercados.

Outra informação relevante contida nos testes de cointegração apresentados na Tabela 5 refere-se à constatação de uma baixa integração entre o preço do BPA no mercado argentino e os preços do BG nas praças brasileiras. Todavia, vale destacar que não foi rejeitada a hipótese de haver, no mínimo, quatro vetores de cointegração nessa relação, o que sugere o relacionamento equilibrado no longo prazo do mercado argentino com, no mínimo quatro praças brasileiras, mas esse resultado aponta a inferioridade na integração entre os preços nesses mercados.

Tabela 5: Teste traço para verificação de cointegração entre os preços dos bovinos de corte em ponto de abate no mercado internacional e do boi gordo nas principais praças brasileiras de produção e comercialização

Vetores	VCrítico	Estatísticas do Teste Traço				
		AR	PY	UY	AUS	EUA
r = 0	239,2354	325,1198***	337,0370***	322,9399***	344,8892***	331,8145***
r ≤ 1	197,3709	248,7550***	258,1481***	244,6434***	262,0626***	252,7855***
r ≤ 2	159,5297	185,4117***	199,6806***	183,0467***	194,3547***	192,5122***
r ≤ 3	125,6154	134,9981**	155,2606***	142,2901***	139,1968***	134,8547**
r ≤ 4	95,7537	94,9411	113,0617***	108,7874***	98,6183**	96,5200**
r ≤ 5	69,8189	68,8191	78,0216***	77,2756**	67,9822	68,3845
r ≤ 6	47,8561	46,5493	52,8098*	52,2387*	45,5594	44,407
r ≤ 7	29,7971	30,1073	32,0876*	32,6683*	25,9159	27,9975
r ≤ 8	15,4947	17,2619	19,8938*	19,5571*	12,9724	15,1523
r = 9	3,8415	5,863	7,9423	7,3254	1,7588	6,092

Nota: (VCrítico) valor crítico do teste traço, (ns) sem significância estatística, (***, **, *) estatisticamente significante ao nível de 1% e 5%, respectivamente. Fonte: Dados da Pesquisa

O conhecimento da relação de interdependência entre os preços dos BG nas principais praças brasileiras e do BPA no mercado internacional apoiado pelo alcance das informações sobre a direção da causalidade e da aptidão previsional obtidas via teste de causalidade de Granger (1969) emparelhado e em bloco, bem como pelos dados sobre o equilíbrio da relação de longo prazo entre os mercados obtidos por meio do teste de cointegração de Johansen (1988), foi essencial para responder à primeira questão de pesquisa. Somado a isso, tais informações prepararam o campo para verificação da assimetria na transmissão de preços entre os mercados brasileiros e internacionais. Assim sendo, os dados da Tabela 6 são analisados na sequência com a finalidade de responder à segunda e terceira questões de pesquisa e também atingir a completude dos objetivos principal e específico propostos neste estudo. No geral, os dados da Tabela 6 corroboram a existência de transmissão de preços entre os mercados brasileiros e internacionais. Isso porque vários coeficientes estimados relacionados ao acumulado das variações negativas e positivas nos preços do BG nas praças brasileiras apresentaram-se como transmissores estatisticamente significantes dos preços do BPA nos mercados internacionais.

Nesse contexto, destaca-se a transferência dos preços do mercado brasileiro para o uruguaio, visto que foi identificada completude na transmissão entre os mesmos e também simetria na transmissão entre os preços do BG em Minas Gerais, São Paulo, Goiás, Mato Grosso do Sul e Rondônia para o mercado do BPA uruguaio, ou seja, os aumentos e as quedas nos preços nessas praças são transmitidos na mesma magnitude. Os preços do BG em São Paulo, Mato Grosso do Sul e Goiás foram os que apresentaram maiores coeficientes de transmissibilidade para os preços do BPA no mercado uruguaio no período em estudo. Já os preços do BG no Paraná, no Rio Grande do Sul, no Mato Grosso e em Rondônia são transmitidos com assimetria para o mercado uruguaio de BPA, ou seja, a transferência via queda e aumento nos preços do BG dessas praças para o preço do BPA uruguaio difere-se em magnitude.

Além do mercado uruguaio, foi verificada também significativa transmissão de preços do BG no mercado brasileiro para o preço do BPA no mercado australiano, mas toda essa

transferência se dá com assimetria, ou seja, quedas e aumentos nos preços são transmitidos com diferenças em magnitude. Constatou-se ainda que a variação no preço do BG no estado de São Paulo é a que apresenta maior intensidade de transferência para o preço do BPA no mercado australiano. Ao evidenciar que o preço do BG paulista é o que apresentou maior relação de interdependência com os preços dos BPA uruguaio e australiano, sugere-se que, em parte, isso possa ser explicado pelo fato de a carne bovina desses três mercados se posicionar entre as de maior alcance mercadológico ou de exportação no período em estudo.

Na sequência, assinala-se que as variações nos preços do BG de seis praças brasileiras são transferidas para os preços do BPA paraguaio, mas apenas as quedas e os aumentos nos preços do BG do Mato Grosso do Sul são simetricamente transmitidas. Isso sugere que a proximidade geográfica e o fato da área fronteira sul-mato-grossense ser a maior entre os estados do Brasil que fazem fronteira com o Paraguai, agregado à proximidade das características de produção, ao posicionamento dos mesmos como importantes exportadores de carne bovina para mercados comuns e à presença de indústrias frigoríficas atuantes em ambos os mercados, contribuem para que as quedas e os aumentos nos preços do BG sul-mato-grossense sejam similarmente transmitidos para os preços do BPA paraguaio. Em contrapartida, as quedas e os aumentos nos preços do BG em Minas Gerais, São Paulo, Goiás, Paraná e Tocantins são assimetricamente transmitidas para os preços do BPA paraguaio. Além disso, é importante ressaltar que os preços do BG em São Paulo e Mato Grosso do Sul foram os que apresentaram maiores coeficientes de transmissibilidade para os preços do BPA no mercado paraguaio no período em estudo.

Assim como na relação entre o mercado brasileiro e paraguaio, averiguou-se que as variações nos preços do BG de seis praças brasileiras são transferidas para os preços do BPA argentino. Assim, foi verificada uma simetria na transmissão entre os preços do BG praticados em Goiás, Rondônia e Tocantins para o mercado do BPA argentino, ou seja, os aumentos e as quedas nos preços nessas praças são transmitidos na mesma magnitude. Sob outra perspectiva, as variações positivas e negativas nos preços do BG em Minas Gerais, São Paulo e Rio Grande do Sul são assimetricamente transmitidas para os preços do BPA argentino, com os aumentos nos preços do BG em Minas Gerais e São Paulo e as quedas no preço do BG no Rio Grande do Sul, apresentando-se com maior magnitude de transferência para os preços do BPA no mercado argentino do que em situações contrárias.

Ao verificar os coeficientes de transmissão dos preços do BG nas praças brasileiras para o preço do BPA no mercado estadunidense, notou-se que esses coeficientes são os que apresentam menores níveis de transferência se comparados aos coeficientes estimados para os demais mercados internacionais. Apesar disso, o mercado estadunidense de BPA apresentou-se como receptor de variações de preços de oito praças brasileiras, mais precisamente, Minas Gerais, São Paulo, Goiás, Mato Grosso, Paraná, Rio Grande do Sul, Rondônia e Tocantins, com as variações do mercado do Boi Gordo no estado do Paraná sendo a única a transmitir preços com simetria.

Além disso, notou-se que as quedas nos preços em Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rondônia e Tocantins são transmitidas com maior magnitude que as altas, enquanto que as altas nos preços em São Paulo, Goiás e Mato Grosso são transmitidas com maior magnitude que as quedas. Um aspecto importante na relação entre os mercados do BG brasileiro e do BPA estadunidense é que a transmissão de preços do BG de Minas Gerais e do Rio Grande do Sul para o preço do BPA estadunidense ocorre, exclusivamente, via aumento nos preços, enquanto que a transmissão dos preços do BG de São Paulo e de Goiás para o preço do BPA estadunidense advém somente das quedas de cotação. Nesse universo, vale destacar que São Paulo é a maior praça brasileira exportadora de carne bovina, tanto *in natura* quanto industrializada.

Tabela 6: Assimetria na transmissão de preços entre os mercados do boi gordo nas principais praças brasileiras de produção e comercialização e mercados internacionais de bovinos de corte em ponto de abate

MERCADO		AR		PY		UY		AUS		EUA	
		Coef. β [Est. t]	Wald Teste (χ^2)	Coef. β [Est. t]	Wald Teste (χ^2)	Coef. β [Est. t]	Wald Teste (χ^2)	Coef. β [Est. t]	Wald Teste (χ^2)	Coef. β [Est. t]	Wald Teste (χ^2)
MG	β^-	3,6160 [7,77]***	7,7144 ASSIM	1,2660 [4,39]***	51,2643 ASSIM	0,7220 [2,33]***	1,1055 SIM	0,9500 [3,89]***	3,4913 ASSIM	0,8250 [3,35]***	1,0286 ASSIM
	β^+	5,2110 [9,84]***		-1,2800 [-3,90]***		1,1240 [3,18]***		0,3870 [1,39]ns		0,5170 [1,84]ns	
SP	β^-	-1,6660 [-3,53]***	45,4752 ASSIM	-1,6400 [-5,62]***	9,4384 ASSIM	-2,6040 [-8,29]***	0,2316 SIM	-2,5240 [-10,20]***	7,5749 ASSIM	-0,0240 [-0,09]ns	12,8667 ASSIM
	β^+	-5,2720 [-14,17]***		-0,6230 [-2,70]***		-2,4320 [-9,82]***		-1,7510 [-8,96]***		-1,0390 [-5,27]***	
GO	β^-	-1,8530 [-4,34]***	2,9762 SIM	-0,6290 [-2,38]***	11,0707 ASSIM	-1,5590 [-5,48]***	0,3071 SIM	-0,8170 [-3,64]***	7,3164 ASSIM	-0,2630 [-1,16]ns	18,4547 ASSIM
	β^+	-1,3080 [-3,70]***		0,0220 [0,10]ns		-1,4420 [-6,13]***		-0,3690 [-1,99]**		0,4550 [2,43]**	
MS	β^-	0,0060 [0,01]ns	NSA	1,1440 [3,29]***	0,6717 SIM	2,5930 [6,93]***	1,8190 SIM	1,2000 [4,07]***	16,7216 ASSIM	-0,2400 [-0,80]ns	NSA
	β^+	0,1160 [0,25]ns		1,4340 [4,98]***		2,0810 [6,73]***		-0,0240 [-0,09]ns		-0,0360 [-0,14]ns	
MT	β^-	-0,2250 [-0,48]ns	NSA	0,5210 [1,82]ns	NSA	1,5900 [5,18]***	35,2598 ASSIM	0,3490 [1,44]ns	1,1604 ASSIM	-0,2500 [-1,02]ns	19,2271 ASSIM
	β^+	0,8040 [1,92]ns		0,1220 [0,47]ns		-0,5190 [-1,86]ns		0,6510 [2,96]***		0,9890 [4,46]***	
PR	β^-	-0,0800 [-0,17]ns	NSA	0,7430 [2,61]***	6,3200 ASSIM	0,2380 [0,77]ns	8,8444 ASSIM	2,4160 [10,01]***	44,5764 ASSIM	-0,7370 [-3,02]***	0,3705 SIM
	β^+	0,8230 [1,95]ns		1,6730 [6,39]***		1,4210 [5,05]***		0,3210 [1,44]ns		-0,9290 [-4,15]***	
RS	β^-	1,2060 [6,93]***	14,955 ASSIM	-0,0490 [-0,45]ns	NSA	0,4410 [3,80]***	7,5138 ASSIM	0,0220 [0,24]ns	20,9852 ASSIM	0,8540 [9,27]***	78,2389 ASSIM
	β^+	0,3940 [2,86]***		-0,1640 [-1,92]ns		0,0580 [0,63]ns		0,5270 [7,29]***		-0,1290 [-1,77]ns	
RO	β^-	-1,5280 [-4,24]***	0,0209 SIM	-0,3940 [-1,76]ns	NSA	-1,3000 [-5,42]***	0,8812 SIM	-1,1420 [-6,04]***	3,6987 ASSIM	1,0080 [5,29]***	46,7968 ASSIM
	β^+	-1,5950 [-4,37]***		-0,1080 [-0,47]ns		-1,0100 [-4,16]***		-0,6740 [-3,52]***		-0,6710 [-3,47]***	
TO	β^-	1,2150 [4,28]***	0,6872 SIM	-0,1770 [-1,00]ns	0,3076 ASSIM	0,4390 [2,32]**	15,3918 ASSIM	0,1660 [1,11]ns	65,921 ASSIM	-1,1410 [-7,60]***	134,620 ASSIM
	β^+	1,4790 [6,54]***		-0,2870 [-2,05]**		1,2740 [8,46]***		1,5280 [12,88]***		0,8220 [6,87]***	
Constante		0,0280 [2,44]	-	0,0060 [0,82]	-	0,0100 [1,28]	-	0,0140 [2,27]	-	0,0240 [3,86]	-
Estatísticas dos Modelos de Regressão											
R^2 $R^{2Ajustado}$ Est. F	AR		PY		UY		AUS		EUA		
	0,8834		0,8834		0,8702		0,9116		0,8986		
	0,8799		0,8800		0,8664		0,9090		0,8956		
255,3673***		255,5894***		226,1221***		347,9627***		298,8293***			
Diagnóstico dos Resíduos da Regressão											
Teste ADF Teste JB	AR		PY		UY		AUS		EUA		
	-6,3475***		-6,6365***		-5,0989***		-6,6508***		-5,6183***		
LM Est. F	0,0580ns		43,6302***		23,6343***		19,0372***		18,6751***		
	1045,8256***		1040,0796***		1760,5050***		951,0012***		2071,2611***		
ARCH Est. F	485,5554***		484,9544***		534,2091***		474,9311***		546,2258***		
	775,6455***		592,9761***		988,4657***		777,9621***		2001,3940***		
χ^2		346,6057***		304,7840***		383,3721***		347,0660***		476,6324***	

Nota: (β^-) acumulado das variações negativas nos preços em determinado mercado-praça, (β^+) acumulado das variações positivas nos preços em determinado mercado-praça, (SIM) simetria na transmissão de preços, (ASSIM) assimetria na transmissão de preços, (NSA) não se aplica o teste de assimetria na transmissão de preços, (Est. t) estatística t , (Est. F) estatística F , (χ^2) estatística qui-quadrado, (ADF) teste de raiz unitária aumentado de Dickey e Fuller, (JB) Jarque-Bera, (LM) teste LM para detecção autocorrelação serial, (ARCH) teste de heterocedasticidade condicional autorregressiva para verificação da hipótese de heterocedasticidade dos resíduos da regressão, (ns) sem significância estatística, (***, **, *) estatisticamente significativa ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Dados da pesquisa.

Após a apresentação dos dados dos modelos de regressão na Tabela 6, incluindo uma discussão sobre os coeficientes estimados e os resultados dos testes de assimetria na transmissão de preços entre os mercados do brasileiro do BG e internacionais de BPA, foi aferida a capacidade preditiva e robustez dos modelos com base no coeficiente de determinação $R^{2ajustado}$ e no diagnóstico dos resíduos da análise de regressão. No que se refere à capacidade preditiva dos modelos, destaca-se que os coeficientes de determinação $R^{2ajustado}$ dos modelos de regressão foram estimados em, aproximadamente, 0,90, ou seja, o conjunto de variações positivas e negativas nos preços do BG nas praças brasileiras são capazes de explicar algo em torno de 90% das variações nos preços dos BPA nos mercados internacionais.

Quanto ao diagnóstico dos resíduos dos modelos de regressão, é importante destacar que esses foram analisados com a finalidade de encampar os pressupostos de estacionariedade, normalidade, homocedasticidade, independência dos erros e linearidade. Assim sendo, optou-se pelos testes aumentado de Dickey e Fuller (1981), de Jarque e Bera (1987), LM para detecção de autocorrelação serial e de heterocedasticidade condicional autorregressiva (ARCH). Em suma, os resultados atenderam adequadamente aos pressupostos da regressão, com exceção para a normalidade dos resíduos do modelo de regressão, cujo preço do BPA no mercado argentino é a variável dependente. Além disso, diversos coeficientes angulares (*betas*) desse modelo também se apresentaram significativamente discrepantes dos coeficientes dos demais modelos de regressão. Entretanto, diante do fato de os demais pressupostos desse modelo terem sido satisfatoriamente atendidos, o quesito normalidade do resíduo não atenta de maneira categórica contra sua capacidade preditiva e robustez.

5. Conclusões

Diante do objetivo principal de verificar a interdependência e a assimetria na transmissão de preços entre os principais mercados brasileiros de BG e internacionais de BPA, os resultados da pesquisa permitem concluir que existe relação de interdependência entre os preços do BG no mercado brasileiro e os preços dos BPA nos mercados internacionais. Entretanto, a direção de causalidade entre os mesmos é significativa tão-somente dos preços do BG nas principais praças brasileiras para os preços dos BPA nos mercados internacionais. A única exceção diz respeito às variações no preço do BPA no mercado uruguaio, as quais atuam como previsoras em potencial das alterações no preço do BG do estado do Rio Grande do Sul.

Quanto à transmissibilidade de preços entre os mercados, os achados evidenciaram existir transmissão de preços entre os mercados brasileiros e internacionais, uma vez que os coeficientes angulares estimados sobre as variações negativas e positivas nos preços do BG nas praças brasileiras, e suas respectivas estatísticas, apontaram que esses coeficientes atuam como transmissores estatisticamente significantes dos preços dos BPA nos mercados internacionais.

Ao averiguar se as variações positivas e negativas nos preços de mercados interagentes são simetricamente transmitidas (ou seja, na mesma magnitude), concluiu-se que apenas a transferência do preço do BG nas praças brasileiras para o preço do BPA no mercado uruguaio é completa e simétrica para a maioria das praças brasileiras, o que sugere uma forte integração entre esses mercados. Além disso, os testes de assimetria apontaram uma integração significativa entre os preços do BG brasileiro e dos BPA australiano e paraguaio, porém com assimetria na transmissão de preços para a maioria dos casos. Em contrapartida, as transferências de preços do BG nas praças brasileiras para os preços dos BPA argentino e estadunidense evidenciaram menor nível de integração entre esses mercados, o que é corroborado pela maior assimetria na transmissão e pelos coeficientes mais discrepantes se comparados aos demais modelos de análise.

A respeito do objetivo específico de averiguar a questão da dominância na transmissão de preços do BG no mercado brasileiro para os preços dos BPA nos mercados internacionais, não foi identificada uma dominância exclusiva, mas, sim, uma prevalência conjunta na transmissão de preços do BG de São Paulo e Minas Gerais, na região Sudeste, e de Mato Grosso do Sul e Goiás, na região Centro-Oeste, para os preços dos BPA nos mercados internacionais, com simetria em boa parte das transferências entre mercados. Além disso, concluiu-se que as demais praças brasileiras também atuam como transmissoras de preços para o mercado internacional, porém com menor magnitude de transferência, conforme pôde ser observado nos valores dos coeficientes angulares estimados e, também, pela evidente assimetria na transmissão de preços entre mercados, salvo raras exceções.

Espera-se que as análises e conclusões do estudo possam contribuir para a tomada de decisão dos agentes-elos da cadeia produtiva de bovinos de corte e/ou carne bovina, tornando a administração dos preços e do risco mais efetiva. Além disso, sugere-se que estudos futuros analisem também a interdependência e a assimetria na transmissão de preços entre outros mercados de commodities agropecuárias e não agropecuárias, uma vez que as informações provenientes desses estudos podem contribuir para a melhoria da gestão de preços em diversas cadeias produtivas e respectivos setores econômicos. Ademais, abre-se caminho para que pesquisas futuras utilizem outros métodos de análise, o que permitirá comparações não apenas com os resultados deste estudo, como também expandir o campo de apreciação, contribuindo para o avanço científico e para tomada de decisão na administração dos preços e definição de estratégias de comercialização.

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, Jul./Set. 2013.

AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. In: **Selected Papers of Hirotugu Akaike**. Springer: New York, 1974. p. 215-222.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS EXPORTADORAS DE CARNES - ABIEC. **Perfil da pecuária no Brasil: relatório anual 2018**. Disponível em: <<http://abiec.siteoficial.ws/images/upload/sumario-pt-010217.pdf>> Acesso em: 10 dez. 2018.

BAILEY, D.; BRORSEN, B. W. Price asymmetry in spatial fed cattle markets. **Western Journal of Agricultural Economics**, v. 14, n. 2, p. 246-252, dec. 1989.

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.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA - CEPEA. **PIB do agronegócio brasileiro**. Disponível em: <<https://www.cepea.esalq.usp.br/br/pib-do-agronegocio-brasileiro.aspx>> Acesso em: 30 jan. 2019.

CUNHA, D. A.; LIMA, J. E.; BRAGA, M. J. Integração espacial do mercado de boi gordo: uma análise de cointegração com threshold. **Análise Econômica**, v. 28, n. 53, p. 251-267, mar. 2010.

- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, jul. 1981.
- DONG, 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.
- GAIO, L. E.; CASTRO JÚNIOR, L. G.; OLIVEIRA, A. B. 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**, v. 7, n. 3, p. 282-297, 2005.
- GILBERT, C. L.; MORGAN, C. W. Food price volatility. **Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences**, v. 365, n. 1554, p. 3023-3034, 2010.
- 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.
- GRANGER C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, v. 37, n. 3, p. 424-438, Aug. 1969.
- GRIFFITH, G. R.; PIGGOTT, N. E. ASSIMmetry in beef, lamb and pork farm-retail price transmission in Australia. **Agricultural Economics**, v. 10, n. 3, p. 307-316, 1994.
- HOUCK, J. P. An approach to specifying and estimating nonreversible functions. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 59, n. 3, p. 570-72, aug. 1977.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2/3, p. 231-254, jun./sep. 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, may. 1987.
- MATTOS, L. B.; LIMA, J. E. 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**, v. 47, n. 1, p. 249-274, jan./mar. 2009.
- OLIVEIRA NETO, O. J.; GARCIA, F. G. Cross hedging do novilho argentino no mercado futuro do boi gordo brasileiro. **Custos e @gronegocio on line**, v. 9, n. 2, p. 117-151, Abr./Jun. 2013.
- SILVA NETO, W. A.; PARRÉ, J. L. Assimetria na transmissão de preços: evidências empíricas. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 43, n. 1, p. 109-123, jan./mar. 2012.
- UNIDET STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE - USDA. **Data and Statistics**. Disponível em: <<http://apps.fas.usda.gov/psdonline/psdQuery.aspx>> Acesso em: 20 abr. 2019.
- WALD, A. Tests of statistical hypothesis concerning several parameters when the number of observations is large. **Transactions of the American Mathematical Society**, v. 54, p. 426-482, 1943.
- ZILLI, J. B.; SILVA, A. F.; CAMPOS, S. K.; COSTA, J. S. Análise da cointegração e causalidade dos preços de boi gordo em diferentes praças nas regiões sudeste e centro-oeste do Brasil. **Revista de Economia Agrícola**, v. 55, n. 2, p. 105-119, jul./dez. 2008.