



Transmissão de preços do bezerro para os preços da vaca gorda nas principais praças de bovinocultura de corte do Brasil

Odilon José de Oliveira Neto ^I
Josilene da Silva Barbosa ^{II}

Resumo

Este estudo teve por objetivo analisar a transmissão de preços do bezerro para os preços da arroba da vaca gorda nas principais praças brasileiras comercializadoras de bovinos de corte. Na pesquisa, optou-se por testes de causalidade e aplicação de modelos de regressão baseados em Houck para analisar a interdependência e transmissão corrente e antecipada (prognóstica) dos preços do bezerro para os preços da arroba da vaca gorda no período 2014/2022. Os resultados apontaram que existe relação de interdependência (causalidade) entre os preços do bezerro e os preços da arroba da vaca gorda e que as variações dos preços da vaca gorda são mais sensíveis aos aumentos do que as quedas nos preços do bezerro na maioria das praças estudadas. Como contribuição teórica, o estudo é original ao testar a simetria antecipada de preços na bovinocultura de corte. Na prática, evidências de transmissibilidade de preços entre diferentes fases-categorias de bovinos e horizontes de planejamento foram destacadas. Esses achados orientam a formulação de políticas que tornam o mercado mais previsível, oferecendo suporte aos produtores na gestão de preços e na tomada de decisões estratégicas, contribuindo para a estabilidade do setor e o fortalecimento da literatura sobre transmissão de preços.

Palavras-chave: Assimetria na transmissão de preços; Bovinos de corte; Comercialização Agropecuária.

Código JEL: Q13; D40; C22.

^I Doutor em Administração de Empresas pela Fundação Getúlio Vargas (FGV/EAESP). Professor de Finanças da Universidade Federal de Uberlândia (UFU/FACES – Campus Pontal). E-mail: professorodilon@gmail.com.br.
<https://orcid.org/0000-0002-6310-1998>

^{II} Doutora em Ciências Contábeis pela Universidade Federal de Uberlândia (UFU/FACIC). Professora de Ciências Contábeis da Universidade Federal de Uberlândia (UFU/FACES – Campus Pontal). E-mail: josilene@ufu.br
<https://orcid.org/0000-0003-0545-1057>



Price transmission from calf to finished cow prices in the major cattle markets of Brazil

Abstract

This study aimed to analyze price transmission between calf prices and finished cattle arroba prices in the major Brazilian beef cattle markets. It used causality tests and regression models based on Houck to analyze interdependency and both current and forecast price transmissions from calves to finished cattle arroba from 2014 to 2022. Findings pointed to a causal interdependency between calf prices and finished cattle arroba prices. They also showed that price variations of finished cattle were more sensitive to the rises than the drops in calf prices in most markets. As a theoretical contribution, the study is original in testing price symmetry in beef cattle production. Practically, it highlights evidence of price transmission between different phases and categories of cattle and planning horizons. These findings guide the formulation of policies that make the market more predictable, providing support to producers in price management and strategic decision-making, thereby contributing to the stability of the sector and strengthening the literature on price transmission.

Keywords: Price transmission asymmetry; Beef cattle; Livestock market.

Introdução

A administração dos preços e do risco na comercialização de bovinos é tida como um dos maiores desafios para os agentes da cadeia produtiva da bovinocultura de corte. A transmissão de preços desempenha um papel central nesse processo, pois influencia diretamente as decisões de produção e comercialização. Entender como os "choques" de preços são transmitidos entre diferentes segmentos da cadeia produtiva pode fornecer maior previsibilidade e segurança aos agentes econômicos. Gilbert e Morgan (2010) definem esses "choques" como eventos que incorporam informações que afetam os preços, podendo resultar em aumentos ou quedas. Por exemplo, no curto prazo, uma redução brusca na oferta de um produto tende a elevar seus preços, enquanto o aumento da oferta pode levar à queda.

A importância de estudar a transmissão de preços agropecuários é destacada por Oliveira Neto, Figueiredo e Wander (2022), que afirmam que essa análise é crucial não apenas para informar a tomada de decisões nas cadeias produtivas, mas também para gerar conhecimento que melhore a administração dos riscos de preços. Desse modo, ao fornecer dados e informações que tornam as decisões nas cadeias agroindustriais mais eficazes, é possível contribuir para a sustentabilidade econômica do agronegócio, um dos principais setores da economia brasileira,



responsável por cerca de um quarto do produto interno bruto em 2022 (CEPEA, 2023).

Dentre as cadeias produtivas que compõem o agronegócio brasileiro, a bovinocultura de corte é uma mais representativas, especialmente devido ao impacto econômico gerado pela produção, industrialização, consumo interno e exportação de carne bovina. No entanto, essa cadeia é marcada por uma significativa volatilidade de preços, tanto para bovinos em ponto de abate (boi gordo e vaca gorda) quanto para bovinos de reposição (bezerros e novilhas). A relação entre os preços da vaca gorda e do bezerro, em particular, é pouco explorada, mas de extrema importância para entender o funcionamento dos mercados regionais e ajustar estratégias de comercialização.

Com cerca de 12% do rebanho mundial de bovinos e 17% das exportações globais de carne bovina, o Brasil lidera em número de bovinos de corte e na exportação de carne. O Brasil atingiu, em 2022, a 2ª posição no *ranking* mundial na produção de carne bovina com, aproximadamente, 14% do total produzido, ficando atrás apenas dos Estados Unidos da América (EUA), que atingiu em torno de 18% da produção mundial. Além disso, ressalta-se que o Brasil consome 10,2 % do total da carne bovina produzida no mundo e posiciona-se como terceiro maior mercado consumidor, com os EUA e a China colocando-se como o primeiro e o segundo maiores mercados, sendo demandantes de 17,5% e 13,5%, respectivamente, do total de carne bovina produzida no mundo (ABIEC, 2023; USDA, 2023).

Além desses números, verificou-se, no período 2020-2022, um aumento expressivo do preço da arroba do boi gordo, o qual foi alavancado, em parte, pela pandemia (Covid-19), o que, supostamente, contribuiu para a elevação dos preços do boi magro e de bezerros e, hipoteticamente, incentivou a maior retenção de vacas e novilhas, as quais apresentaram diminuição de 5% no volume abatido no período 2020-2021. Quanto à reposição na bovinocultura de corte, salienta-se o aumento entre 3,5% e 6% no abate de fêmeas (vacas gordas e novilhas em ponto de abate) entre 2017 e 2019, comparando-se ao ano de 2015, e a respectiva diminuição de um índice aproximado de 6,5% e 7,7% da oferta de bezerros desmamados em 2020 e 2021 (ANUALPEC, 2023).

Nesse sentido, Oliveira Neto, Figueiredo e Rezende (2018) expõem que, em hipótese, a variação dos preços da arroba da vaca gorda pode estar associada a inúmeros fatores, dentre os quais destacam-se: (i) os preços mais atrativos em decorrência de escalas curtas de abate e da baixa oferta de boi gordo; (ii) a alta de preços motivada pelo aumento da exportação de carne bovina; (iii) o descarte de fêmeas não prenhas; (vi) o maior volume de fêmeas provenientes de rebanhos com maior aptidão para corte (conversão alimentar, precocidade etc.) e que, geralmente, apresentam rendimento de carcaça superior; e (v) os ciclos de preço de bovinos de reposição (bezerros e bezerras) abaixo dos patamares considerados ideais, entre



outros fatores. Dentre os fatores elencados, este último foi selecionado como um dos basilares para consecução deste estudo.

Destaca-se que, mesmo que, em determinados períodos, apresente-se uma melhor previsibilidade do comportamento da evolução do rebanho na pecuária de corte, especialmente, no que tange ao estoque e aos preços de vacas e novilhas, geralmente, não se têm informações precisas quanto a importantes características que geram dúvidas, como: a) qual o percentual de vacas abatidas é fruto de descarte por infertilidade? b) qual o volume de vacas de descarte é originário de rebanhos leiteiros? c) qual a proporção de vacas e novilhas provenientes de regimes de confinamento e/ou semiconfinamento, entre outras.

Todavia, ao considerar a relevância das fêmeas de bovinos de corte para o fornecimento de bovinos de reposição, pressupõe-se que o preço da vaca gorda apresente associação com o preço do bezerro, dado que, hipoteticamente: (i) a elevação dos preços dos bezerros qualificados para corte e o consequente estímulo ao acréscimo do estoque de fêmeas de bovinos em ponto de reprodução (vacas e novilhas) acarretariam no aumento no preço da arroba da vaca gorda; e (ii) a queda nos preços dos bezerros qualificados para corte e o consequente desestímulo à manutenção ou incremento do estoque de fêmeas de bovinos em ponto de reprodução (vacas e novilhas) acarretariam na diminuição no preço da arroba da vaca gorda.

Além desse debate, destaca-se a existência de importantes estudos científicos que trataram da relação entre os preços de bovinos de corte, incluindo-se os que abrangem exclusivamente a transmissão entre os preços do boi gordo em diferentes mercados (Bailey; Brorsen, 1989; Diakosawas, 1995; Gaio; Castro Júnior; Oliveira, 2005; Oliveira Neto; Figueiredo; Wander, 2022), os que abordam a associação entre os preços do boi gordo, do boi magro e do bezerro (Sachs; Martins, 2007; Sachs; Pinatti, 2007; Boechat, 2013) e outros que avaliaram a relação entre os preços da carne bovina e de bovinos em ponto de abate (Bakucs; Fertő, 2006; Dong *et al.*, 2018).

Destarte, ao examinar a literatura científica sobre transmissão de preços na cadeia produtiva da bovinocultura de corte, notou-se que os estudos praticamente ignoram a relação entre os preços da vaca gorda e dos bezerros desmamados. Outro problema verificado no âmbito da literatura, mais precisamente, da brasileira, se deve ao fato de que a maioria dos estudos avaliam a relação entre os preços de mercados considerados secundários (receptores) com um mercado central (transmissor), sendo esse último representando, preponderantemente, pelo indicador do boi gordo (média ponderada dos preços da arroba do boi gordo no Estado de São Paulo) divulgado pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA, 2023). Ou seja, desconsidera-se o fato de que o preço do bovino de reposição seja negociado na mesma praça em que é realizada a comercialização



do bovino em ponto de abate. Diante disso, este estudo visa abordar a relação entre os preços da arroba da vaca gorda e dos bezerros na praça em que ambos são efetivamente comercializados.

Ademais, após elencar números, discussões e problemáticas teórico-empíricas sobre a associação entre os preços na bovinocultura de corte é que emergiram os seguintes questionamentos: (i) existe relação de interdependência entre os preços do bezerro e da arroba da vaca gorda nas praças em que eles são comercializados? (ii) ocorre transmissibilidade de preços entre esses bovinos de corte? E, ainda, caso ocorra essa transferência de preços, (iii) as variações positivas e negativas nos preços do bezerro são transmitidas na mesma magnitude para os preços da arroba da vaca gorda? Diante dessas questões de pesquisa, objetivou-se, com este estudo, analisar a transmissão de preços do bezerro para os preços da arroba da vaca gorda nas principais praças brasileiras comercializadoras de bovinos de corte.

Atingido o objetivo, espera-se que a presente pesquisa colabore com o avanço no conhecimento sobre a relação entre os preços dos bezerros e da arroba da vaca gorda, o que pode contribuir para tornar mais eficiente a comercialização e a respectiva administração dos preços na bovinocultura de corte, ainda mais ao considerar que o conjunto de informações associadas aos preços podem apoiar a tomada de decisão dos produtores (pecuaristas) e outros agentes da cadeia produtiva da bovinocultura de corte, tanto no curto quanto no longo prazo.

Fundamentação teórica

Com a intenção de embasar teoricamente e facilitar o entendimento sobre a temática transmissão de preços no mercado de bovinos de corte e de carne bovina, são expostos e debatidos, na sequência, os resultados de relevantes estudos científicos publicados em periódicos nacionais e internacionais, bem como são levantadas características, particularidades e similaridades dessas pesquisas.

Uma das investigações pioneiras no debate sobre assimetria na transmissão de preços pecuários foi realizada por Bailey e Brorsen (1989). Nesse estudo, foi averiguada a transmissão de preços espaciais entre quatro mercados regionais norte-americanos de bovinos de corte, propriamente: Texas, Nebraska, Colorado e Utah. A transmissão de preços entre esses mercados foi tida como assimétrica, haja vista as transferências via aumentos e quedas nos preços propagando com diferenças em intensidade e velocidade. Com escopo mais abrangente no âmbito da interdependência entre mercados, Diakosawas (1995) examinou a relação entre os preços de bovinos de corte australianos e norte-americanos, evidenciando a inter-relação incompleta entre os preços nesses mercados.

Enquanto Bailey e Brorsen (1989) e Diakosawas (1995) tiveram como foco o estudo da transmissão de preços espacial (entre mercados), Goodwin e Holt (1999) avaliaram a transmissão vertical de preços (entre elos da cadeia produtiva), mais precisamente, a propagação de preços entre os elos atacadista e varejista de carnes. Os resultados apontaram a existência de atrasos significativos no ajuste de preços em vários níveis no canal de comercialização de carnes, o que indica assimetria na transmissão de preços, corroborando achados do estudo de Bailey e Brorsen (1989).

Ao seguir o escopo da investigação de Bailey e Brorsen (1989), Gaio, Castro Júnior e Oliveira (2005) estudaram a integração e a transmissão entre os preços da arroba do boi gordo praticados na Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F) e nas principais praças brasileiras de bovinocultura de corte. À vista disso, os autores concluíram que os mercados são espacialmente integrados, dado que o choque no preço da arroba do boi gordo na BM&F age como disseminador de transferência de preços para a arroba do boi gordo nas principais praças brasileiras de bovinocultura de corte.

Ao destacar a importância de se estudar a relação entre os preços do boi gordo e de bovinos de corte em outras fases de produção (recria e engorda), Sachs e Martins (2007) e Sachs e Pinatti (2007) verificaram as consequências dos choques nos preços do boi gordo sobre os preços do bezerro e do boi magro no mercado paulista. Sachs e Martins (2007) concluíram que os preços do boi gordo e do bezerro não apresentaram relacionamento equilibrado no longo prazo, apesar de o preço do boi gordo ter tido forte influência sobre os preços do bezerro. Já Sachs e Pinatti (2007) concluíram que houve causalidade unidirecional dos preços do boi gordo para os preços do boi magro.

Boechat (2013) também analisou os efeitos dos choques nos preços do boi gordo sobre os preços do boi magro. O estudo compreendeu o período 2000-2012 e, assim como Sachs e Pinatti (2007), corroborou a hipótese de que o preço do boi gordo influencia no preço do boi magro no curto prazo. Boechat (2013) utilizou-se de metodologia semelhante à de Bakucs e Fertö (2006), que analisaram a transmissão de preços na cadeia produtiva da carne bovina húngara no período 1992-2000 e concluíram que o direcionamento causal dos preços se propaga do elo produtor para o elo varejista e que a transmissão de preços vertical é simétrica no curto e no longo prazo.

Diante de possibilidade de analisar a relação entre mercados regionais e com foco no elo varejista da cadeia produtiva da carne bovina, Dong *et al.* (2018) avaliaram a transmissão de preços de carne bovina entre os mercados australiano, chinês e do sudeste asiático. Os procedimentos econométricos se assemelharam aos utilizados nas pesquisas de Bakucs e Fertö (2006) e Boechat (2013), com destaque para os testes de causalidade de Granger (1969) e de impulso-resposta. Destarte, os autores concluíram que as variações nos preços da carne bovina



australiana não são transmitidas para os mercados chinês e vietnamita, mas impactam nos preços do mercado indonésio. Ademais, Dong *et al.* (2018) atestaram que os mercados australiano e chinês independem dos demais mercados do sudeste asiático, tendo em vista as volatilidades causadas por alterações advindas do próprio mercado.

Pesquisas mais recentes, como as de Silva, Oliveira Neto e Figueiredo (2020) e Oliveira Neto, Figueiredo e Wander (2022), também abordaram a transmissão de preços entre mercados de bovinos de corte e de carne bovina. Sob uma perspectiva de verificação da relação entre produtos substitutos, Silva, Oliveira Neto e Figueiredo (2020) analisaram a associação entre os preços da arroba do boi gordo com os preços das carnes bovina a nível de atacado (cortes dianteiro, traseiro e casado) e suína e de frango no período 2006-2017. Como principal conclusão do estudo de Silva, Oliveira Neto e Figueiredo (2020), destaca-se a admissão da dominância do preço da arroba do boi gordo na transmissão de preços no mercado brasileiro de carnes bovina, suína e de frango.

Assim como Diakosawas (1995), Oliveira Neto, Figueiredo e Wander (2022) também analisaram a transmissão espacial de preços de bovinos de corte no âmbito de mercados internacionais. Em suma, Oliveira Neto, Figueiredo e Wander (2022) analisaram a interdependência e transmissão de preços entre os principais mercados brasileiros e internacionais de bovinos de corte em ponto de abate no período 2007-2018. Nesse estudo, eles optaram por testes de causalidade e de cointegração, bem como a aplicação de um modelo de regressão múltipla para análise da hipótese de simetria na transmissão de preços. Como resultado, Oliveira Neto, Figueiredo e Wander (2022) identificaram a relação de interdependência entre os preços dos bovinos de corte em ponto de abate no mercado brasileiro e nos mercados internacionais e concluíram, também, que a direção da transmissibilidade entre eles é significativa tão-somente dos preços das principais praças brasileiras para os preços nos mercados internacionais.

Ao fim desta seção de revisão de literatura, merece destaque, principalmente, o fato de que, mesmo diante da importância da volatilidade e da sua possível transmissão de preços espacial (entre mercados) e vertical (entre elos-agentes da cadeia produtiva), tem-se uma carência de respostas quanto à transferência de preços de diferentes categorias de bovinos comercializados na cadeia produtiva da bovinocultura de corte. Nesse sentido, é importante ressaltar que, ao observar que a literatura praticamente ignora o problema da transmissão dos preços do bezerro para os preços da arroba da vaca gorda, perde-se a oportunidade de gerar informações importantes quanto à transferência de preços em mercados de bovinos que interagem entre si, incluindo-se elementos como interdependência e simetria, o que, em perspectiva, são informações relevantes para a tomada de decisão de agentes que atuam na cadeia produtiva da bovinocultura de corte.



Metodologia

Caracterização do estudo e dados da pesquisa

Com a finalidade de atingir os objetivos do presente estudo, propôs-se uma abordagem quantitativa com suporte em um conjunto específico de métodos e técnicas estatísticas. Assim sendo, na sequência, discorre-se sobre a caracterização das séries de preços, incluindo fontes de obtenção dos dados, bem como apresenta, no item 3.2, o procedimento econométrico utilizado na busca de respostas para as questões de pesquisa e com o propósito de atingir o objetivo do estudo.

Os dados da pesquisa são compostos pelas séries de preços médios mensais em reais do bezerro (unidade animal: bezerro desmamado, com idade entre 7 e 12 meses, raças de corte com peso médio de 200 quilogramas/peso vivo) e de preços médios mensais em reais por arroba/peso vivo da vaca gorda nas principais praças brasileiras de comercialização de bovinos de corte no período compreendido entre janeiro de 2014 e dezembro 2022, totalizando 108 observações.

As séries de preços foram obtidas junto à provedora de serviços de informação *IHS Markit* da *S&P Global* e têm como origem cotações de boletins pecuários compendiados no Anuário da Pecuária Brasileira publicado pela instituição. Por sua vez, o recorte temporal foi definido com base na disponibilidade de dados sucessivos e ininterruptos. Além disso, as séries de preços foram logaritmizadas 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.

No que se refere à representação regional do rebanho bovino brasileiro, o destaque vai para as regiões/estados: (i) Centro-Oeste, com os Estados de Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Goiás, respondendo por 35% do total e ocupando, respectivamente, a 1ª, 2ª e 3ª posições no *ranking*; (ii) Sudeste, com os Estados de Minas Gerais e São Paulo, abarcando 16% do total e ocupando, respectivamente, a 3ª e 9ª posições no *ranking*; (iii) Norte, com os Estados do Pará, de Rondônia e de Tocantins, compreendendo 17,8% do total e ocupando, respectivamente, a 5ª, 7ª e 11ª posições no *ranking*; e (iv) Sul, com os Estados do Rio Grande do Sul e Paraná, abrangendo 11,4% do total e ocupando, respectivamente, a 6ª e 8ª posições no *ranking* (ABIEC, 2023).

Diante desses números, as praças (região/localidade/estado) selecionadas com base na relevância mercadológica da comercialização do bezerro e da vaca gorda e na disponibilidade das cotações desses bovinos para consecução da pesquisa foram as seguintes: Região Centro-Oeste (Goiânia/GO, Sul Goiano/GO, Campo Grande/MS, Dourados/MS, Três Lagoas/MS, Cáceres/MT e Sinop/MT), Região Sudeste (Triângulo Mineiro/MG e Noroeste Paulista/SP), Região Sul (Maringá/PR), Região Norte (Redenção/PA, Cacoal/RO, Araguaína/TO e Gurupi/TO).



Além do fator disponibilidade dos dados por parte da provedora de serviços de informação *IHS Markit da S&P Global*, levou-se em consideração no aspecto relevância mercadológica das praças selecionadas para realização da pesquisa, o fato das praças de Goiânia/GO, Sul Goiano/GO, Campo Grande/MS, Dourados/MS, Três Lagoas/MS, Cáceres/MT e Sinop/MT, serem consideradas as principais no quesito cria e recria da Região Centro-Oeste, que é a maior responsável pelo abate de fêmeas de bovinos do Brasil, atingindo, em média, aproximadamente 33% do total de vacas e novilhas abatidas no país no quadriênio 2019-2022 (ANUALPEC, 2023; IBGE, 2023). Agregado a isso, neste mesmo período, os Estados de Goiás, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul foram responsáveis por aproximadamente 40% da oferta de bezerros desmamados do Brasil (ANUALPEC, 2023).

O mesmo critério de seleção se aplicou às praças do Triângulo Mineiro/MG e Noroeste Paulista/SP, na Região Sudeste; de Redenção/PA, Cacoal/RO, Araguaína/TO e Gurupi/TO, na Região Norte; e de Maringá/PR, na Região Sul. Isso porque, em conjunto, os Estados de Minas Gerais, São Paulo, Pará, Rondônia, Tocantins e Paraná, cujas praças selecionadas são referências na bovinocultura de corte, atingiram em média cerca de 40% do total de fêmeas de bovinos abatidas no Brasil no quadriênio 2019-2022 (ANUALPEC, 2023; IBGE, 2023). Além disso, neste mesmo período, juntos, esses estados foram responsáveis por aproximadamente 25% da oferta de bezerros desmamados do Brasil (ANUALPEC, 2023).

Procedimentos econométricos de análise dos dados

Para averiguar a relação de interdependência e a transmissão de preços do bezerro para os preços da arroba da vaca gorda nas principais praças brasileiras comercializadoras de bovinos de corte, foi definido um procedimento 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 os desvios em torno dos preços médios e examinar a associação linear entre os preços.

Em seguida, aplicou-se o teste de raiz unitária aumentado de Dickey e Fuller (1981), representado pela sigla ADF, com o objetivo de examinar se as propriedades estatísticas das séries são mantidas ao longo do tempo. Identificou-se que as séries tornam-se estacionárias na primeira diferença. Este procedimento de transformação das séries, tornando-as estacionárias, foi adotado para evitar a obtenção de resultados espúrios durante a análise de regressão.

O próximo passo foi aplicar o teste de causalidade de Granger (1969) para as variáveis estacionárias y_t e x_t , iniciando-se com a especificação do modelo autorregressivo unidirecional dos preços do bezerro em direção aos preços da

arroba da vaca gorda, conforme equação (1), em que se assume que e_{yt} é o termo de erro não correlacionado no tempo.

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

Desse modo, permitiu-se: a) verificar se valores passados da série x (variação nos preços do bezerro) ajudam a prever valores da série y (variação nos preços da arroba da vaca gorda); b) determinar se a série x outra é uma variável preditiva da série y ; c) averiguar se valores passados de x contribuem significativamente para a previsão de y ; d) apurar se os coeficientes de x são estatisticamente diferentes de zero, indicando que x tem um papel preditivo em relação a y ; e) verificar se os coeficientes da série y são estatisticamente diferentes de zero, o que ajudaria a estabelecer a independência entre x e y .

Após a averiguação da causalidade entre os preços do bezerro e da arroba da vaca gorda, o estudo prosseguiu com a análise da transmissão de preços e verificação da hipótese de simetria, que tem como foco examinar a existência ou não de divergência na magnitude da transferência de aumentos ou reduções nos preços. Destarte, optou-se pelo uso de uma versão adaptada do modelo proposto por Houck (1977) para testar a hipótese de simetria na transmissão dos preços do bezerro para os preços da arroba da vaca gorda nas praças de bovinocultura de corte em estudo.

O modelo de Houck (1977) foi bastante utilizado em estudos empíricos, dentre os quais, destacam-se, internacionalmente, como referências de sua aplicação, as pesquisas elementares de Kinnucan e Forker (1987) e de Griffith e Piggott (1994). Além desses, destaca-se também o estudo de Oliveira Neto, Figueiredo e Wander (2022), que aplicaram uma versão multivariada baseada no modelo de Houck (1977) para testar a hipótese de simetria na transmissão de preços entre os principais mercados brasileiros e internacionais de bovinos de corte em ponto de abate.

Ao atentar para a presente pesquisa, destaca-se que, em virtude de esta ter a finalidade de analisar a transmissão de preços do bezerro para os preços da arroba da vaca gorda na mesma localidade (praça de comercialização), optou-se por um modelo que permitiu verificar se as variações positivas e negativas nos preços são transmitidas na mesma magnitude. Assim sendo, a equação 2, a seguir, representa a modelo de regressão aplicado na análise da assimetria na transmissão dos preços do bezerro para os preços da arroba da vaca gorda.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \sum \Delta X_{1t}^+ + \beta_1 \sum \Delta X_{1t}^- + \varepsilon_t \quad (2)$$

Em que:

$$\Delta X_t^+: X_t - X_{t-1}, \text{ se } X_t > X_{t-1}, 0, \text{ caso contrário.} \quad (3)$$

$$\Delta X_t^-: X_t - X_{t-1}, \text{ se } X_t < X_{t-1}, 0, \text{ caso contrário.} \quad (4)$$

Uma vez estimados os coeficientes angulares representados por beta (β), em que β_0 é a constante da regressão e β_1^+ e β_1^- são os coeficientes das variações positivas e negativas dos preços do bezerro, foi aplicado o teste de Wald sob a

hipótese de simetria na transmissão de preços (STP). Para a hipótese nula, $h_0: \beta_1^+ = \beta_1^- \neq 0$, as variações positivas e negativas nos preços do bezerro são estatística e igualmente transmitidas em magnitude para os preços da arroba da vaca gorda, concluindo-se pela STP. No caso de rejeição da hipótese nula, não se rejeita a hipótese alternativa, $h_1: \beta_1^+ \neq \beta_1^- \neq 0$, pela qual as variações positivas e negativas nos preços do bezerro são estatística e diferentemente transmitidas em magnitude para os preços da arroba da vaca gorda, concluindo-se pela assimetria na transmissão de preços (ATP). No caso em que $\beta_1^+ = \beta_1^- = 0$, não se aplica o teste de hipóteses, porquanto não há transmissão de preços.

Resultados e discussão

Inicialmente, apresenta-se o as medidas de tendência central e dispersão dos preços médios em reais da arroba da vaca gorda e do bezerro nas principais praças brasileiras de bovinocultura de corte (2014/2022), conforme a Tabela 1. Nota-se que os preços do bezerro são bastante semelhantes. Essa proximidade é mais evidente em nível regional, com diferenças de: (i) 3,11% na Região Centro-Oeste, entre Dourados/MS e Sinop/MT; (ii) 5,39% nas Regiões Sudeste e Sul, entre Noroeste Paulista/SP e Triângulo Mineiro/MG; e (iii) 6,18% na Região Norte, entre Gurupi/TO e Cacoal/RO.).

Essa proximidade também é observada nos preços da arroba da vaca gorda: (i) na Região Centro-Oeste, a diferença entre a praça mais cara (Três Lagoas/MS) e a mais barata (Sinop/MT) é de 5,64%; (ii) no Sudeste e Sul, 4,34% entre Noroeste Paulista/SP e Triângulo Mineiro/MG; e (iii) no Norte, 3,11% entre Araguaína/TO e Cacoal/RO. Os preços médios mais altos do bezerro e da arroba da vaca gorda foram registrados no Noroeste Paulista/SP, uma das principais praças de comercialização de bovinos de corte do Brasil. Essa cotação elevada é atribuída ao fato de o mercado ser referência na comercialização e precificação da arroba do boi gordo e da carne bovina (in natura e industrializada), associando, hipoteticamente, as cotações da vaca gorda (abate) e do bezerro (reposição).

No campo da dispersão, destaca-se que o coeficiente de variação dos preços do bezerro e da arroba da vaca gorda foi menor nas praças das Regiões Sul e Sudeste (Maringá/PR e Noroeste Paulista/SP). Isso sugere maior previsibilidade dos preços nessas praças, provavelmente porque são referências na comercialização de bovinos de corte e se posicionarem entre as maiores consumidoras de carne bovina, o que, em hipótese, permite uma predição mais precisa dos preços. Em contraste, as praças da Região Norte apresentaram a maior dispersão de preços.



Tabela 1 - Estatística descritiva dos preços em reais do bezerro e da arroba da vaca gorda nas principais praças brasileiras de bovinocultura de corte no período 2014/2022

Região/Praça	Bezerro (reais por unidade animal)													
	Centro-Oeste							Sudeste		Sul	Norte			
	Goiânia	Sul Goiano	Campo Grande	Dourados	Três Lagoas	Cáceres	Sinop	Noroeste Paulista	Triângulo Mineiro	Maringá	Redenção	Cacoal	Araguaína	Gurupi
Média	1592,19	1622,86	1628,49	1629,27	1609,05	1609,58	1578,46	1697,97	1606,44	1623,99	1521,07	1459,04	1544,92	1555,26
Mediana	1269,00	1300,00	1300,00	1287,50	1300,00	1280,00	1250,00	1368,00	1268,90	1309,50	1202,40	1150,00	1234,50	1234,00
Máximo	3032,50	3072,50	3160,00	3160,00	3105,00	3064,30	3073,80	3267,50	3160,00	3140,00	2895,20	2827,50	3038,10	2976,20
Mínimo	650,00	780,00	900,00	830,00	850,00	800,00	850,00	830,00	670,00	803,00	680,00	710,00	700,00	730,00
DP	693,36	681,39	669,02	679,46	660,83	701,57	691,81	689,09	718,85	670,38	629,96	645,89	699,46	674,51
CV%	43,55	41,99	41,08	41,70	41,07	43,59	43,83	40,58	44,75	41,28	41,42	44,27	45,27	43,37
Assimetria	0,869	0,861	0,955	0,967	0,932	0,987	1,022	0,875	0,907	0,937	0,892	0,935	0,869	0,891
Curtose	2,306	2,264	2,363	2,390	2,355	2,371	2,459	2,296	2,317	2,347	2,252	2,369	2,265	2,249
Est. JB	15,60	15,64	18,06	18,34	17,34	19,12	19,92	15,87	16,76	17,57	16,69	17,36	15,88	16,67
p-valor	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Região/Praça	Vaca Gorda (reais por arroba)													
	Centro-Oeste							Sudeste		Sul	Norte			
	Goiânia	Sul Goiano	Campo Grande	Dourados	Três Lagoas	Cáceres	Sinop	Noroeste Paulista	Triângulo Mineiro	Maringá	Redenção	Cacoal	Araguaína	Gurupi
Média	167,76	168,95	168,72	168,32	169,07	163,95	159,56	176,78	169,10	172,44	161,98	158,13	163,20	163,05
Mediana	133,30	133,52	133,80	134,00	134,50	127,90	123,00	142,00	135,33	140,30	124,20	126,00	127,50	127,60
Máximo	308,70	310,10	305,40	303,20	306,25	299,95	298,05	310,25	308,70	295,81	287,00	292,86	289,10	287,95
Mínimo	99,20	99,60	101,70	102,50	103,10	91,10	85,30	106,00	98,50	105,40	87,70	91,00	90,30	92,20
DP	64,45	64,64	64,03	63,81	63,20	64,78	65,45	64,17	64,51	62,48	65,12	62,71	64,74	63,84
CV%	38,42	38,26	37,95	37,91	37,38	39,51	41,02	36,30	38,15	36,23	40,20	39,66	39,67	39,15
Assimetria	0,993	1,004	1,013	1,020	1,020	1,048	1,052	0,980	0,988	0,995	0,940	1,044	0,936	0,948
Curtose	2,331	2,367	2,360	2,367	2,377	2,449	2,455	2,296	2,359	2,306	2,167	2,437	2,181	2,200
Est. JB	19,56	19,75	20,12	20,33	20,29	20,93	21,07	19,35	19,23	19,81	18,84	20,85	18,62	18,89
p-valor	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Nota: (DP) desvio padrão dos preços, (CV%) coeficiente de variação dos preços, (Est. JB) estatística-teste Jarque-Bera, (p-valor) probabilidade da estatística-teste Jarque-Bera. Fonte: Dados da pesquisa.



As estimativas de curtose e assimetria dos dados, apresentadas na Tabela 1, indicam uma distribuição não normal, platicúrtica, com assimetria moderada à direita. As estatísticas do teste de Jarque e Bera (1987) confirmaram a rejeição da hipótese de normalidade das séries de preços em reais do bezerro e da arroba da vaca gorda nas principais praças brasileiras de bovinocultura de corte.

A Tabela 2 apresenta as estatísticas dos testes de correlação linear e de causalidade. Uma forte correlação linear positiva entre os preços do bezerro e da arroba da vaca gorda nas praças estudadas. Embora a correlação não indique causalidade diretamente, ela sugere uma interdependência entre os preços, o que justifica a necessidade de se investigar a relação de causalidade e transmissibilidade.

Após constatar a correlação linear entre os preços, a pesquisa investigou se há interdependência entre os preços do bezerro e da arroba da vaca gorda nas praças estudadas. O teste de causalidade de Granger (1969) foi aplicado para analisar a direção causal dos preços no curto prazo. Os resultados da Tabela 2 confirmam a existência de causalidade, mostrando que as alterações passadas nos preços do bezerro são preditoras robustas das variações nos preços correntes da arroba da vaca gorda, exceto nas praças de Redenção/PA e Gurupi/TO, ambas na Região Norte.

Ao comparar os resultados da Tabela 2 com estudos anteriores sobre a comercialização de bovinos de corte, observou-se que eles corroboram as conclusões de Sachs e Martins (2007) e de Sachs e Pinatti (2007) que, ao pesquisarem exclusivamente os preços no mercado de reposição de bovinos de corte no Estado de São Paulo no período 1995-2006, verificaram que os preços do boi gordo influenciaram significativamente os preços do bezerro e do boi magro.

Além de Sachs e Martins (2007) e Sachs e Pinatti (2007), Oliveira Neto, Figueiredo e Wander (2022) também aplicaram testes de causalidade e identificaram uma interdependência entre os preços do boi gordo no Brasil e bovinos de corte em ponto de abate nos mercados internacionais. No entanto, a direção da causalidade foi significativa apenas dos preços do boi gordo nas principais praças brasileiras para os preços nos mercados internacionais.



Tabela 2 - Correlação Linear de Pearson e Causalidade de Granger entre os preços em reais do bezerro e da arroba da vaca gorda nas principais praças brasileiras de bovinocultura de corte no período 2014/2022

Região	Praça	Correlação			Causalidade	
		ρ	t	p -valor	F	p -valor
Centro-Oeste	Goiânia	0,9742***	4.420.690	0,0000	254.489*	0,0836
	Sul Goiano	0,9751***	4.506.807	0,0000	433.053**	0,0157
	Campo Grande	0,9853***	5.900.873	0,0000	391.902**	0,0230
	Dourados	0,9753***	4.523.414	0,0000	481.205***	0,0100
	Três Lagoas	0,9818***	5.302.373	0,0000	389.262**	0,0236
	Cáceres	0,9911***	7.647.153	0,0000	385.986**	0,0243
	Sinop	0,9878***	6.503.416	0,0000	408.824**	0,0196
Sudeste	Noroeste Paulista	0,9791***	4.929.544	0,0000	218.763*	0,0975
	Triângulo Mineiro	0,9768***	4.672.228	0,0000	319.121**	0,0453
Sul	Maringá	0,9856***	5.970.273	0,0000	594.959***	0,0036
Norte	Redenção	0,9805***	5.107.967	0,0000	0.97276 ^{ns}	0,3816
	Cacoal	0,9742***	4.419.008	0,0000	237.399*	0,0983
	Araguaína	0,9787***	4.884.855	0,0000	292.682*	0,0582
	Gurupi		0,9825***		5.404.755	0,0000 170.882 ^{ns} 0,1863

Nota: (ρ) Correlação linear de Pearson, (t) estatística t do teste de correlação linear de Pearson, (p -valor) significância estatística do teste, (F) Estatística F do teste de causalidade de Granger, (^{ns}) sem significância estatística, (***, **, *) valor estatisticamente significativo ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Fonte: Dados da pesquisa.

Após o teste de causalidade confirmar a interdependência e a capacidade preditiva de curto prazo dos preços da vaca gorda em relação às variações passadas nos preços do bezerro, o estudo apresenta os dados das Tabelas 3 e 4. Os coeficientes e as estatísticas da regressão responderam às duas últimas questões de pesquisa: (ii) ocorre transmissibilidade de preços entre esses bovinos de corte? E, caso seja identificada a transferência de preços; e (iii) as variações positivas e negativas nos preços do bezerro são transmitidas na mesma magnitude para os preços da vaca gorda?

Na Tabela 3, verificou-se se há transmissão corrente (de curto prazo) dos preços do bezerro para os preços da arroba da vaca gorda e testou-se a hipótese de simetria na transmissão de preços. A Tabela 4, por sua vez, possibilitou verificar se existe transmissão antecipada (prognóstica) dos preços do bezerro para os preços da arroba da vaca gorda.

Os dados da Tabela 3 mostram que há transmissão corrente dos preços do bezerro para os preços da arroba da vaca gorda nas principais praças brasileiras de bovinocultura de corte. Em oito das quatorze praças analisadas ($\cong 60\%$), a transferência é assimétrica, sendo elas: Goiânia/GO, Campo Grande/MS, Dourados/MS, Três Lagoas/MS, Cáceres/MT, Triângulo Mineiro/MG, Redenção/PA, Araguaína/TO. Nas Regiões Centro-Oeste, Sudeste e Norte, os coeficientes betas



positivos variam entre ($\beta_i^+ \cong 0,76$ e $\beta_i^+ \cong 0,85$) e os coeficientes betas negativos ficaram entre ($\beta_i^- \cong 0,55$ e $\beta_i^- \cong 0,79$). O teste de Wald confirmou que essa diferença é estatisticamente significativa, indicando que os aumentos nos preços do bezerro têm maior impacto sobre os preços da arroba da vaca gorda do que as quedas.

Esse achado é consistente com o do estudo pioneiro de Bailey e Brorsen (1989), que analisaram a transmissão espacial de preços de bovinos de corte nos estados norte-americanos do Colorado, Nebraska, Texas e Utah. Eles observaram que os ajustes nos aumentos e quedas nos preços ocorriam com magnitudes diferentes, levando a conclusão de assimetria na transmissão. Além disso, os coeficientes betas do presente estudo são semelhantes aos coeficientes de transmissão inferiores a um ($\beta_i < 1$) dos preços do boi gordo na BM&F para os preços do boi gordo das principais praças dos Estados de Goiás, Minas Gerais, Paraná e São Paulo, estimados por Gaio, Castro Júnior e Oliveira (2005).

Os dados da Tabela 3 indicaram as praças com transmissão simétrica dos preços do bezerro para os preços da arroba da vaca gorda, sendo elas: Sul Goiano/GO, Sinop/MT, Noroeste Paulista/SP, Maringá/PR, Cacoal/RO e Gurupi/TO. Nessas praças, os coeficientes betas para aumentos e quedas nos preços do bezerro não apresentaram diferenças estatísticas, conforme o teste de Wald ($\beta_i^+ = \beta_i^- \neq 0$), o que indica que as variações no preço da arroba da vaca gorda respondem de forma equivalente a aumentos e quedas nos preços do bezerro.

A Tabela 3 mostra que a praça Noroeste/SP apresentou os maiores coeficientes betas estimados ($\beta_i^+ = \beta_i^- \cong 0,90$), indicando uma transmissão simétrica dos preços do bezerro para os preços da arroba da vaca gorda. A maior sensibilidade observada nesse mercado pode ser atribuída ao fato de o Noroeste/SP ser uma referência na comercialização de bovinos em ponto de abate e de carne bovina (*in natura* e industrializada), associando, hipoteticamente, as cotações da vaca gorda (abate) e do bezerro (reposição). A relevância desse mercado na transmissão de preços para outros mercados nacionais e internacionais confirma os achados de Gaio, Castro Júnior e Oliveira (2005) e Oliveira Neto, Figueiredo e Wander (2022).



Tabela 3 - Assimetria na transmissão corrente entre os preços do bezerro e da arroba da vaca gorda nas principais praças brasileiras de bovinocultura de corte (2014/2022)

Região/Praça	Centro/Oeste							Sudeste		Sul	Norte			
	Goiânia	Sul Goiano	Campo Grande	Dourados	Três Lagoas	Cáceres	Sinop	Noroeste Paulista	Triângulo Mineiro	Maringá	Redenção	Cacoal	Araguaína	Gurupi
β_1	0,699***	0,742***	0,703***	0,795***	0,766***	0,738***	0,919***	0,890***	0,708***	0,828***	0,674***	0,775***	0,546***	0,791***
Est. t	11,326	11,706	14,935	19,454	14,392	18,777	22,647	14,949	13,797	18,451	12,847	15,975	9,328	14,066
Sig. Est. t	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
β_1^+	0,788***	0,816***	0,774***	0,849***	0,827***	0,814***	0,899***	0,905***	0,854***	0,846***	0,784***	0,818***	0,758***	0,847***
Est. t	28,480	27,935	32,357	36,382	27,894	35,977	47,936	37,663	34,843	38,735	30,402	29,745	34,839	35,666
Sig. Est. t	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
β_0	-0,092	-0,042	-0,077	-0,013	-0,043	-0,032	-0,011	0,027	-0,068	-0,045	-0,029	-0,046	-0,029	-0,051
Est. t	-12,776	-6,788	-11,914	-3,136	-7,208	-6,636	-2,851	6,317	-11,247	-9,972	-4,687	-7,425	-5,257	-8,725
Sig. Est. t	0,000	0,000	0,000	0,002	0,000	0,000	0,005	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,0000	0,000
$\chi^2 - WT$	5,478	3,815	6,936	7,328	5,132	14,895	0,685	0,154	23,032	0,452	12,492	3,273	26,628	2,436
$H_0 - WT$	ATP	STP	ATP	ATP	ATP	ATP	STP	STP	ATP	STP	ATP	STP	ATP	STP
Est. F	1084,1***	1052,3***	1214,7***	1849,0***	1080,6***	1068,1***	2867,9***	2076,0***	1628,2***	1828,4***	1083,6***	1235,1***	1486,2***	1514,8***
R^2	0,954	0,953	0,959	0,972	0,954	0,968	0,982	0,975	0,969	0,972	0,954	0,959	0,966	0,966
$R^2_{ajustado}$	0,953	0,952	0,958	0,972	0,953	0,968	0,981	0,975	0,968	0,971	0,953	0,958	0,965	0,966
Teste ADF	-3,781***	-3,319**	-5,577***	-4,628***	-3,419**	-3,784***	-5,125***	-3,405**	-3,831***	-4,332***	-3,679***	-4,020***	-3,473**	-3,690***
Teste JB	7,242**	6,230**	6,210**	1,663 ^{ns}	3,927 ^{ns}	2,203 ^{ns}	3,355 ^{ns}	3,430 ^{ns}	2,264 ^{ns}	4,131 ^{ns}	14,224***	5,189 ^{ns}	8,048**	1,714 ^{ns}
Sig. Est. JB	0,026	0,044	0,044	0,435	0,140	0,332	0,186	0,180	0,322	0,126	0,001	0,074	0,018	0,424
$LM - F$	95,06***	110,66***	76,15***	70,28***	101,47***	75,96***	57,26***	88,61***	81,99***	51,36***	83,02***	65,31***	102,03***	93,24***
Teste LM	69,64***	73,24***	64,08***	62,00***	71,20**	64,02***	56,59***	67,91***	65,96***	53,69***	66,28***	60,08***	71,34***	69,16***
$ARCH - F$	110,83***	96,01***	120,80***	39,07***	71,050***	40,97***	7,99***	20,08***	31,96***	31,58***	192,75***	52,54***	107,91***	34,33***
ARCH	54,68***	50,88***	56,96***	28,95***	43,02***	29,95***	7,56***	17,15***	24,92***	24,69***	68,85***	35,58***	53,97***	26,30***

Nota: (Est. t) estatística t do coeficiente acima, (Est. F) estatística F do modelo de regressão, (WT) Teste de Wald (1943), (χ^2) estatística qui-quadrado do teste de Wald, (H_0) hipótese nula de simetria na transmissão de preços, (NSA) não se aplica o teste de Wald, (STP) simetria na transmissão de preços = não se rejeita H_0 com base na estatística qui-quadrado do teste de Wald, (ATP) assimetria na transmissão de preços = rejeita-se H_0 com base na estatística qui-quadrado do teste de Wald, (R^2) coeficiente de determinação do modelo de regressão, ($R^2_{ajustado}$) coeficiente de determinação ajustado do modelo de regressão, (Teste ADF) estatística t do teste de raiz unitária ADF, (Teste JB) estatística-teste Jarque-Bera, ($LM - F$) estatística F do teste LM, (Teste LM) estatística LM do teste de Breusch-Godfrey para detecção autocorrelação serial, ($ARCH - F$) estatística F do teste ARCH, (ARCH) estatística do teste de heterocedasticidade condicional autorregressiva para verificação das hipóteses de homoscedasticidade-heterocedasticidade dos resíduos da regressão, (ns) sem significância estatística, (***, **, *) coeficiente ou valor estatisticamente significante ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Fonte: Dados da pesquisa.

Ao comparar os resultados da Tabela 3 com outras pesquisas sobre transmissão de preços no âmbito regional de reposição de bovinos de corte, verificou-se que eles corroboram os de Sachs e Martins (2007), que concluíram que os preços do boi gordo influenciam os preços do bezerro. Da mesma forma, Sachs e Pinatti (2007) mostraram que variações nos preços do boi gordo afetam os preços do boi magro. Ambos os estudos focaram exclusivamente na interdependência dos preços de bovinos de corte do estado de São Paulo, entre 1995 e 2006.

A análise da transmissão de preços, baseada nos dados da Tabela 3, permitiu avaliar a capacidade preditiva e robustez dos modelos por meio do coeficiente de determinação $R^{2\text{ajustado}}$ e do diagnóstico dos resíduos da análise de regressão. Os coeficientes $R^{2\text{ajustados}}$ foram superiores a 0,95, indicando que as variações nos preços do bezerro explicam mais de 95% das flutuações nos preços correntes da arroba da vaca gorda nas principais praças brasileiras de bovinos de corte.

Os resíduos dos modelos de regressão foram analisados para garantir os pressupostos de estacionariedade, normalidade, homocedasticidade, independência dos erros e linearidade. Foram aplicados os testes ADF de Dickey e Fuller (1981), Jarque e Bera (1987), ARCH e LM. Em resumo, os resultados atenderam adequadamente os pressupostos da regressão, exceto pela normalidade dos resíduos nas regressões referentes às seguintes praças de Goiânia/GO e Sul Goiano/GO (Região Centro-Oeste), e Araguaína/TO e Cacoal/RO (Região Norte). Apesar da falta de normalidade nos resíduos, os demais pressupostos foram cumpridos, confirmando a capacidade preditiva e a robustez dos modelos.

A análise dos dados da Tabela 4 revelou a transmissão antecipada (prognóstica) dos preços do bezerro para os preços da arroba da vaca gorda. A hipótese de simetria de transmissão de preços foi testada com base no ciclo convencional de cria e desmame do bezerro. Considerando que valores passados de uma série temporal corroboram a previsão de valores futuros de outra (Montgomery; Jennings; Kulahci, 2015), foi realizada uma regressão com doze defasagens nos preços do bezerro em relação aos preços correntes da arroba da vaca gorda. Os resultados confirmaram a transmissão antecipada do aumento de preços do bezerro para os preços da arroba da vaca em todas as praças estudadas.

Ao continuar à análise dos dados da Tabela 4, verificou-se que, nas quatorze praças analisadas (100%), a transmissão das variações nos preços do bezerro para os preços da vaca gorda é assimétrica. Os aumentos nos preços do bezerro transferem variações para os preços da arroba da vaca gorda com maior intensidade do que as quedas. Nos modelos de regressão, os coeficientes betas para variações positivas nos preços do bezerro variam de $\beta_1^+ \cong 0,55$ a $\beta_1^+ \cong 0,69$, sendo que metade deles atingiu $\beta_1^+ > 0,60$.



Destaca-se que, em sete das quatorze praças analisadas (50%), a transferência antecipada de variações para os preços da arroba da vaca gorda ocorre apenas por meio dos aumentos nos preços do bezerro. Essas praças são: Goiânia/GO, Sul Goiano/GO, Sinop/MT, Noroeste Paulista/SP, Redenção/PA, Araguaína/TO e Gurupi/TO. Nessas praças, somente os aumentos nos preços do bezerro transmitem variações antecipadamente para os preços futuros da vaca gorda.



Tabela 4 - Assimetria na transmissão antecipada entre os preços em reais do bezerro e da arroba da vaca gorda nas principais praças brasileiras de bovinocultura de corte (2014/2022)

Região/Praça	Centro/Oeste							Sudeste		Sul	Norte			
	Goiânia	Sul Goiano	Campo Grande	Dourados	Três Lagoas	Cáceres	Sinop	Noroeste Paulista	Triângulo Mineiro	Maringá	Redenção	Cacoal	Araguaina	Gurupi
β_i^-	0,015 ^{ns}	0,057 ^{ns}	0,294 ^{***}	0,258 ^{**}	0,384 ^{***}	0,268 ^{**}	0,215 ^{ns}	0,013 ^{ns}	0,232 [*]	0,290 ^{**}	0,094 ^{ns}	0,333 ^{***}	-0,096 ^{ns}	0,157 ^{ns}
Est. t	0,104	0,389	2,651	2,319	3,569	2,596	1,535	0,077	1,765	2,240	0,783	2,830	-0,586	1,037
Sig. Est. t	0,917	0,697	0,009	0,022	0,001	0,011	0,128	0,938	0,080	0,027	0,435	0,005	0,558	0,302
β_i^+	0,555 ^{***}	0,567 ^{***}	0,603 ^{***}	0,595 ^{***}	0,667 ^{***}	0,594 ^{***}	0,635 ^{***}	0,636 ^{***}	0,683 ^{***}	0,625 ^{***}	0,570 ^{***}	0,592 ^{***}	0,597 ^{***}	0,641 ^{***}
Est. t	8,903	8,842	10,486	9,245	10,985	9,841	9,480	9,201	11,233	9,724	9,451	8,746	10,953	10,197
Sig. Est. t	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
β_o	-0,152	-0,112	-0,137	-0,091	-0,118	-0,103	-0,110	-0,103	-0,156	-0,094	-0,123	-0,121	-0,097	-0,137
Est. t	-9,588	-8,144	-8,498	-7,297	-9,154	-7,780	-7,918	-7,909	-9,894	-6,712	-8,193	-7,610	-6,760	-8,117
Sig. Est. t	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
$\chi^2 - WT$	NSA	NSA	22,194	34,829	24,964	36,097	NSA	NSA	NSA	18,391	NSA	18,791	NSA	NSA
$H_0 - WT$	ATP	ATP	ATP	ATP	ATP	ATP	ATP	ATP	ATP	ATP	ATP	ATP	ATP	ATP
Est. F	177,6 ^{***}	171,9 ^{***}	156,1 ^{***}	185,5 ^{***}	206,8 ^{***}	172,4 ^{***}	174,4 ^{***}	190,8 ^{***}	209,6 ^{***}	148,2 ^{***}	161,8 ^{***}	148,8 ^{***}	175,5 ^{***}	158,0 ^{***}
R ²	0,796	0,790	0,774	0,803	0,819	0,791	0,793	0,807	0,821	0,765	0,780	0,765	0,794	0,776
R ² Ajustado	0,791	0,786	0,769	0,798	0,815	0,786	0,788	0,803	0,817	0,760	0,775	0,760	0,789	0,771
Teste ADF	-2,197 ^{**}	-2,444 ^{**}	2,407 ^{**}	-2,035 ^{**}	-1,937 ^{**}	-2,017 ^{**}	-2,011 ^{**}	-1,659 [*]	-2,053 ^{**}	-1,653 [*]	-2,296 ^{**}	-2,033 ^{**}	-1,999 ^{**}	-2,023 ^{**}
Teste JB	5,836 [*]	5,958 [*]	6,909 ^{**}	6,380 ^{**}	8,134 ^{**}	6,360 ^{**}	7,548 ^{**}	7,505 ^{**}	8,729 ^{**}	6,521 ^{**}	12,34 ^{***}	6,226 ^{**}	8,209 ^{**}	6,693 ^{**}
Sig. Est. JB	0,054	0,050	0,031	0,041	0,017	0,041	0,023	0,023	0,012	0,038	0,002	0,044	0,016	0,035
LM - F	280,22 ^{***}	315,44 ^{***}	313,18 ^{***}	338,50 ^{***}	263,87 ^{***}	332,74 ^{***}	377,03 ^{***}	419,98 ^{***}	339,04 ^{***}	378,29 ^{***}	289,25 ^{***}	320,53 ^{***}	437,27 ^{***}	427,93 ^{***}
Teste LM	81,11 ^{***}	82,37 ^{***}	82,30 ^{***}	83,07 ^{***}	80,43 ^{***}	82,91 ^{***}	84,07 ^{***}	84,99 ^{***}	83,09 ^{***}	84,10 ^{***}	81,46 ^{***}	82,54 ^{***}	85,31 ^{***}	85,14 ^{***}
ARCH - F	194,78 ^{***}	176,66 ^{***}	227,0 ^{***}	178,27 ^{***}	200,67 ^{***}	189,74 ^{***}	279,01 ^{***}	255,65 ^{***}	242,99 ^{***}	156,19 ^{***}	260,50 ^{***}	203,08 ^{***}	212,37 ^{***}	243,55 ^{***}
ARCH	63,38 ^{***}	61,38 ^{***}	66,38 ^{***}	61,57 ^{***}	63,98 ^{***}	62,85 ^{***}	70,12 ^{***}	68,58 ^{***}	67,66 ^{***}	58,76 ^{***}	68,92 ^{***}	64,22 ^{***}	65,10 ^{***}	67,70 ^{***}

Nota: (Est. t) estatística t do coeficiente acima, (Est. F) estatística F do modelo de regressão, (WT) Teste de Wald (1943), (χ^2) estatística qui-quadrado do teste de Wald, (H_0) hipótese nula de simetria na transmissão de preços, (NSA) não se aplica o teste de Wald, (STP) simetria na transmissão de preços = não se rejeita H_0 com base na estatística qui-quadrado do teste de Wald, (ATP) assimetria na transmissão de preços = rejeita-se H_0 com base na estatística qui-quadrado do teste de Wald, (R²) coeficiente de determinação do modelo de regressão, (R²Ajustado) coeficiente de determinação ajustado do modelo de regressão, (Teste ADF) estatística t do teste de raiz unitária ADF, (Teste JB) estatística-teste Jarque-Bera, (LM - F) estatística F do teste LM, (Teste LM) estatística LM do teste de Breusch-Godfrey para detecção autocorrelação serial, (ARCH - F) estatística F do teste ARCH, (ARCH) estatística do teste de heterocedasticidade condicional autorregressiva para verificação das hipóteses de homoscedasticidade-heterocedasticidade dos resíduos da regressão, (ns) sem significância estatística, (***, **, *) coeficiente ou valor estatisticamente significativo ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Fonte: Dados da pesquisa.

Por se tratar da verificação da transmissão antecipada de preços, algo diferente da literatura tradicional, não é possível comparar categoricamente os resultados da Tabela 4 outros estudos. No entanto, os achados são coerentes com Bailey e Brorsen (1989), que analisaram a transmissão espacial de preços de bovinos de corte nos estados norte-americanos do Colorado, Nebraska, Texas e Utah, e observaram que os ajustes nos aumentos e quedas de preços ocorrem com magnitudes diferentes. Além disso, os resultados também corroboram os de Oliveira Neto, Figueiredo e Wander (2022), que identificaram fortes indícios de transmissão assimétrica de preços do boi gordo nos principais mercados brasileiros para os preços de bovinos de corte nos mercados internacionais no período 2007-2018.

Na Tabela 4, foi avaliada a capacidade preditiva e robustez dos modelos com base no coeficiente de determinação $R^2_{ajustado}$ e no diagnóstico dos resíduos. Os coeficientes $R^2_{ajustados}$ variam entre 0,76 e 0,81, indicando que as variações nos preços do bezerro explicam entre 70% e 78% das variações futuras nos preços da arroba da vaca gorda nas principais praças brasileiras de bovinos de corte. Quanto ao diagnóstico dos resíduos, os testes ADF de Dickey e Fuller (1981), Jarque e Bera (1987), ARCH e LM indicaram o atendimento aos pressupostos de estacionariedade, normalidade, homocedasticidade, independência dos erros e linearidade, confirmando a capacidade preditiva e a robustez dos modelos.

Conclusões

Diante do objetivo principal, que é o de analisar a transmissão de preços do bezerro para os preços da arroba da vaca gorda nas principais praças brasileiras comercializadoras de bovinos de corte, os resultados da pesquisa permitem concluir que existe interdependência e transmissão entre os preços. No âmbito da interdependência e causalidade, evidenciou-se que as variações dos preços do bezerro atuam como previsoras potenciais e robustas das alterações correntes e futuras nos preços da arroba da vaca gorda em todas as praças estudadas.

Quanto à transmissibilidade de preços, os achados evidenciaram existir transmissão dos preços do bezerro para os preços correntes da arroba da vaca gorda, uma vez que os coeficientes angulares estimados sobre as variações negativas e positivas nos preços do bezerro, bem como suas respectivas estatísticas, apontaram que os preços do bezerro atuam como transmissores estatisticamente significantes das variações correntes nos preços da arroba da vaca gorda nas principais praças brasileiras de bovinocultura de corte.

Ao averiguar se as variações positivas e negativas nos preços são simetricamente transmitidas (ou seja, na mesma magnitude), concluiu-se que as transferências correntes (de curto prazo) dos preços do bezerro para os preços da arroba da vaca gorda são assimétricas na maioria das praças avaliadas, com as variações nos preços da arroba da vaca gorda sendo mais sensíveis aos aumentos



do que às quedas nos preços do bezerro. Além disso, concluiu-se também que as transferências antecipadas (prognósticas) são assimétricas em todas as praças avaliadas, apresentando maior magnitude de transferência via aumento dos preços do bezerro para os preços da arroba da vaca gorda.

Espera-se que as análises e conclusões deste estudo contribuam significativamente para a tomada de decisão dos agentes da cadeia produtiva da bovinocultura de corte, ao tornar a administração dos preços na comercialização mais efetiva. Além disso, o estudo não só preenche uma lacuna na literatura ao demonstrar a interdependência e a assimetria na transmissão de preços entre o bezerro e a arroba da vaca gorda, mas também oferece uma base empírica para a formulação de políticas que visem estabilizar o mercado e proteger os interesses dos produtores. Recomenda-se que pesquisas futuras explorem: (i) a causalidade inversa, ou seja, a influência do preço da arroba da vaca gorda sobre o preço do bezerro; e (ii) a possível dominância na transmissão de preços entre diferentes praças de comercialização. Adicionalmente, sugerem-se investigações sobre a transmissão de preços de outros produtos agropecuários e não agropecuários, com o intuito de fortalecer a gestão de preços em diversas cadeias produtivas. Essa abordagem não só ampliará o conhecimento científico na área, mas também favorecerá a prática empírica, orientando a definição de estratégias de comercialização mais eficazes.

Referências

ANUALPEC. Anuário da pecuária brasileira. São Paulo: S&P Global, 2023.

ABIEC - ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS EXPORTADORAS DE CARNES. Perfil da pecuária no Brasil: beef report 2022. São Paulo: ABIEC, 2023. Disponível em: <https://www.abiec.com.br/publicacoes/beef-report-2022/>. Acesso em: 29 out. 2023.

BAILEY, D.; BRORSEN, B. W. Price asymmetry in spatial fed cattle markets. *Journal of Agricultural Economics*, Cary, v. 14, n. 2, p. 246-252, Dec. 1989. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/40988103>. Acesso em: 12 dez. 2023.

BAKUCS, L. Z.; FERTÖ, I. Marketing margins and price transmission on the Hungarian beef market. *Acta Agriculturae Scandinavica*, Stockholm, v. 3, n. 3-4, p. 151-160, 2006. DOI: <https://doi.org/10.1002/agr.20047>.

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*, Viçosa, v. 11, n. 3, p. 419-437, 2013. DOI: <https://doi.org/10.25070/rea.v11i3.228>.



CEPEA - CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA. PIB do agronegócio brasileiro. São Paulo: CEPEA, 2023. Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/pib-do-agronegocio-brasileiro.aspx>. Acesso em: 29 out. 2023.

DIAKOSAWAS, D. How integrated are world beef markets? The case of Australian and US beef markets. *Agricultural Economics*, Amsterdam, v. 12, n. 1, p. 37-53, Apr. 1995. DOI: [https://doi.org/10.1016/0169-5150\(94\)00028-Z](https://doi.org/10.1016/0169-5150(94)00028-Z).

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, Chicago, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, July 1981. DOI: <https://doi.org/10.2307/1912517>.

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*, United Arab Emirates, v. 30, n. 2, p. 99-106, 2018. DOI: [doi: 10.9755/ejfa.2018.v30.i2.1601](https://doi.org/10.9755/ejfa.2018.v30.i2.1601).

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*, Lavras, v. 7, n. 3, p. 282-297, 2005. Disponível em: <https://www.redalyc.org/pdf/878/87817135003.pdf>. Acesso em: 29 out. 2023.

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, Sept. 2010. DOI: <https://doi.org/10.1098/rstb.2010.0139>.

GOODWIN, B. K.; HOLT, M. T. Price transmission and asymmetric adjustment in the U.S. beef sector. *American Journal of Agricultural Economics*, Cary, v. 81, n. 3, p. 630-637, Aug. 1999. DOI: <https://doi.org/10.2307/1244026>.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, Chicago, v. 37, n. 3, p. 424-438, Aug. 1969. DOI: <https://doi.org/10.2307/1912791>.

GRIFFITH, G. R.; PIGGOTT, N. E. Asymmetry in beef, lamb and pork farm-retail price transmission in Australia. *Agricultural Economics*, Amsterdam, v. 10, n. 3, p. 307-316, 1994. DOI: [https://doi.org/10.1016/0169-5150\(94\)90031-O](https://doi.org/10.1016/0169-5150(94)90031-O).

HOUCK, J. P. An approach to specifying and estimating nonreversible functions. *American Journal of Agricultural Economics*, Cary, v. 59, n. 3, p. 570-72, Aug. 1977. DOI: <https://doi.org/10.2307/1239663>.



IBGE. Estatísticas: pesquisa trimestral do abate de animais. Rio de Janeiro: IBGE, 2023. Disponível em:

<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/9203-pesquisas-trimestrais-do-abate-de-animais.html>. Acesso em: 12 dez. 2023.

JARQUE, C. M.; BERA, A. K. A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review*, v. 55, n. 2, p. 163-172, 1987.

KINNUCAN, H. W.; FORKER, O. D. Asymmetry in farm-retail price transmission for major dairy products. *American Journal of Agricultural Economics*, Cary, v. 69, n. 2, p. 285-292, May 1987. DOI: <https://doi.org/10.2307/1242278>.

MONTGOMERY, D. C.; JENNINGS, C. L.; KULAHCI, M. *Introduction to Time Series Analysis and Forecasting*. [S. l.]: John Wiley & Sons, 2015.

OLIVEIRA NETO, O. J.; FIGUEIREDO, R. S.; REZENDE, S. O. Cross hedging da vaca das principais praças produtoras do Brasil no mercado futuro do boi gordo da BM&FBovespa. *Custos e @gronegócio*, Recife, v. 14, n. 2, p. 303-339, abr./jun. 2018. Disponível em:

<http://www.custoseagronegocioonline.com.br/numero2v14/OK%2015%20cross.pdf>. Acesso em: 29 out. 2023.

OLIVEIRA NETO, O. J.; FIGUEIREDO, R. S.; WANDER, A. E. Price interdependence in the international and brazilian beef cattle market. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 53, n. 2, p. 73-89, abr./jun. 2022. Disponível em: <https://q20mais20.bnb.gov.br/revista/index.php/ren/article/view/1202>. Acesso em: 12 dez. 2023.

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*, São Paulo, v. 54, n. 1, p. 75-85, jan./jun. 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*, Viçosa, v. 5, n. 3, p. 329-352, 2007. DOI: <https://doi.org/10.25070/rea.v5i3.108>.

SILVA, A. C.; OLIVEIRA NETO, O. J.; FIGUEIREDO, R. S. Mercado brasileiro de carnes: transmissão de preços. *Brazilian Journal of Development*, [São José dos Pinhais], v. 6, n. 3, p. 15870-15892, mar. 2020. DOI: <https://doi.org/10.34117/bjdv6n3-456>.



USDA - UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. Data and statistics. [S. l.]: USDA, 2023. Disponível em: <http://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/home>. Acesso em: 12 dez. 2023.

WALD, A. Tests of statistical hypothesis concerning several parameters when the number of observations is large. Transactions of the American Mathematical Society, Providence, v. 54, n. 3, p. 426-482, Nov. 1943. DOI: <https://doi.org/10.2307/1990256>.

Recebido em: 27/06/2024

Aprovado em: 16/10/2024