

## **Transmissão de Preços no Mercado Brasileiro de Carnes Bovina, Suína e de Frango**

**Andresa Carolina da Silva** – andresa\_carolyna@hotmail.com

Universidade Federal de Uberlândia

**Odilon José de Oliveira Neto** – professorodilon@gmail.com

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

**Reginaldo Santana Figueiredo** – emaildesantana@gmail.com

Univesidade Federal de Goiás

### **Resumo**

Este estudo tem por objetivo analisar a volatilidade e a transmissão de preços entre os mercados brasileiros de carnes bovina, suína e de frango. Para isso, foram utilizadas séries de preços semanais da carne suína, da carne de frango, do boi gordo e dos cortes dianteiro, traseiro e casado de carne bovina praticados nas principais praças de comercialização do Brasil no período 2006-2017. No estudo, foram aplicadas as seguintes análises: de tendência central e dispersão, de correlação, de cointegração, de causalidade agregada à aplicação do modelo vetorial de correção de erros e de decomposição da variância. Os resultados dos testes de correlação e cointegração evidenciaram: (i) uma associação linear positiva forte entre os preços; e (ii) uma relação comum-equilibrada no longo prazo entre os preços das carnes bovina, suína e de frango. Por meio do teste de causalidade agregado ao modelo vetorial de correção de erros, foi averiguada a transmissão de preços entre as carnes e concluiu-se que: (i) a carne bovina é mais suscetível às alterações no seu próprio preço do que as carnes, suína e de frango; (ii) a carne suína é mais suscetível às alterações no seu próprio preço do que a carne de frango; e (iii) a carne de frango é a que tem menor poder de transmissibilidade de preços. Pela aplicação da decomposição da variância, concluiu-se que a alteração no preço do boi gordo é dominante em transmissibilidade de variações de preços no mercado brasileiro de carnes bovina, suína e de frango.

Palavras-chave: Agronegócio; Causalidade; Cointegração; Comercialização; Commodities agrícolas; Volatilidade.

## 1. Introdução

No Brasil, importantes cadeias produtivas agrícolas integram o agronegócio, que é responsável por cerca de 23% do Produto Interno Bruto (PIB) gerado pela economia, o que corresponde a, aproximadamente, R\$1,425 trilhão gerado pelo setor em 2016 (CEPEA, 2016). Já a atividade pecuária, que é a base para a produção de carnes em geral, foi responsável por, aproximadamente, 30% do PIB do agronegócio brasileiro em 2016, segundo dados da Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carnes e da Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil (ABIEC, 2016; CNA, 2017).

Entre as cadeias produtivas agrícolas brasileiras, destacam-se as de carne bovina, suína e de frangos, principalmente, no contexto da produção, exportação e consumo interno. De acordo com dados do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (sigla em inglês, USDA), o Brasil posicionou-se, em 2016, como o 2º maior produtor de carne bovina mundial, com 16,3% do total produzido, ficando atrás apenas dos Estados Unidos da América (EUA), com 19,2% (USDA, 2017). Quanto à carne suína, o Brasil é o 4º maior produtor mundial, com 3,3%, com a China (48,7%), a União Europeia (21,3%) e os EUA (10,4%) ocupando, respectivamente, a 1ª, 2ª e 3ª posições no *ranking* de produção de carne suína. Já no que se refere à produção de carne de frango, os EUA e o Brasil ocupam a 1ª e a 2ª colocação no ranking mundial com, respectivamente, 20,6% e 15,1% do total produzido.

No que tange à produção brasileira de carnes, dados estatísticos da produção pecuária do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) apontam que, em 2016, foram abatidas 29,67 milhões de cabeças de bovinos, 42,32 milhões de cabeças de suínos e 5,86 bilhões de cabeças de frango (IBGE, 2017). Vale destacar também que a produção brasileira dessas carnes vem crescendo a cada ano, segundo dados da Associação Brasileira de Proteína Animal (ABPA) e do USDA, os quais mostram que a carne bovina apresentou uma variação de 13,47% em produção, partindo de 53,30 milhões de toneladas, em 2000, para 60,48 milhões de toneladas em 2016. Já a carne suína teve uma variação de 45,70%, com uma produção que era de 2,56 milhões de toneladas, em 2000, atingindo 3,73 milhões de toneladas em 2016. Dentre as três carnes analisadas, bovina, suína e de frango, a de frango foi a que apresentou a maior variação em produção, com evolução de 5,98 milhões de toneladas, no ano de 2000, para 12,90 milhões de toneladas no ano de 2016, o que representou uma variação de 115,71% no período (ABPA, 2017; USDA, 2017).

Em termos de exportação mundial de carne bovina, o Brasil apresentava-se, em 2016, segundo o USDA, na 2ª posição, com 19,2%, atrás apenas da Índia, com 20,2%. Já em relação à exportação de carne suína, o Brasil ocupava a 4ª posição no *ranking*, com 8,8%, estando a União Europeia (34,1%), EUA (31,0%) e Canadá (16,4%), respectivamente, na 1ª, 2ª e 3ª posição em exportação de carne suína. No que se refere à exportação de carne de frango, o Brasil foi o maior exportador em 2016, com 38% do mercado mundial, seguido dos EUA (28,4%) e da União Europeia (11%) (USDA, 2017).

No que diz respeito ao consumo interno *per capita* de carnes no Brasil em 2016, segundo o USDA, esse foi de 46 quilogramas de carne de frango, 30,7 quilogramas de carne bovina e 14,4 quilogramas de carne suína, o que representou um consumo do total produzido no Brasil de 46,8%, 38,6% e 14,5%, respectivamente (USDA, 2017). Nesse contexto, implícita e tecnicamente, tem-se que as cadeias de carnes competem entre si e têm seus produtos como substitutos diretos, ou seja, a queda do consumo de determinada carne, seja ela bovina, suína ou de frango, devido a um choque mercadológico específico que, hipoteticamente, teria como consequência o aumento de preços de uma delas, impulsionaria o aumento temporário da demanda por outra carne em função da busca do consumidor por substituir um produto por outro com preço mais atraente.

Nesse sentido, vale destacar que, além do comportamento dos preços dos produtos substitutos, vários fatores podem impactar a volatilidade dos preços das carnes, como: fatores legais, ambientais, climáticos, sazonalidade, fatores político-econômicos, tecnológicos, culturais, entre outros. Assim posto, é importante que seja compreendida a dinâmica da volatilidade a fim de que se possa contribuir com a geração de informação com potencial decisório para os agentes dessas cadeias produtivas, dentre os quais, destacam-se os produtores de bovinos, suínos e de aves, bem como a indústria e os varejistas, os quais são responsáveis diretos pelo processamento, distribuição e comercialização de carnes.

Quanto à transmissão de preços, Barros (1990) já destacava a importância em identificar e analisar qual agente da cadeia produtiva de carnes mais influencia diretamente a alteração no preço e como essa mudança é transferida ao longo dessa cadeia. Internacionalmente, existem importantes estudos que abordam a temática transmissão de preços no mercado de carnes, destacando-se, dentre eles, o de Bojnec (2002). Nesse estudo, o autor concluiu que, na Eslovênia, tem-se um equilíbrio no longo prazo no que diz respeito à transmissão vertical de preços entre as carnes bovina e suína e que, no longo prazo, esses preços sofrem pouca influência externa. Já na vertente do mercado doméstico, o estudo de Arêdes (2009), que contemplou o mercado de carnes da região metropolitana de São Paulo, concluiu que as carnes bovina e de frango influenciam diretamente no preço da carne suína praticado no varejo.

A respeito desses estudos, é importante ressaltar que os mesmos apresentam limitações no contexto decisório, não necessariamente no seu procedimental metodológico, mas devido a outros elementos. Esse é o caso do estudo de Bojnec (2002), que foi realizado no mercado esloveno, no período 1990-2000, sendo esse um mercado que apresenta características muito particulares, o que torna seus resultados limitados não só no contexto temporal, como também no mercadológico, ainda mais em se tratando de decisões a serem tomadas em um mercado significativamente importante como o mercado de carnes brasileiro.

Ao observar o estudo de Arêdes (2009), embora tenham sido considerados os três mercados de carnes, nota-se que o mesmo se ateve ao mercado varejista da região metropolitana de São Paulo e, portanto, limitou-se à verificação da transmissão de preços a esse elo da cadeia produtiva, o que torna os resultados, análises e conclusões importantes, porém restritos ao agente de comercialização final da cadeia produtiva.

Logo, ao considerar a magnitude dos mercados de carnes bovina, suína e de frango no Brasil, bem como a potencialidade substitutiva desses produtos, é que emergiu a questão de pesquisa: a volatilidade em determinado mercado de carne pode provocar variações e transferências de preços para outros mercados de carnes? Assim sendo, este estudo tem por objetivo analisar a volatilidade e a transmissão de preços entre os mercados brasileiros de carnes bovina, suína e de frangos.

A relevância do presente estudo perpassa também pelo fato de a temática volatilidade e transmissão de preços agrícolas ser pouco explorada no Brasil. Além disso, ao considerar as três principais cadeias produtivas da pecuária brasileira (bovina, suína e de frango), que são importantes integrantes do composto de produto-renda do agronegócio brasileiro, espera-se contribuir para o entendimento acerca do comportamento da volatilidade e da transmissão de preços, bem como permitir que os agentes de mercado (produtores, frigoríficos, atacado, varejo e consumidores) entendam melhor a relação entre os preços nesses mercados e possam tomar decisões mais acertadas no curto e longo prazo e, ao mesmo tempo, ampliar a efetividade da gestão do risco e a comercialização nos três principais mercados brasileiros de carnes.

## 2. Revisão de literatura

A necessidade de entendimento dos mercados de carne bovina, suína e de aves, no que tange aos preços, volatilidades e transferência dos preços, fez emergir a necessidade da fundamentação teórica acerca dessa discussão. Assim sendo, segue o debate acerca de importantes estudos publicados em periódicos científicos nacionais e internacionais, os quais abordam características, particularidades e resultados de pesquisas que são referência acerca da temática abordada no presente artigo.

Dentre os estudos sobre preços da carne de frango, destaca-se como um dos pioneiros no âmbito da pesquisa do mercado brasileiro o estudo de Barros e Bittencourt (1997), que analisou a formação de preços no mercado de carne de frango no estado de São Paulo, considerando-se os principais agentes da cadeia produtiva (produtor, atacado e varejo). Para esse estudo, os autores analisaram a formação de preços no intervalo entre janeiro de 1985 e dezembro de 1993, utilizando-se um modelo vetorial autorregressivo com correção de erro baseado em um modelo oligopsonista proposto ao mercado de frango. Em resumo, os investigadores concluíram que os frigoríficos estabelecem, com antecedência, o preço das carnes de frangos com base em expectativas estáticas a respeito do comportamento do mercado.

Diferentemente do estudo de Barros e Bittencourt (1997), que analisaram, especificamente, o mercado paulista de carne de frango, Arêdes et al. (2009) incluíram em seu campo de observação o mercado paranaense. Os resultados evidenciaram que os preços paulistas e paranaenses têm uma relação de causalidade unidirecional e que as alterações nos preços no estado do Paraná são significativamente explicadas pelo comportamento dos preços no estado de São Paulo. Evidenciou-se também que, embora a relação entre os preços da carne de frango nos dois estados se torna instável devido a choques nesses mercados, esses preços tendem a se ajustar e a voltar ao nível anterior ao choque.

No campo dos estudos sobre mercados internacionais de carne de frango, destaca-se a investigação de Rezitis e Stavropoulos (2011). Em estudo realizado na Grécia, no período 1993-2009, os autores definiram pela rejeição da hipótese de cointegração e concluíram também que os preços da carne de frango para o consumidor são significativamente estáveis. Dessa forma, os choques provocados pela volatilidade demoram mais tempo para se dissiparem, ou seja, para o produtor, tem-se maior incidência de volatilidade nos preços se comparado com o consumidor. Os resultados apontaram ainda que os preços da carne de frango são vulneráveis às novas informações mercadológicas.

Enquanto outros autores focaram seus estudos em mercados isolados, Dantas e Weydmann (2009) abrangeram o mercado brasileiro e o internacional a fim de fazer uma verificação acerca da relação de existência de longo prazo entre os preços no mercado interno e externo. Utilizando-se, respectivamente, dos métodos de causalidade e cointegração, de Engle e Granger (1982) e de Johansen (1988), foi comprovado que os preços que os produtores brasileiros recebem são sensíveis às alterações dos preços no mercado externo, o que caracteriza a cointegração entre os preços. Isso posto, os autores afirmam que os produtores devem se atentar a fatores internos que podem alterar a correspondência de ambos os preços. Em suma, no que tange aos estudos que abrangeram mercados de carnes de frango, pôde-se constatar que Barros e Bittencourt (1997), Arêdes et al. (2009), Dantas e Weydmann (2009) e Rezitis e Stavropoulos (2011) corroboraram os resultados no sentido de evidenciar que a carne de frango é sensível a choques e à movimentação do próprio mercado, o que faz com que essa carne apresente volatilidade no preço, assumindo, portanto, forma assimétrica.

A transmissão de preços é um aspecto importante em mercados agrícolas, o que, em tese, encontra-se presente na maioria das cadeias produtivas, dentre elas, a de carne suína. Ao

observar esse fato, Jones (2005) contemplou em seu estudo uma análise sobre a volatilidade e a transmissão de preços no mercado de carne de suínos norte-americano, entre os 1970 e 2003, com foco na volatilidade e transmissão de preços do produtor para o varejista. Utilizando-se de um modelo heterocedástico semelhante ao usado por Morgan (1999), e do teste de Mann e Whitney (1947) não paramétrico, o pesquisador chegou à conclusão de que os mercados não se ajustam perfeitamente às alterações nos preços de outros mercados.

O estudo de Weydmann e Seabra (2006), realizado no estado de São Paulo, corrobora os resultados encontrados por Jones (2005), isso porque foi constatada a existência de transmissão de preços do elo atacadista para o produtor e que os preços pagos aos produtores e varejistas são influenciados pela transmissão condicional da variância dos preços dos atacadistas. Assim sendo, observou-se que a cadeia de suínos reproduz o mesmo padrão de liderança das demais cadeias, ficando o elo produtor fragilizado com a ineficiência da cadeia suína.

Embora tenham chegado a conclusões semelhantes às de Jones (2005), Weydmann e Seabra (2006) se utilizaram de metodologias diferentes. Outro aspecto distinto refere-se aos períodos e mercados analisados, isso porque, enquanto Jones (2005) analisou o mercado norte-americano como um todo, no período 1970-2003, Weydmann e Seabra (2006) analisaram o mercado específico do estado de São Paulo no período 1995-2005, mas, em ambos os casos, foram utilizadas séries temporais compostas por médias mensais de preços.

Dentre os mercados de carne, o da carne bovina é um dos mais estudados, nacional e internacionalmente. Entre os estudos nacionais, merece destaque o trabalho realizado por Gaio, Castro Júnior e Oliveira (2005) que, por meio de diversos testes estatísticos, incluindo-se os de causalidade, cointegração e de elasticidade de transmissão de preços, estimaram a integração entre o mercado do boi gordo da Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) e as principais praças produtoras de bovinos de corte do Brasil no período 2000-2004.

Os resultados da pesquisa de Gaio, Castro Júnior e Oliveira (2005) evidenciaram haver integração espacial no mercado do boi gordo, ou seja, o preço do boi gordo no mercado é afetado quando ocorrem choques de oferta ou de demanda na BM&F, sendo possível inferir, dessa forma, que os preços das outras regiões são causados pela BM&F. Ao analisar a elasticidade da transmissão de preços, os pesquisadores constataram ainda que, em algumas praças, ela é inelástica e, em outras, elástica. Por fim, os resultados apontaram para a eficiência do mercado de boi gordo brasileiro, pois os agentes desse mercado têm acesso rápido às informações e, assim, a lei do preço único e os mecanismos de arbitragem são efetivos.

Lobo e Silva Neto (2011), em uma vertente de pesquisa diferente daquela utilizada por Gaio, Castro Júnior e Oliveira (2005), resolveram analisar os níveis de produtor e varejo, concentrando-se na transmissão de preços da carne bovina entre esses agentes. O estudo abrangeu o mercado de carne bovina do estado de Goiás no período 1995-2010 e utilizou-se dos mesmos modelos de análise aplicados por Gaio, Castro Júnior e Oliveira (2005). Os resultados evidenciaram não haver um agente nitidamente dominante. Essa conclusão se deve ao fato de que, ao analisar a elasticidade da transmissão de preços, observou-se que choques nos preços resultavam em comportamentos semelhantes.

Com a finalidade de analisar a transmissão de preços no mercado húngaro e, hipoteticamente, que essa transmissão teria uma probabilidade maior de ocorrer de forma assimétrica, o que levaria a mudanças estruturais na cadeia a carne bovina húngara, Bakucs e Fertö (2006) fizeram uma análise do período compreendido entre janeiro de 1992 e março de 2000. Os resultados da pesquisa rejeitaram a pressuposição de que os preços são homogêneos, ou seja, constatou-se a heterogeneidade de preços em que se utiliza o mark-up como estratégia de

precificação. Já a relação causal de preços entre o produtor e o varejo foi confirmada por meio de testes de exogeneidade, enquanto que, ao analisar a transmissão de preços, chegou-se à conclusão de que, no mercado da carne bovina húngara, essa transmissão se dá de forma simétrica, tanto no curto, como no longo prazo.

Enquanto Bakucs e Fertő (2006) realizaram o estudo específico de um único mercado, Bender Filho e Alvim (2008) analisaram os mercados de países membros do Mercado Comum do Sul (Mercosul), os quais são representativos na produção e comercialização de carne bovina, sendo eles, Argentina, Brasil, Paraguai e o Uruguai, além do mercado dos EUA, no que tange à relação existente entre os mesmos quanto à formação dos preços da carne bovina *in natura*. Para tanto, foram analisados dados mensais do período 1994-2005 a partir de aplicação de modelagem vetorial autorregressiva, bem como testes de causalidade e de cointegração. Os resultados expressaram 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.

Ao passo que Gaio, Castro Júnior e Oliveira (2005) estudaram a elasticidade da transmissão de preços e integração de mercados do boi gordo na BM&F e nas principais regiões produtoras, Boechat (2013) ampliou o campo de análise para a relação do boi gordo com o mercado do boi magro. Seu objetivo foi analisar os efeitos que choques no preço do boi gordo poderiam causar sobre o comportamento de preços do boi magro. Para isso, foram utilizadas séries de dados de doze anos, compreendidos entre 2000 e 2012, e metodologia semelhante à utilizada por Bakucs e Fertő (2006) acrescida do modelo vetorial autorregressivo e decomposição da variância, além da função impulso-resposta. Assim, chegou-se à conclusão de que os preços dos dois mercados analisados são relacionados, ou seja, a hipótese de que o preço do boi magro é influenciado pelo preço do boi gordo foi confirmada.

Conforme verificado nos parágrafos anteriores desta revisão de literatura, existe uma quantidade significativa de estudos que tratam da volatilidade e transmissão de preços no mercado de carnes, porém verifica-se a existência de poucas pesquisas que analisam a transmissão de preços entre diferentes mercados de carnes. Isso se deve ao fato de que, geralmente, a transmissão é analisada dentro do mesmo mercado e isso faz com que os estudos tenham limitações quanto à conclusão sobre a relação e transferência conjunta de preços entre eles.

Entre os poucos estudos que tratam da transmissão de preços em diferentes mercados, destaca-se o de Bojnec (2002), que analisou a transmissão vertical de preços da carne bovina e suína no mercado esloveno entre janeiro de 1990 e agosto de 2000. Esse estudo concluiu que, no longo prazo, existe um equilíbrio na transmissão vertical de preços nos dois mercados analisados. Já com a aplicação de testes estruturais com imposição de restrição de homogeneidade, foi constatado que, no longo prazo, a carne bovina tem uma estratégia de preços de margem de lucro, enquanto, em relação à carne suína, notou-se uma estratégia de preços competitivos após 1994, tanto nas cadeias de comercialização, como de transformação.

Um dos estudos mais completos encontrados na literatura sobre transmissão de preços no mercado de carnes é o de Rezitis (2003), cujo objetivo foi investigar os efeitos de *spillover* da volatilidade entre os preços dos elos produtor e consumidor, a causalidade e a transmissão de preços da carne de cordeiro, carne bovina, carne suína e aves de capoeira. Para isso, foi empregado um modelo heterocedástico para analisar dados mensais no mercado grego de carnes no período 1988-2000. As análises mostraram a existência de relação causal entre os preços ao consumidor e ao produtor em todas as cadeias produtivas de carnes (cordeiro, bovina, suína e aves). Além disso, os resultados apontaram a existência de efeitos de *spillover* relevantes de volatilidade entre os preços nos elos produtor e consumidor, o que faz com que

haja uma incerteza nos preços dos mercados de carne dos elos produtor e varejo. Por fim, evidenciou-se a transmissão imperfeita de preços entre os mercados (produtor e varejo) para cada tipo de carne.

Ao revisar as pesquisas acerca da transmissão de preços entre mercados de carnes no Brasil, vale destacar a investigação de Arêdes (2009), que aplicou o teste de causalidade e de decomposição da variância do erro de previsão para analisar dados mensais, de julho de 1994 a setembro de 2008, com o intuito de avaliar, no varejo do município de São Paulo, a relação de causalidade entre os preços das carnes bovina, suína e de frangos. Nesse estudo, constatou-se que as variações nos preços das carnes bovina e de frango influenciam diretamente o preço da carne suína praticado no varejo paulistano.

Ao fim da revisão de literatura, pôde-se observar a carência de pesquisas que abarcam a transmissão de preços de diferentes mercados de carnes em conjunto. Na literatura nacional, percebeu-se não só a carência de pesquisas sobre a transmissão de preços no mercado de carnes, como também de análises que considerem o pressuposto de que as variações podem ser causadas pela substitutividade desses produtos. Em suma, esses fatores corroboram a relevância em analisar a transmissão de preços sob um ponto de vista mais abrangente, o que é a proposta do presente estudo.

### **3. Dados e procedimentos metodológicos**

Com o intuito de atingir o objetivo da presente pesquisa, optou-se por uma abordagem quantitativa com a finalidade de investigar a relação existente entre as variáveis, utilizando-se de um conjunto específico de procedimentos estatísticos. No que diz respeito à finalidade, esta pesquisa se caracteriza como do tipo descritiva-aplicada, uma vez que foi conduzida a partir da caracterização de determinado fenômeno, no caso, a transmissão de preços, evidenciando relações entre variáveis, além de indicar sua natureza. Quanto à aplicação, destaca-se, essencialmente, sua finalidade prática, uma vez que este estudo compreende o mercado brasileiro de carnes e, portanto, espera-se que os resultados desta pesquisa possam trazer informações relevantes para a tomada de decisão dos agentes dessa indústria.

No que tange à caracterização dos dados, foram utilizados dados semanais compreendidos no período de janeiro de 2006 a julho de 2017 (602 observações), os quais foram cedidos pela Inteligência de Mercado da Minerva Foods S.A, sendo esses dados obtidos, originalmente, junto ao Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ) da Universidade do Estado de São Paulo (USP). As séries temporais de preços utilizadas no estudo referem-se às médias dos preços semanais nas principais praças brasileiras de comercialização, ou seja, valores pagos (i) pela arroba do boi gordo, (ii) pelo quilograma dos cortes dianteiro, traseiro e casado da carne bovina, (iii) pelo quilograma da carne suína e (iv) pelo quilograma da carne de frango. Vale ressaltar que os preços originais foram transformados em logaritmos naturais de preços com o intuito de diminuir vieses causados pela não homogeneidade das variâncias no decorrer do tempo.

Para atingir o objetivo principal da pesquisa, que envolve a análise da transmissão de preços e a análise da volatilidade no mercado de carnes brasileiro, foi aplicado um conjunto de testes estatísticos específicos. Inicialmente, foi realizada a análise da estatística descritiva dos preços, tendo sido examinadas as medidas de tendência central, de dispersão e a correlação linear. Em seguida, foi realizada uma avaliação da ordem de integração entre as séries de preços e a realização do teste de cointegração entre preços-mercados.

Para verificar se os dados têm suas propriedades estatísticas mantidas no decorrer do tempo, ou seja, averiguar as condições de estacionariedade e de ordem de integração das séries temporais dos dados, optou-se pelo teste de Dickey e Fuller Aumentado (1979, 1981),

também conhecido pela sigla ADF. Em seguida, para determinar a existência ou não de relação estacionária ou de equilíbrio da relação de longo prazo entre os preços das carnes bovina, suína e de frango, foi utilizado o teste de cointegração de Johansen (1988), que é descrito nas equações (1) e (2) da seguinte forma:

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

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

Em que  $r$  representa o número de relações de cointegração,  $\alpha$  é o parâmetro de ajustamento no vetor de correção de erros e  $\beta$  é o vetor de correção do erro. Os pressupostos do teste de cointegração são expostos da seguinte forma: o coeficiente da matriz  $\Pi$  coloca-se como  $r < n$ , sendo  $r \times n$  matrizes  $\alpha$  e  $\beta$  com posto  $r$  individuais, de forma que  $\Pi = \alpha\beta'$  e  $\Pi = \beta'\alpha$  são estacionárias. A estimativa da verossimilhança máxima da matriz  $\beta$  para determinado  $r$  define a combinação de  $y_{t-1}$ , que tem como resultado  $r$  correlações canônicas maiores entre  $\Delta y_t$  e  $y_{t-1}$  após as correções das diferenças de discrepância e variáveis determinantes, caso elas sejam evidenciadas. A verossimilhança das correlações canônicas é encontrada por meio da fórmula descrita abaixo, na equação (3).

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

Em que  $T$  representa a dimensão da amostra,  $\lambda_{t+1}$  é a  $i$ -ésima maior correlação canônica. Em suma, o teste traço tem a finalidade de averiguar a hipótese nula que considera que a quantidade de vetores de cointegração é menor ou igual a  $r$ , em contraposição à hipótese contrária, de que o número de vetores de cointegração é maior que  $r$ . Portanto, as hipóteses são: quando não há cointegração  $r = 0$  e quando há cointegração  $r \leq 1$ . O nível de significância considerado para realização dos testes foi de 5%.

No caso de não haver cointegração entre as séries de preços, seria aplicado o modelo vetorial autorregressivo (VAR). Entretanto, como foi constatada a cointegração conjunta entre os preços das carnes, incorporou-se o termo de correção do erro ao modelo vetorial autorregressivo (sigla em inglês ECM e em português, VEC), que permitiu, na sequência, a detecção da causalidade conjunta pelo teste de Granger (1969). Assim sendo, foi aplicado o modelo vetorial autorregressivo de correção de erros (VEC) com base nos sistemas de equações (4) e (5):

$$\begin{aligned} \Delta S_t &= c_s + \sum_{i=1}^k \beta_{si} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta F_{t-i} + y_s Z_{t-1} + \mu_{st} \\ (4) \Delta F_t &= c_f + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta F_{t-i} + y_f Z_{t-1} + \mu_{ft} \end{aligned} \quad (5)$$

Em que  $C$  representa o intercepto,  $\beta_{si}$  e  $\beta_{fi}$  são parâmetros positivos,  $\mu_{st}$  e  $\mu_{ft}$  são vetores aleatoriamente distribuídos de forma idêntica e independente,  $y_s$  e  $y_f$  são parâmetros positivos e  $Z_{t-1}$  é a variável de correção do erro que mensura como se dá o ajustamento da variável dependente dos preços aos movimentos do mercado. Assim, tem-se na equação (6) para estimação do parâmetro  $Z_{t-1}$ :

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



Em que  $\alpha$  representa o elemento de ajustamento do vetor de cointegração,  $\beta$  é o vetor de cointegração e  $y_s$  e  $y_f$  representam a velocidade de ajustamento. Posteriormente, a partir da aferição do modelo vetorial autorregressivo, foi estimada a decomposição da variância que, conforme exposto por Enders (1995), é capaz de mensurar o percentual de erro de variância prevista na ocorrência de choque em determinada variável em relação aos choques ocorridos nas demais variáveis no tempo. Os *softwares* utilizados na parametrização e consecução dos cálculos foram: (i) o Microsoft Excel, (ii) o *Statistical Package for the Social Sciences* (SPSS) e (iii) o *Eviews*.

#### 4. Análise dos resultados

A análise dos resultados da pesquisa tem início com a exposição da Tabela 1, a qual exhibe a estatística descritiva dos preços em reais das carnes bovina, suína e de frango. Nessa tabela, são apresentadas as principais medidas de tendência central, dispersão e distribuição dos dados. Ao verificar a média de preços de cortes bovinos específicos, foi constatado que a maior média de preços é do quarto traseiro com osso (R\$7,89), corte em que se encontram as carnes bovinas consideradas mais nobres, enquanto que os menores preços médios são os da carne de frango (R\$ 2,98), que se apresentam em um patamar de preço bastante inferior ao das demais carnes em estudo.

**Tabela 1 - Estatística descritiva dos preços das carnes bovina, suína e de frangos no período 2006-2017**

	BGI	TCO	DCO	CCO	SUI	FRA
Média	99,9675	7,8913	5,1883	6,4632	4,4497	2,9830
Mediana	96,8379	7,7830	4,8950	6,2690	4,3574	2,8610
Máximo	158,7580	12,9500	8,9760	10,4620	7,4940	4,7240
Mínimo	47,2121	3,6071	2,1562	2,8376	2,0938	1,2430
Desvio Padrão	32,0143	2,5246	1,8792	2,1877	1,1842	0,6764
Coefficiente de Variação	32,02%	32,00%	36,22%	33,85%	26,61%	22,68%
Assimetria	0,2423	0,2328	0,3389	0,2761	0,2133	0,1235
Curtose	1,9966	2,0045	2,0916	2,0079	2,3529	2,5113
Jarque-Bera	31,14***	30,29***	32,22***	32,34***	15,06***	7,52***

**Nota:** (BGI) Indicador do Preço em reais da arroba do Boi Gordo na Brasil, Bolsa, Balcão – [B]<sup>3</sup>, (TCO) Preço em reais por quilograma do Corte Traseiro Bovino com Osso, (DCO) Preço em reais por quilograma do Corte Dianteiro Bovino com Osso, (CCO) Preço em reais por quilograma do Corte Casado Bovino com Osso, (SUI) Preço em reais por quilograma da Carne Suína, (FRA) Preço em reais por quilograma da Carne de Frango e (\*\*\*) Estatisticamente significativa ao nível de 1%.

**Fonte:** Dados da pesquisa.

Conforme demonstrado na Tabela 1, puderam ser averiguadas, também, importantes medidas de dispersão dos preços, como é o caso dos coeficientes de variação dos preços que resultam da divisão do desvio padrão pela média aritmética. Assim sendo, foram constatados coeficientes de variação de 32,02%, 32,00%, 36,22%, 33,85%, 26,61% e 22,68%, respectivamente, para BGI, TCO, DCO, CCO, SUI e FRA, o que demonstra que o corte bovino dianteiro com osso apresenta maior volatilidade quando comparado com as demais carnes/cortes, e que a carne de frango é a que apresenta menor volatilidade entre elas.

No que se refere à dispersão dos preços das carnes, destaca-se ainda que a carne bovina apresenta volatilidade superior às volatilidades das carnes suína e de frango. Já ao analisar a distribuição dos dados por meio do teste de Jarque e Bera (1987), rejeitou-se a hipótese nula de normalidade, uma vez que os p-valores encontrados são estatisticamente inferiores a 5%. A não normalidade dos dados é corroborada pelos valores estimados para assimetria e curtose.

A análise dos resultados tem continuidade com a verificação da correlação linear dos preços das carnes, conforme apresentado na Tabela 2, tendo sido verificada uma correlação linear positiva forte entre as carnes bovina, suína e de frango, visto que o conjunto de valores encontrados são muito próximos a 1.

Entre as correlações lineares observadas na Tabela 2, destacam-se as: (i) dos preços da arroba do boi gordo com os preços dos cortes, traseiro bovino com osso (0,9843), dianteiro bovino

com osso (0,9854) e casado bovino com osso (0,9939); (ii) dos preços do corte casado bovino com osso com os preços da carne suína (0,8783); e (iii) dos preços do corte traseiro bovino com osso com os preços da carne de frango (0,9069). A existência da correlação linear positiva forte entre os preços das carnes bovina, suína e de frango no mercado brasileiro reforça a hipótese de ocorrência de transmissão de preços entre elas, o que é analisado na sequência do estudo.

**Tabela 2 - Correlação linear entre os preços das carnes bovina, suína e de frango**

	BGI	TCO	DCO	CCO	SUI	FRA
BGI	1					
TCO	0,9843***	1				
DCO	0,9854***	0,9616***	1			
CCO	0,9939***	0,9936***	0,9862***	1		
SUI	0,8756***	0,8782***	0,8555***	0,8783***	1	
FRA	0,9003***	0,9069***	0,8772***	0,9035***	0,8814***	1

**Nota:** (BGI) Indicador do Preço em reais da arroba do Boi Gordo na [B]<sup>3</sup>, (TCO) Preço em reais por quilograma do Corte Traseiro Bovino com Osso, (DCO) Preço em reais por quilograma do Corte Dianteiro Bovino com Osso, (CCO) Preço em reais por quilograma do Corte Casado Bovino com Osso, (SUI) Preço em reais por quilograma da Carne Suína, (FRA) Preço em reais por quilograma da Carne de Frango e (\*\*\*) Estatisticamente significante ao nível de 1%.

**Fonte:** Dados da pesquisa.

Após a análise da correlação linear entre os preços, foi realizado o teste da raiz unitária ADF para as séries dos logaritmos dos preços das carnes em nível. Com base nos resultados do teste, não se rejeitou a hipótese nula da presença de raiz unitária para todas as séries analisadas, visto que as estatísticas do teste ADF se apresentaram acima dos valores críticos aos níveis de 1%, 5% e 10%, que são, respectivamente, -2,5688, -1,9414 e -1,6163. Portanto, as séries são definidas como não estacionárias em nível.

Assim sendo, verificou-se, posteriormente, a hipótese de existência de raiz unitária das séries na 1ª diferença. Nessas condições, os resultados da estatística do teste ADF apresentaram-se inferiores aos valores críticos a 1%, 5% e 10%, indicando que, na 1ª diferença, rejeita-se a hipótese nula de presença de raiz unitária, ou seja, as séries são estacionárias. Os resultados dos estudos de Arêdes (2009), Boechat (2013) e Gaio, Castro Junior e Oliveira (2015) também evidenciaram que as séries eram não estacionárias em nível e estacionárias na primeira diferença.

Depois de verificar a estacionariedade das séries, foi definido o número de defasagens mais adequado a ser incluído na estimação dos vetores de cointegração pelo método de Johansen (1988). Logo, os critérios de informação de Schwarz (SBC) e de Hannan-Quinn (HQ) foram aplicados na escolha da defasagem ótima do teste de cointegração e, nesses testes, foram agrupados, caso a caso, os preços das carnes bovina, suína e de frango. Os resultados apontaram para três defasagens ótimas a serem consideradas no teste de cointegração, conforme valores dos critérios de informação estimados, SBC = -34.60063 e HQ = -35.11466.

Na sequência, foi realizado o teste de cointegração, conforme exposto na Tabela 3. Ao considerar o valor crítico de 5% de significância estatística para rejeição ou não da hipótese de cointegração, bem como os valores da estatística do teste traço estabelecidos, definiu-se pela rejeição da hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração, uma vez que os valores do teste traço encontrados são superiores aos dos valores críticos estimados.

Os resultados apresentados na Tabela 3 apontam ainda para a existência de, no mínimo, cinco vetores de cointegração entre as séries de preços das carnes bovina, suína e de frango. A significância estatística entre 1% e 5% foi definida como base para verificação da hipótese de cointegração, conforme pode ser verificado pelos *p-valores* estimados para o teste traço. Vale ressaltar que a condição primordial para que exista uma tendência estocástica entre as séries de preços é de que haja, pelo menos, um vetor de cointegração. Assim sendo, como os testes evidenciaram que há, pelo menos, cinco vetores de cointegração, pôde-se inferir que há uma

relação comum-equilibrada de longo prazo entre as séries de preços das carnes bovina, suína e de frango.

**Tabela 3: Teste traço para cointegração entre os preços das carnes bovina, suína e de frango**

Vetores de Cointegração	Eigenvalue	Teste Traço		
		Estadística do Teste	Valor Crítico (5%)	p-valor
$r = 0^{***}$	0,0822	158,6117	95,7537	0,0000
$r \leq 1^{***}$	0,0564	107,2968	69,8189	0,0000
$r \leq 2^{***}$	0,0509	72,5949	47,8561	0,0001
$r \leq 3^{***}$	0,0365	41,3430	29,7971	0,0015
$r \leq 4^{**}$	0,0243	19,0863	15,4947	0,0137
$r \leq 5^{**}$	0,0073	4,3851	3,8415	0,0362

**Nota:** (p-valor) p-values de MacKinnon-Haug-Michelis (1999), (Eigenvalue) Autovalor, (\*\*\*) e (\*\*) estatisticamente significativa ao nível de 1% e 5%, respectivamente.

**Fonte:** Dados da pesquisa.

Os resultados para cointegração expostos na Tabela 3 corroboram os encontrados no estudo de Bojnec (2002), que concluiu que, no longo prazo, há um equilíbrio na transmissão de preços das carnes bovina e suína no mercado esloveno. Uma vez constatada a cointegração entre as séries de preços de carnes bovina, suína e de frango, são apresentados, na Tabela 4, os resultados do teste de causalidade agregado ao modelo vetorial com correção de erros (VEC).

Conforme exposto na Tabela 4, a arroba do boi gordo (BGI) não tem variações no seu preço influenciadas por variações nos preços dos cortes traseiro, dianteiro e casado de carne bovina, nem sequer de flutuações nos preços das carnes, suína e de frango. Já o preço do corte traseiro bovino com osso (TCO) sofre influência dos preços da arroba do boi gordo (BGI) e do corte dianteiro bovino com osso (DCO) ao nível de 1% e 5% de significância estatística, respectivamente. Já o corte dianteiro bovino com osso (DCO) tem as variações de preços causadas apenas pelas alterações nos preços da arroba do boi gordo ao nível de 1% de significância estatística. Também, evidenciou-se que os preços do corte casado bovino com osso (CCO) são influenciados diretamente pelos preços da arroba do boi gordo (BGI) e do corte traseiro bovino com osso (TCO) ao nível de 1% e 5% de significância estatística, respectivamente.

**Tabela 4 – Teste de causalidade de Granger / Teste de Wald para exogeneidade por blocos**

	BGI (Chi-sq)	TCO (Chi-sq)	DCO (Chi-sq)	CCO (Chi-sq)	SUI (Chi-sq)	FRA (Chi-sq)
TCO	3,4735 <sup>ns</sup>	BGI 47,4445 <sup>***</sup>	BGI 52,7141 <sup>***</sup>	BGI 58,3621 <sup>***</sup>	BGI 0,6579 <sup>ns</sup>	BGI 6,8285 <sup>*</sup>
DCO	1,1224 <sup>ns</sup>	DCO 9,3531 <sup>**</sup>	TCO 4,3441 <sup>ns</sup>	TCO 9,0472 <sup>**</sup>	TCO 5,6262 <sup>ns</sup>	TCO 1,4699 <sup>ns</sup>
CCO	0,8214 <sup>ns</sup>	CCO 5,9983 <sup>ns</sup>	CCO 4,9703 <sup>ns</sup>	DCO 5,2214 <sup>ns</sup>	DCO 8,8145 <sup>**</sup>	DCO 1,8033 <sup>ns</sup>
SUI	4,6181 <sup>ns</sup>	SUI 4,0873 <sup>ns</sup>	SUI 1,7627 <sup>ns</sup>	SUI 2,446 <sup>ns</sup>	CCO 9,0593 <sup>**</sup>	CCO 2,4667 <sup>ns</sup>
FRA	2,3077 <sup>ns</sup>	FRA 1,8268 <sup>ns</sup>	FRA 0,6643 <sup>ns</sup>	FRA 1,1087 <sup>ns</sup>	FRA 35,589 <sup>***</sup>	SUI 6,7466 <sup>*</sup>

**Nota:** (BGI) Logaritmo do Indicador do Preço em reais da arroba do Boi Gordo na Brasil, Bolsa, Balcão – [B]<sup>3</sup>, (TCO) Logaritmo do Preço em reais por quilograma do Corte Traseiro Bovino com Osso, (DCO) Logaritmo do Preço em reais por quilograma do Corte Dianteiro Bovino com Osso, (CCO) Logaritmo do Preço em reais por quilograma do Corte Casado Bovino com Osso, (SUI) Logaritmo do Preço em reais por quilograma da Carne Suína, (FRA) Logaritmo do Preço em reais por quilograma da Carne de Frango, (Chi-sq) Valor estimado pela estatística qui-quadrado - teste de Wald, (\*\*\*, \*\*, \*) Estatisticamente significativa ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

**Fonte:** Dados da pesquisa.

Os dados da Tabela 4 mostram ainda que o preço da carne suína é a que tem maior relação causal entre os preços das carnes analisadas, uma vez que esse preço, estatisticamente, tem a volatilidade atrelada às variações nos preços dos cortes dianteiro e casado bovino com osso e da carne de frango (DCO, CCO e FRA). Em termos de transmissibilidade, destaca-se que o preço da carne de frango tem sua variação causada, principalmente, devido a alterações ocorridas nos preços da arroba do boi gordo (BGI) e da carne suína (SUI).

Assim sendo, os resultados da Tabela 4 para a verificação da relação causal permitem concluir que ocorre transmissão de preços entre as carnes bovina, suína e de frango, embora, em algumas, essa transmissão ocorre com influência de um maior número de variáveis do que em outras, como é o caso dos preços da carne suína e de frango. Dentre as alterações de preços

que mais transmitem volatilidade, destaca-se o preço da arroba do boi gordo (BGI), dado que as alterações nesse preço são transmitidas para os demais cortes/carnes, com exceção do preço da carne suína. Já as alterações no preço da carne de frango são as que menos são transmitidas, causando alterações apenas no preço da carne suína.

Complementarmente, foi realizado o teste de causalidade de Granger emparelhado (ver Tabela 5), ou seja, a análise foi realizada, considerando a relação entre os preços de duas carnes por vez e não em conjunto, como no teste anterior (ver Tabela 4). O motivo da realização desse teste deve-se ao fato de que, em conjunto, uma carne pode demonstrar expressiva transmissão para a outra, mas, se analisada bilateralmente, como no teste emparelhado, essa transmissão pode não ocorrer.

**Tabela 5 - Teste de causalidade de Granger entre os preços das carnes bovina, suína e de frango (Hipótese nula de não causalidade - variável independente na vertical e dependente na horizontal)**

	BGI	TCO	DCO	CCO	SUI	FRA
BGI	-	9,3566***	17,0418***	19,1199***	30,4716***	23,8240***
TCO	3,6705**	-	1,3322 <sup>ns</sup>	3,6447**	44,6136***	41,1327***
DCO	3,1388**	12,5181***	-	3,3296**	34,8809***	34,2284***
CCO	4,7013***	11,1666***	1,5044 <sup>ns</sup>	-	47,1717***	46,3399***
SUI	3,4438**	8,1396***	4,4296**	5,1574***	-	2,8254*
FRA	1,3062 <sup>ns</sup>	11,1243***	8,3009***	9,4047***	14,6344***	-

**Nota:** (Valor na Tabela) refere-se ao valor estimado pela estatística F, (\*\*\*, \*\*, \*) Estatisticamente significante ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente, (ns) Estatisticamente não significativo, (BGI) Logaritmo do Indicador do Preço em reais da arroba do Boi Gordo na Brasil, Bolsa, Balcão – [B]<sup>3</sup>, (TCO) Logaritmo do Preço em reais por quilograma do Corte Traseiro Bovino com Osso, (DCO) Logaritmo do Preço em reais por quilograma do Corte Dianteiro Bovino com Osso, (CCO) Logaritmo do Preço em reais por quilograma do Corte Casado Bovino com Osso, (SUI) Logaritmo do Preço em reais por quilograma da Carne Suína, (FRA) Logaritmo do Preço em reais por quilograma da Carne de Frango.

**Fonte:** Dados da pesquisa.

Ao analisar os dados da Tabela 5, rejeitou-se a hipótese nula de não causalidade para a maioria dos casos, ou seja, a relação bidirecional de causalidade entre a maioria dos preços de carnes verificados. Entretanto, foram identificadas as seguintes exceções: (i) o preço da carne de frango não causa alterações nos preços da arroba do boi gordo; (ii) o preço do corte traseiro bovino com osso não causa alterações nos preços do corte dianteiro bovino com osso; e (iii) o preço do corte bovino casado com osso não causa alterações nos preços do corte dianteiro bovino com osso.

A última etapa da pesquisa tem como foco a análise da evolução temporal da decomposição da variância (ver Tabela 6). Nessa etapa, apresentam-se os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para os preços das seis carnes/cortes em estudo. A primeira coluna apresenta o horizonte temporal expresso em semanas, considerando que choques não antecipados sobre os preços das carnes bovina, suína e de frango persistem por, no máximo, 8 semanas. O critério temporal foi o mesmo definido para verificação do número de defasagens ótimas do teste de cointegração. Já a segunda coluna indica a percentualidade da variância dos erros de previsão em função de choques não antecipados e, em suma, estima o efeito de um choque não antecipado no preço de determinada carne sobre ela mesma ao longo do tempo. Já as colunas seguintes, à direita, apontam os percentuais das variâncias dos erros de previsão de cada um dos preços verificados atribuídos às variações nos preços das demais carnes/cortes.

Ao analisar a Tabela 6, verificou-se que o preço do boi gordo, entre a primeira e a quarta semana, é afetado quase que, exclusivamente, pelas alterações no seu próprio preço e, apenas entre a sexta e oitava semana, a arroba do boi gordo tem uma pequena parte de suas variações relacionadas às alterações no preço das demais carnes/cortes, em especial, transmitida pela variação no preço da carne suína, chegando a, aproximadamente, 2% de transmissibilidade na oitava semana.

Quanto às variações no preço do corte traseiro bovino com osso, esse preço, na primeira semana, é influenciado em 70,67%, por alterações no seu próprio preço e, em 29,33%, é afetado pela variação no preço da arroba do boi gordo, com evidente persistência da relação com o preço do boi gordo nas semanas seguintes. Entretanto, entre a segunda e a sexta semana, verificou-se o crescimento da relação das variações dos preços do corte traseiro bovino com osso com os preços do corte dianteiro bovino com osso, cuja volatilidade causada no primeiro é, aproximadamente, 6% relacionada com a variância no segundo.

No que se refere ao preço do corte dianteiro bovino com osso, sua volatilidade, na primeira semana, está relacionada em 52,36% com as variações no próprio preço, bem como em 19,87% e 27,75%, com as alterações nos preços do corte traseiro bovino com osso e do boi gordo, respectivamente. Nas semanas seguintes, persiste a influência desses transmissores nos preços do corte dianteiro bovino com osso.

**Tabela 6 – Evolução semanal da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem dos preços das carnes bovina, suína e de aves no mercado brasileiro de carnes no período 2006-2017**

Boi Gordo							Traseiro Com Osso - Bovino						
	BGI	TCO	DCO	CCO	SUI	FRA		BGI	TCO	DCO	CCO	SUI	FRA
1	100,00	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	1	29,328	70,671	0,000	0,000	0,000	0,000
2	99,123	0,671	0,083	0,013	0,001	0,107	2	40,167	58,704	1,009	0,005	0,017	0,095
4	99,030	0,435	0,226	0,088	0,095	0,123	4	45,950	48,082	5,653	0,038	0,160	0,114
6	97,935	0,566	0,275	0,147	0,939	0,135	6	42,694	49,104	6,636	0,061	1,371	0,133
8	96,566	0,462	0,420	0,129	2,308	0,113	8	44,215	46,092	6,828	0,146	2,564	0,152
Dianteiro Com Osso - Bovino							Casado Com Osso - Bovino						
	BGI	TCO	DCO	CCO	SUI	FRA		BGI	TCO	DCO	CCO	SUI	FRA
1	27,754	19,876	52,368	0,000	0,000	0,000	1	33,594	53,859	11,268	1,277	0,000	0,000
2	41,777	16,648	41,452	0,037	0,066	0,018	2	47,758	44,985	6,286	0,878	0,034	0,056
4	54,452	9,630	35,819	0,024	0,052	0,020	4	61,359	34,048	3,519	0,869	0,107	0,094
6	52,187	8,845	38,703	0,019	0,216	0,027	6	59,977	35,239	3,042	0,680	0,986	0,073
8	49,923	7,348	42,180	0,015	0,308	0,223	8	61,932	32,446	3,196	0,557	1,794	0,072
Carne Suína							Carne De Frango						
	BGI	TCO	DCO	CCO	SUI	FRA		BGI	TCO	DCO	CCO	SUI	FRA
1	0,305	0,373	0,008	0,027	99,285	0,000	1	0,208	3,179	0,048	0,227	1,765	94,570
2	1,438	1,600	0,002	0,391	95,655	0,912	2	1,422	7,021	0,097	0,667	2,343	88,447
4	6,574	4,347	0,013	0,681	87,618	0,765	4	8,259	8,843	0,090	1,510	3,158	78,138
6	10,997	3,912	0,197	0,737	82,924	1,230	6	13,554	7,193	0,202	1,270	4,390	73,388
8	13,381	3,913	0,245	0,665	79,553	2,240	8	17,919	6,818	0,185	1,198	4,067	69,810

**Nota:** (BGI) Logaritmo do Indicador do Preço em reais da arroba do Boi Gordo na Brasil, Bolsa, Balcão – [B]<sup>3</sup>, (TCO) Logaritmo do Preço em reais por quilograma do Corte Traseiro Bovino com Osso, (DCO) Logaritmo do Preço em reais por quilograma do Corte Dianteiro Bovino com Osso, (CCO) Logaritmo do Preço em reais por quilograma do Corte Casado Bovino com Osso, (SUI) Logaritmo do Preço em reais por quilograma da Carne Suína, (FRA) Logaritmo do Preço em reais por quilograma da Carne de Frango.

**Fonte:** Dados da pesquisa.

Ao verificar a decomposição da variância do preço do corte casado bovino com osso, como se verifica na Tabela 6, notou-se que, já na primeira semana, o percentual de transmissão de preços para o mesmo é em 53,85%, 33,59% e 11,26%, o que é determinado por variações nos preços do corte traseiro bovino com osso, do preço do boi gordo e do corte dianteiro bovino com osso, respectivamente. Nas semanas seguintes, persiste a influência dos principais transmissores de preços para o corte casado bovino com osso da primeira semana, com destaque para a influência das alterações nos preços do boi gordo e do corte traseiro bovino com osso.

Os dados da Tabela 6 permitiram verificar ainda que, diferente dos preços dos cortes de carne bovina e semelhante ao comportamento dos preços da arroba do boi gordo, as variações no preço da carne suína são causadas, na primeira semana, por alterações no próprio preço. Entretanto, apesar da persistência da transmissão de preços relativa ao próprio mercado, destaca-se, nas semanas seguintes, a transmissibilidade das variações nos preços da arroba do

boi gordo para os preços da carne suína, principalmente, entre a segunda e oitava semana, chegando a, aproximadamente, 13,4% nesta última.

Assim como o preço da arroba do boi gordo e o preço da carne suína, a variação no preço da carne de frango é causada, na primeira semana, principalmente, por alterações no próprio preço, mais precisamente, em 94,57%. Mas, já na primeira semana, 3,17% da volatilidade do preço da carne de frango é transmitida por variações nos preços do corte traseiro bovino com osso (ver Tabela 6). Ressalta-se também que, nas semanas seguintes, tem-se um crescimento da transmissibilidade de preços da arroba do boi gordo, dos cortes traseiro e dianteiro bovino com osso e da carne suína para o preço da carne de frango que. Em particular, o preço da carne de frango tem sua transmissibilidade própria diminuída em, aproximadamente, 25% no horizonte de oito semanas, chegando ao patamar de 69,81% de transmissão.

## 5. Conclusões

Este estudo teve como objetivo analisar a volatilidade e a transmissão de preços entre os mercados brasileiros de carnes bovina, suína e de frangos. Assim sendo, após a realização dos diversos testes estatísticos, foi possível alcançar a finalidade proposta pelo estudo, assim como responder a pergunta problema estabelecida.

Em suma, foi verificada correlação forte e positiva entre os preços das carnes, que é o primeiro indício de ocorrência de transmissão de preço entre as carnes bovina, suína e de frango. Já o teste de cointegração apontou que as séries de preços das carnes analisadas têm, no mínimo, cinco vetores de cointegração, o que evidenciou uma relação comum-equilibrada no longo prazo entre os preços das carnes/cortes. Pelo teste de causalidade de Granger agregado ao modelo vetorial com correção de erros, verificou-se a acentuada transmissibilidade de preços entre as carnes, ocorrendo essa transmissão, de forma mais intensa, nas carnes suína e de frango e, de forma mais branda, na carne bovina.

Em conjunto com o teste de causalidade, a verificação da evolução semanal da decomposição da variância permitiu concluir que, dentre as alterações de preços que mais são transmitidas, destacam-se as dos preços da arroba do boi gordo, dado que a transmissibilidade das variações desses preços ocorre de forma significativa para a maioria dos preços das(os) carnes/cortes. Quanto ao preço da carne suína, concluiu-se que a variância se dá, principalmente, por influência de variações no próprio preço e nos preços do boi gordo e da carne de frango. Vale destacar também que os preços da carne de frango são as que menos são transmitidos para as carnes bovina e suína. O conjunto de resultados dos testes sugerem ainda que a transmissão ocorre, principalmente, devido à substitutividade direta dessas carnes e, portanto, qualquer alteração mercadológica e/ou de consumo de uma carne afetaria diretamente o preço das demais.

Ao fim desta pesquisa, a expectativa é que os resultados obtidos possam ser utilizados pelos agentes dos diferentes elos da cadeia produtiva de carnes. Espera-se também que sejam realizados estudos futuros sobre a problemática de transmissão de preços e volatilidade em outros importantes mercados de commodities brasileiras, com aplicação de diferentes modelos de análise com a finalidade de contribuir, cada vez mais, com a geração de informações que auxiliem as tomadas de decisões na gestão do risco e comercialização de commodities agrícolas.

## Referências

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

\_\_\_\_\_.; PEREIRA, M. W. G.; COELHO, A. B.; ALVES, M. C. Relação entre os preços do frango no atacado, nos estados do Paraná e São Paulo. **Revista de Economia e Agronegócio – REA**, v. 7, n. 3, p. 385-408, 2009.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS EXPORTADORAS DE CARNES – ABIEC. **Perfil da pecuária no Brasil: relatório anual 2016**. 2016. Disponível em: <[http://www.newsprime.com.br/img/upload2/2016\\_FolderPerfil\\_PT.pdf](http://www.newsprime.com.br/img/upload2/2016_FolderPerfil_PT.pdf)> Acesso em: 01 nov. 2017.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE PROTEÍNA ANIMAL – ABPA. **Relatório anual 2017. 2017**. Disponível em: <[http://abpa-br.com.br/storage/files/3678c\\_final\\_abpa\\_relatorio\\_anual\\_2016\\_portugues\\_web\\_reduzido.pdf](http://abpa-br.com.br/storage/files/3678c_final_abpa_relatorio_anual_2016_portugues_web_reduzido.pdf)>. Acesso em: 09 jun. 2018.

BAKUCS, L. Z.; FERTÖ, I. Marketing margins and price transmission on the Hungarian beef market. **Acta Agriculturae Scand Section C**, v. 3, n. 3-4, p. 151-160, 2006.

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

\_\_\_\_\_.; BITTENCOURT, M. V. L. Formação de preços sob oligopsonio: o mercado de frango em São Paulo. **Revista Brasileira de Economia**, v. 51, n. 2, p. 181-199, abr./jun. 1997.

BENDER FILHO, R.; ALVIM, A. M. Análise de transmissão de preços no mercado de carne bovina entre os países do Mercosul e os Estados Unidos. **Revista de Economia e Administração**, v. 7, n. 4, p. 402-418, 2008.

BOECHAT, A. M. F. Análise do comportamento dos preços do boi gordo e do boi magro entre 2000 e 2012. **Revista de Economia e Agronegócio – REA**, v. 11, n. 3, p. 419-438, 2013.

BOJNEC, S. Price transmission and marketing margins in the slovenian beef and pork markets during transition. In: EAAE CONGRESS ‘EXPLORING DIVERSITY IN THE EUROPEAN AGRI-FOOD SYSTEM, 10, 2002, Zaragoza (Spain). **Anais...**, Zaragoza: EAAE, 2002, p. 1-16. Disponível em: <<https://core.ac.uk/download/pdf/6671551.pdf>>. Acesso em: 10 mai. 2017.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA – CEPEA. **PIB do Agronegócio Brasil**. 2016. Disponível em: <[http://www.cepea.esalq.usp.br/upload/kceditor/files/RelatorioPIBAGROBrasil\\_DEZEMBR O.pdf](http://www.cepea.esalq.usp.br/upload/kceditor/files/RelatorioPIBAGROBrasil_DEZEMBR O.pdf)>. Acesso em: 07 jul. 2017.

CONFEDERAÇÃO DA AGRICULTURA E PECUÁRIA DO BRASIL – CNA. **PIB e performance do agronegócio**. Disponível em: <[http://www.cnabrasil.org.br/sites/default/files/sites/default/files/uploads/02\\_pib.pdf](http://www.cnabrasil.org.br/sites/default/files/sites/default/files/uploads/02_pib.pdf)>. Acesso em: 27 abr. 2017.

DANTAS, F.; WEYDMANN, C. L. Carne de frango: uma análise da relação entre os preços dos produtores e de exportação. **Revista de Economia e Agronegócio – REA**, v. 7, n. 1, p. 31-54, 2009.

ENGLE, R. F.; GRANGER, W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 50, n. 2, p. 987-1007, 1982.

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.

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

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Indicadores IBGE**: Estatística da Produção Pecuária- Março de 2017. 15 mar. 2017. Disponível em: <[ftp://ftp.ibge.gov.br/Producao\\_Pecuaria/Fasciculo\\_Indicadores\\_IBGE/abate-leite-couro-ovos\\_201604caderno.pdf](ftp://ftp.ibge.gov.br/Producao_Pecuaria/Fasciculo_Indicadores_IBGE/abate-leite-couro-ovos_201604caderno.pdf)>. Acesso em: 19 abr. 2017.

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, aug. 1987.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of economic dynamics and control**, v. 12, n.2-3, p, 231-254, 1988.

JONES, K. G. Price volatility and transmission in the hog and pork markets. In: THE ANNUAL MEETING OF THE SOUTHERN AGRICULTURAL ECONOMICS ASSOCIATION, 2005, Little Rock, Arkansas, **Proceedings...**, Little Rock: AEA, 2005, p. 5-9. Disponível em: <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/35579/1/sp05jo06.pdf>>. Acesso em: 08 mai. 2017.

LOBO, O. A.; SILVA NETO, W. A.. Transmissão de preços entre o produtor e o varejo: evidências empíricas para o setor de carnes bovinas em Goiás. **Conjuntura Econômica Goiana**, v. 1, n. 19, p. 57-63, 2011.

MACKINNON, J. G.; HAUG, A. A.; MICHELIS, L. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. **Journal of Applied Econometrics**, v. 14, n. 5, p. 563-577, sep./oct. 1999.

MANN, H. B.; WHITNEY, D. R. On a test of whether one of two random variables is stochastically larger than the other. **The annals of mathematical statistics**, v. 1, n. 1, p. 50-60, mar. 1947.

MORGAN, C. W. Futures markets and spot price volatility: a case study. **Journal of Agricultural Economics**, v. 50, n. 2, p. 247-257, 1999.

REZITIS, A. Mean and volatility spillover effects in greek producer-consumer meat prices. **Applied Economics Letters**, v. 10, n. 6, p. 381-384, 2003.

REZITIS, A. N.; STAVROPOULOS, K. S. Price transmission and volatility in the greek broiler sector: A threshold cointegration analysis. **Journal of Agricultural & Food Industrial Organization**, v. 9, n. 1, 2011.

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

WEYDMANN, C. L.; SEABRA, F. Transmissão de preços na cadeia de carne suína: uma aplicação para os preços de São Paulo. **Revista de Economia e Agronegócio-REA**, v. 4, n. 3, p. 269-288, 2006.