

VOLATILIDADE E TRANSMISSÃO DE PREÇOS NO MERCADO BRASILEIRO DE CARNES BOVINA, SUÍNA E DE FRANGO

Autora: Andresa Carolina da Silva (andresa_carolyna@hotmail.com) FACES/UFU
Orientador: Prof. Dr. Odilon José de Oliveira Neto (odilonoliveira@ufu.br) FACES/UFU

RESUMO

Este trabalho tem por objetivo analisar a volatilidade e a transmissão de preços entre os mercados brasileiros de carnes bovina, suína e de aves (frangos). Para isso, foram utilizadas séries temporais de preços semanais dos cortes dianteiro, traseiro e casado de carne bovina, bem como da carne suína e da carne de frango, praticados nas principais praças produtoras do Brasil no período 2006-2017. Esses dados são originários do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) e cedidos pela Inteligência de Mercado da Minerva Foods S.A. Com o intuito de atingir a finalidade proposta para o estudo, foram realizados, sequencialmente, a verificação da estatística descritiva dos dados, a análise de correlação linear, o teste de raiz unitária, o teste de causalidade e cointegração, a aplicação do modelo vetorial autorregressivo, a decomposição da variância e o impulso resposta. Os resultados evidenciaram: (i) correlação linear positiva forte entre todas as séries de preços analisadas; e (ii) existência de, no mínimo, cinco vetores de cointegração, o que permitiu inferir que há uma relação comum-equilibrada de longo prazo entre as séries de preços das carnes bovina, suína e de frango. Por meio do teste de Causalidade de Granger aplicado ao modelo VEC, pode-se constatar a transmissão de preços entre as carnes, sendo que a mais suscetível à alteração nas demais é a carne suína, e a que menos transmite preços é a carne de frango. Já a decomposição da variância permitiu apurar a proporção em que a transmissão de preços ocorre entre as carnes durante um período de oito semanas. Assim, concluiu-se que a variação do preço do boi gordo é a que mais transmite preços no mercado brasileiro de carnes bovina, suína e de frango.

Palavras-chave: Volatilidade. Transmissão de Preços. Carne Bovina. Carne Suína. Carne De Frango.

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 gerados pelo setor em 2016 (CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA - CEPEA, 2016). Já a atividade pecuária, que é a base para a produção de carnes em geral, foi responsável por aproximadamente 420 bilhões de reais, o que representa algo em torno de 30% do PIB do agronegócio brasileiro, segundo dados da Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carnes –ABIEC (2016).

Entre as cadeias produtivas agrícolas brasileiras, destacam-se as de carne bovina, suína e de aves, principalmente, no contexto da produção, exportação e consumo interno. De acordo com dados do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (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%. Quanto à carne suína, o Brasil é o 4º maior produtor mundial, com 3,3%, estando a China

(48,7%), a União Europeia (21,3%) e os EUA (10,4%) ocupando, respectivamente, a 1ª, 2ª e 3ª colocação no *ranking* de produção da *commodity*. No que se refere à carne de frango, o Brasil é o 2º maior produtor mundial, com 15,1%, sendo os EUA, com 20,6%, o maior produtor.

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 (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%), ocupando, respectivamente, a 1ª, 2ª e 3ª posição em exportação de carne de suínos. 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%).

O consumo interno *per capita* de carnes pelos brasileiros em 2016, segundo o USDA, foi de 46 quilos de carne de frango, 30,7 quilos de carne bovina e 14,4 quilos de carne suína, o que representou um consumo do total produzido no Brasil de 46,8%, 38,6% e 14,5%, respectivamente. Segundos dados da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), desde 2014, o consumo de carne vem sofrendo queda significativa, sendo a queda no consumo de carne bovina a mais expressiva.

No que tange à produção, dados da Estatística de 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). Implicitamente, tem-se que as cadeias de carnes, tecnicamente, 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 da mesma, impulsionaria o aumento do consumo temporário de outra carne, o que ocorreria em função da substituição por preço mais atraente ao consumidor.

Diante da magnitude dos mercados de carnes bovina, suína e de frango no Brasil, bem como da potencialidade substitutiva desses produtos, emerge a questão: a volatilidade em determinado mercado de carne pode provocar variações e transferências de preços para os demais mercados? Assim sendo, este trabalho tem por objetivo analisar a volatilidade e a transmissão de preços entre os mercados brasileiros de carnes bovina, suína e de aves (frangos). Além disso, almeja-se com este estudo gerar informações via análise dos resultados e conclusões sobre a volatilidade e a transmissão de preços, em especial, ao abranger, de maneira conjunta, os mercados de carnes bovina, suína e de frango.

Nesse sentido, vale destacar que a volatilidade dos preços das carnes é algo que pode ser causada por diversos fatores, além do comportamento dos preços dos substitutos, como, por exemplo: fatores legais, ambientais, climáticos, sazonalidade, fatores político-econômicos, tecnológicos, culturais, entre outros. Assim posto, é importante que se busque entender essa 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 se destacam 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.

Segundo Mendes e Padilha (2007), o preço é o fator mais importante dentro das relações mercadológicas, visto que, por vezes, os produtores o acatam de forma automática. Mas os pesquisadores destacam que isso não deve impedir a procura pelo entendimento da formação dos preços, bem como acerca da transmissão dos mesmos ao longo das cadeias produtivas, uma vez que essa informação pode contribuir para a formulação de estratégias de precificação e comercialização.

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 da mesma. Internacionalmente, existem importantes estudos que abordam a temática transmissão de preços no mercado de carnes, destacando-se, dentre eles, o de Bojnec (2002) que 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 interno, 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.

Este estudo se justifica também devido a temática volatilidade e transmissão de preços agrícolas ser pouco explorada no Brasil, o que motiva a realização de novos estudos. Ao considerar as três principais cadeias produtivas da pecuária brasileira (bovina, suína e de frango), 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.

Nesse sentido, vale destacar que a produção brasileira dessas carnes vem crescendo a cada ano, segundo dados da Associação Brasileira de Proteína Animal-ABPA (2011) e do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (sigla em inglês, 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 produção que era de 2,56 milhões de toneladas, em 2000, atingindo 3,73 milhões de toneladas em 2016. Dentre as carnes em estudo, a carne de frango foi a que teve a maior variação em produção entre as três carnes analisadas, 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 (ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE PROTEÍNA ANIMAL, 2017).

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, são apresentados nos próximos subitens (2.1, 2.2 e 2.3) o debate acerca de importantes estudos publicados em periódicos científicos nacionais e internacionais, nos quais se enquadra a abordagem quanto às

características, particularidades e resultados de pesquisas que são referência acerca da temática adotada no presente artigo.

2.1 Mercado da carne de frango

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). Nesse estudo, os pesquisadores verificaram que o mercado de carne de frango é similar aos mercados de carne bovina no que tange ao comportamento dos preços, e de insumos de produção e comercialização no que tange aos custos.

Para isso, Barros e Bittencourt (1997) analisaram a formação de preços no estado entre janeiro de 1985 e dezembro de 1993, utilizando-se um modelo vetorial autoregressivo (VAR) com procedimento de Bernanke de 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, o que corroborou as seguintes hipóteses propostas no modelo oligopsonista: H_1 : os frigoríficos-atacadistas compram dos produtores oligopsonisticamente e vendem aos varejistas concorrencialmente; H_2 : o lucro de cada agente frigorífico-atacadista é maximizado ao se igualar o preço de venda ao custo marginal, considerando-se que suas ações podem provocar reações em seus concorrentes; H_3 : o frigorífico-atacadista tem de adquirir em $(t-1)$ junto ao produtor para vender ao varejista em t ; H_4 : a decisão do agente é baseada em informações acessíveis em $(t-1)$, presumindo que se mantenham em t ; H_5 : ao vender concorrencialmente, o varejista utiliza-se de ajustes instantâneos.

Arêdes et al. (2015) também estudaram o mercado de carne de frango, mas foram além da análise do mercado de São Paulo, incluindo no seu campo de avaliação o estado do Paraná. 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 instabilize devido a choques nesses mercados, esses preços tendem a se ajustar e voltar ao nível anterior ao choque.

Em um nível macro, Mattos et al. (2015) analisaram os efeitos que custos de transação exercem sobre o processo de transmissão de preços da carne de frango inteira resfriada no Brasil no período 1998-2007. Por meio da técnica *Threshold* de cointegração, os pesquisadores constataram a existência de barreiras significativas à transmissão de preços no mercado brasileiro, as quais, hipoteticamente, são originadas pelos custos de transação, o que torna a transmissão de preços assimétrica. Outro resultado relevante do estudo refere-se à constatação da necessidade de um período longo de tempo para que sejam eliminados os desequilíbrios advindos dos choques de preços no mercado.

No âmbito 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 há uma constância autorregressiva nos preços de frangos do produtor e do consumidor. Dessa forma, os choques provocados pela volatilidade demoram mais tempo para se dissiparem, fazendo com que no produtor haja uma constância maior na volatilidade dos preços em comparação com o consumidor. Por fim, os resultados sugeriram 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 (2015) abrangeram o mercado brasileiro e 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), os autores puderam inferir 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.

Nos estudos que abrangeram mercados de carnes de frango, pôde-se constatar que Barros e Bittencourt (1997) Arêdes et al. (2015), Mattos et al. (2015), Rezitis e Stavropoulos (2011) e Dantas e Weydmann (2015) corroboraram os resultados no sentido de constatar que a carne de frango é sensível a choques e à movimentação do próprio mercado, fazendo com que essa carne apresente volatilidade no preço, assumindo forma assimétrica.

2.2 Mercado da carne suína

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 do modelo GARCH- t não linear, procedimento semelhante ao usado por Morgan (1999), e do teste de Mann e Whiney (1947) não paramétrico, o pesquisador chegou à conclusão de que cada categoria do mercado ajusta-se parcialmente quando há alterações de preços em quaisquer outros mercados, o que caracteriza transmissão de preços imperfeita. Além disso, concluiu-se também que há na cadeia de suínos causalidade significativa na transmissão de preços.

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 da variância condicional 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, uma vez que foram aplicados o modelo VAR, contemplando a instabilidade de preços por meio do processo ARCH, e também o teste de causalidade de Granger (1969). Outro aspecto distinto refere-se aos períodos e mercados analisados, 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.

Por sua vez, Martins (2010) realizou um estudo mais abrangente sobre transmissão de preços no mercado de carne suína. Nesse estudo, considerou-se que, hipoteticamente, os preços recebidos pelos produtores brasileiros poderiam ser impactados pela transmissão de preços da soja, do milho e do preço da carne suína no mercado internacional. Além disso, foi analisado o mercado internacional de carne suína no que se refere à sua integração, tendo sido empregados no estudo o modelo de autorregressão vetorial com correção de erros (VEC), o modelo analítico e a teoria de produção e integração de preços entre mercados brasileiro e

internacional com a finalidade de analisar os dados mensais do período 2003-2010. Os resultados apontaram não haver influência significativa dos preços recebidos pelos produtores de suínos brasileiros, nos preços recebidos pelos produtores brasileiros de milho e soja, bem como no preço internacional da carne suína.

Martins (2010) averiguou também que a variação dos preços que os produtores brasileiros de carne suína recebem pode ser explicada pelas alterações nos preços recebidos pelos produtores brasileiros de soja e milho e de carne suína no mercado internacional. Observou-se também que os preços da carne suína brasileira foram influenciados pelos preços de exportação do Canadá e de importação da Argentina, assim como, internacionalmente, os preços dos EUA, Canadá e principais importadores de carne suína foram influenciados por alterações nos preços da carne suína brasileira. Evidenciou-se ainda que os mercados de carne suína dos EUA, do Canadá e da União Europeia tiveram seus preços impactados de maneira significativa pelos preços que Cingapura pagou pela carne suína brasileira, observando-se que a União Europeia apresentou maior vulnerabilidade às alterações nos preços da carne suína dos EUA, Cingapura e Argentina do que nos preços da carne suína brasileira. Em suma, concluiu-se pela existência de forte integração entre os preços no mercado brasileiro e nos mercados internacionais de carne suína pesquisados.

Entre os estudos contemporâneos, destaca-se o de Castro (2017), que analisou a comercialização de carne suína no estado de São Paulo entre os principais elos mercadológicos da cadeia produtiva (produtor, atacado e varejo) no período janeiro/2000-julho/2016. Nessa pesquisa, foram empregados os seguintes métodos de análise: teste de raiz unitária, teste de cointegração, modelo vetorial regressivo com correção de erro e identificação de Bernanke (SVEC), funções de impulso resposta e decomposição histórica da variância. Como resultado, identificou-se que as maiores margens de comercialização na cadeia produtiva da carne suína é possuída pelo varejo (56%), seguido pelo produtor (36%) e atacado (8%). Também foi possível inferir que o produtor é o elo mais vulnerável às mudanças nos preços na cadeia produtiva, ao passo que o nível que mais influencia o preço dos demais elos é o varejo.

No que diz respeito à transmissão de preços, Castro (2017) verificou que, a cada 1% de variação no preço recebido pelo produtor, o preço no atacado varia 0,74% e, a cada 1% na variação no preço do atacado, tem-se uma variação de, aproximadamente, 0,5% no varejo. Isso implica que as variações ocorridas em um elo da cadeia produtiva influenciam diretamente a ocorrência de variações nos demais elos. Foi observada ainda assimetria na transmissão entre os preços do produtor e varejo, o que significa que não há transmissão uniforme das variações ocorridas nos preços pagos aos produtores para os varejistas.

2.3 Mercado da carne bovina

A carne bovina é a segunda mais consumida no Brasil, segundo dados do USDA, bem como é uma das principais commodities produzidas pelo Brasil, além de ser a mais estudada, tanto nacional, quanto internacionalmente.

Entre os estudos nacionais, merece destaque o trabalho realizado por Gaio, Castro Júnior e Oliveira (2005) que, por meio do teste de raiz unitária e cointegração, vetor de correção de erros (VEC), teste de causalidade, 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 do Brasil, mais precisamente, Araçatuba (SP), Barretos (SP), Bauru (SP), Presidente Prudente (SP), Noroeste do Paraná, (PR), Três Lagoas (MS), Campo Grande (MS), Triângulo Mineiro (MG), Dourados (GO), Goiânia (GO) e Cuiabá (MT). Os resultados obtidos, a partir da análise dos dados diários de 2000 a 2004, evidenciam que há 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, constatou-se 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 à de 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. Para isso, foram analisados dados mensais no mercado de carne bovina do estado de Goiás, entre 1995 e 2010. Mas, na análise dos dados, Lobo e Silva Neto (2011) empregaram os mesmos modelos de análise utilizados por Gaio, Castro Júnior e Oliveira (2005). O principal resultado da pesquisa foi obtido ao analisar os níveis de produtor de boi gordo e o varejo, em que se evidenciou que não há claramente um agente 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 tem uma probabilidade maior de ocorrer de forma assimétrica, o que leva a mudanças estruturais na cadeia a carne bovina húngara, Bakucs e Fertő (2006) fizeram uma análise de dados mensais de 8 anos, mais especificamente, do período de janeiro/1992 a março/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 causalidade do produtor aos preços de 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, Brender Filho e Alvim (2008) analisaram os mercados de países do Mercado Comum do Sul (MERCOSUL) representativos na *commodity* 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*. Ao utilizar o modelo vetorial autorregressivo (VAR), o teste da raiz unitária ADF, o teste de análise confirmatória KPSS de Kwiatkowski et al. (1992) e o teste de cointegração de Johansen (1988), foram analisados dados mensais do período 1994-2005. Os resultados expressaram a presença de causalidade na formação de preços entre os mercados dos países membros do MERCOSUL, assim como a intensidade e o sentido 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 (2015) ampliou o campo de análise para a relação do boi gordo com o mercado do boi magro. Seu objetivo era 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 12 anos, compreendidos entre 2000 e 2012, e metodologia semelhante à utilizada por Bakucs e Fertő (2006), acrescida do modelo vetorial autorregressivo (VAR) e decomposição dos erros da variância, além da função impulso-resposta. Assim sendo, chegou-se à conclusão de que os preços dos dois mercados analisados estão relacionados, ou seja, a hipótese de que o preço do boi magro é influenciado pelo preço do boi gordo foi confirmada.

2.4 Mercado de carnes em conjunto

Conforme verificado nos subitens 2.1, 2.2 e 2.3, existe uma quantidade significativa de estudos que tratam da volatilidade e transmissão de preços no mercado de carnes, porém há poucas pesquisas que analisam a transmissão de preços em diferentes mercados. 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 os eles.

Entre os poucos estudos que tratam da transmissão de preços em diferentes mercados, pode-se destacar o estudo de Bojnec (2002), que analisou a transmissão vertical de preços da carne bovina e suína no mercado esloveno. Utilizando-se de dados mensais de janeiro de 1990 a agosto de 2000, bem como dos testes de raiz unitária ADF e de Phillips-Perron (1987), concluiu-se que, no longo prazo, existe um equilíbrio na transmissão vertical de preços nos dois mercados analisados. Além disso, os preços de ambas as carnes foram identificados como pouco exógenos no longo prazo. Já com a aplicação de testes estruturais com imposição de restrição de homogeneidade, concluiu-se 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 isto foi empregado o modelo GARCH para analisar dados mensais no mercado grego de carnes no período 1988-2000. As análises mostraram a existência de *feedback* 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 os principais estudos acerca da transmissão de preços, remete-se ao estudo 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 analisar, 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.

Conforme observado, poucas pesquisas abrangem os diferentes mercados de carnes em conjunto, notando-se, em especial, carência nas análises de transmissão de preços entre esses mercados. Na revisão de literatura nacional, percebeu-se ainda a carência de pesquisas sobre a transmissão de preços no mercado de carnes, ainda mais quando se trata de análises que considerem o pressuposto de que as variações podem ser causadas pelo fato de que as carnes de aves, suínas e bovinas são produtos substitutos. 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, essa se caracteriza como uma pesquisa 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. No que tange à aplicação, destaca-se, essencialmente, sua finalidade prática. Como o estudo compreende o mercado brasileiro de carnes, espera-se que os resultados desta pesquisa possam trazer informações relevantes para a tomada de decisão dos agentes dessas cadeias produtivas.

No que tange à caracterização dos dados, foram utilizados dados compreendidos no período de janeiro de 2006 a julho de 2017 (602 observações – dados semanais), os quais foram cedidos pela Inteligência de Mercado da Minerva Foods S.A, sendo esses dados originalmente obtidos 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 semanais utilizadas no estudo referem-se aos valores pagos pela arroba do boi gordo, pelo quilograma dos cortes dianteiro, traseiro e casado da carne bovina, bem como pelo quilograma da carne suína e da carne de frango, praticados nas principais praças de comercialização brasileiras. Vale ressaltar que os preços originais foram transformados em logaritmos naturais de preços com o intuito de diminuir possíveis vieses causados pela não homogeneidade das variâncias no decorrer do tempo e, portanto, os testes foram realizados com dados logaritmizados.

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, propõe-se a aplicação de um conjunto de testes estatísticos específicos. Inicialmente, será realizada a análise da estatística descritiva dos preços, em que será discutida a dispersão, as medidas de tendência central e a correlação linear entre os dados. Em seguida, será 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, se há estacionariedade, e para avaliar a ordem de integração das séries temporais dos dados, optou-se pelo teste de Dickey e Fuller Aumentado (1979, 1981), também conhecido pela sigla ADF, que é representado pela equação (1) a seguir:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^p \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (1)$$

Para verificação da existência ou não de relação estacionária ou de equilíbrio da relação de longo prazo entre os preços das carnes bovina, suína e de frango no longo prazo, foi utilizado o teste de cointegração de Johansen (1988), que é descrito nas equações (2) e (3) da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \mu + \Pi y_{t-1} + \dots + \sum_{I=1}^{p-1} \Gamma_I y_{t-I} + \epsilon_t \quad (2)$$

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - 1 \quad e \quad \Gamma = - \sum_{j=i+1}^p A_j \quad (3)$$

Em que r representa o número de relações de cointegração, α é o parâmetro de ajustamento no vetor de correção de erros e β é o vetor de correção do erro. Os pressupostos do teste de cointegração são expostos da seguinte forma: o coeficiente da matriz Π coloca-se como $r < n$, sendo $r \times n$ matrizes α e β com posto r individuais, de forma que $\Pi = \alpha\beta'$ e $\Pi = \beta' y_t$ são estacionárias. A estimativa da verossimilhança máxima da matriz β para determinado r determina a combinação de y_{t-l} , que tem como resultado r correlações canônicas maiores entre Δy_t e y_{t-l} 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 (4).

$$\lambda_{\text{traço}} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (4)$$

Em que T representa a dimensão da amostra, λ_{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 a ser considerado para realização dos testes será de 5%. No caso de não haver cointegração entre as séries de preços, será aplicado o modelo vetorial autorregressivo (VAR). Entretanto, caso a cointegração seja constatada, para detecção da causalidade, Granger (1988) recomenda incorporar ao VAR o termo de correção do erro (sigla em inglês ECM – *error correction model*). Assim sendo, foi aplicado o modelo vetorial autorregressivo de correção de erros (VEC), com base nos sistemas de equações (5) e (6):

$$\Delta S_t = c_s + \sum_{i=1}^k \beta_{si} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta F_{t-i} + y_s Z_{t-1} + \mu_{st} \quad (5)$$

$$\Delta F_t = c_f + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta F_{t-i} + y_f Z_{t-1} + \mu_{ft} \quad (6)$$

Em que C representa o intercepto, β_{si} e β_{fi} são parâmetros positivos, μ_{st} e μ_{ft} são vetores aleatoriamente distribuídos de forma idêntica e independente, y_s e y_f são parâmetros positivos e Z_{t-1} é 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 (7) para estimação do parâmetro Z_{t-1} :

$$Z_{t-1} = \alpha + \beta F_t - S_{t-1} \quad (7)$$

Em que α representa o elemento de ajustamento do vetor de cointegração, β é o vetor de cointegração e y_s e y_f representam a velocidade de ajustamento. Dessa forma, o modelo vetorial autorregressivo que consta nas equações (5) e (6) são correspondentes a α e β .

Posteriormente, a partir da aferição do VAR, 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* que foram utilizados na parametrização e consecução dos cálculos foram: o Microsoft Excel, o *Statistical Package for the Social Sciences* (SPSS) e o Eviews.

4. ANÁLISE E DISCUSSÃO 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 às demais carnes em estudo. Após averiguar a dispersão dos preços, foram estimados 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 carnes suína e de frango, sendo essa diferença de, no mínimo, 5% superior à carne suína e, no mínimo, em torno de 10% superior à carne de frango.

Já ao analisar a distribuição dos dados por meio do teste de Jarque-Bera, 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.

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
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 B3, (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.

A análise dos resultados tem continuidade com a verificação da correlação linear dos preços das carnes, conforme apresentado na Tabela 2. Nesta, foi verificada uma correlação linear positiva forte entre todas as carnes, isso porque o conjunto de valores encontrados são muito próximos a 1. Entre as relações lineares observadas, destacam-se: (i) a dos preços dos cortes bovinos traseiros com osso (0,9843), do dianteiro com osso (0,9854) e do casado com osso (0,9939) com os preço da arroba do boi gordo; (ii) a do preço da carne suína (0,8783) com o corte casado com osso; e (iii) do preço da carne de frango (0,9069) com o corte traseiro com osso.

Tabela 2 - Correlação linear entre os preços

	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 B3, (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.

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. Diante disso, optou-se, inicialmente, pela aplicação do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), cujos resultados podem ser observados na Tabela 3, o que possibilitou averiguar a existência ou não de raiz unitária e, também, apurar qual a ordem de integração das séries de preços.

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

Série de Preços	Equação ADF	Estatística ADF	<i>p</i> -valor	AIC	SBC	DW
BGI	N	1,2075 ^{ns}	0,9421	-6,1446	-6,1226	2,0196
	1 ^a Dif	-13,5467***	0,0000	-6,1455	-6,1308	2,0179
TCO	N	1,3694 ^{ns}	0,9575	-5,1560	-5,1267	1,9821
	1 ^a Dif	-13,1231***	0,0000	-5,1562	-5,1342	1,9840
DCO	N	1,0965 ^{ns}	0,9294	-4,3832	-4,3538	1,9736
	1 ^a Dif	-13,9044***	0,0000	-4,3845	-4,3624	1,9744
CCO	N	1,6688 ^{ns}	0,9772	-5,0498	-5,0204	1,9538
	1 ^a Dif	-14,2937***	0,0000	-5,0484	-5,0264	1,9553
SUI	N	-0,0260 ^{ns}	0,6738	-3,9885	-3,9665	2,0172
	1 ^a Dif	-17,2889***	0,0000	-3,9918	-3,9772	2,0172
FRA	N	0,3674 ^{ns}	0,7903	-4,7161	-4,6645	1,9625
	1 ^a Dif	-11,2770***	0,0000	-4,7193	-4,6750	1,9623

Nota 1: Valores críticos do teste ADF aos níveis de 1%, 5% e 10% são, respectivamente, iguais a: (-2,5688), (-1,9414) e (-1,6163); (N) equação do teste em nível, (1^aDif) equação do teste na primeira diferença, (AIC) critério de informação de Akaike, (SBC) critério de informação de Schwarz, (DW) estatística *d* de Durbin e Watson, (***) Estatisticamente significativa ao nível de 1%, (ns) Estatisticamente não significativo. Nota 2: (BGI) Indicador do Preço em reais da arroba do Boi Gordo na B3, (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

Fonte: Dados da pesquisa.

Ao analisar os resultados do teste ADF aplicado às séries em nível, verificou-se que os valores encontrados na estatística do teste para os logaritmos dos preços das carnes são maiores que os valores críticos ao nível de 1%, 5% e 10%, não se rejeitando, portanto, a hipótese nula da presença de raiz unitária, o que indica que as séries são não estacionárias em nível.

Posteriormente, a partir dos valores da estatística ADF, verificou-se a hipótese de existência de raiz unitária das séries na 1^a diferença. Os resultados da estatística do teste ADF apresentaram-se inferiores aos valores críticos a 1%, 5% e 10%, indicando que, na 1^a diferença, rejeita-se a hipótese nula de presença de raiz unitária, ou seja, as séries são estacionárias nesse contexto. Além disso, não foram verificados problemas de autocorrelação serial, uma vez que, ao examinar a estatística *d* de Durbin e Watson, os valores encontrados são próximos a 2. Os resultados dos estudos de Arêdes (2009), Boechat (2015), Gaio, Castro Junior e Oliveira (2015) e Castro (2017) também evidenciaram que as séries eram não estacionárias em nível e estacionárias na primeira diferença.

O passo seguinte para verificação da transmissão de preços foi a definição do número de defasagens ótimas, conforme exposto na Tabela 4, com base nos critérios de informação de Akaike (AIC), de Schwarz, (SBC) e de Hannan-Quinn (HQ). O número ótimo de defasagens foi utilizado como base para o teste de cointegração de Johansen (1988), o qual permitiu analisar o equilíbrio da relação entre as séries de preços das carnes bovina, suína e de frango no longo prazo. Partindo do princípio da parcimônia, optou-se por três defasagens ótimas para o teste de cointegração, conforme definido pelos critérios de informação de Schwarz (SBC) e de Hannan-Quinn (HQ).

Tabela 4 – Defasagens ótimas

Nº de Def.	FPE	AIC	SBC	HQ
0	4.78e-15	-1594776	-1590345	-1593050
1	1.05e-22	-3358271	-3327253	-3346191
2	2.45e-23	-3503650	-3446045	-3481216
3	1.63e-23	-3544255	-34.60063*	-35.11466*
4	1.60e-23	-3546259	-3435479	-3503115
5	1.53e-23	-3550755	-3413388	-3497256
6	1.51e-23*	-35.52366*	-3388412	-3488513
7	1.52e-23	-3551705	-3361164	-3477498
8	1.51e-23	-3552068	-3334939	-3467506

Nota: (Def.) Defasagens ótimas, (FPE) Erro de Previsão Final, (AIC) critério de informação de Akaike, (SBC) critério de informação de Schwarz, (HQ) Critério de Hannan-Quinn, (*) Estatisticamente significativa ao nível de 1%, (nº) Nº de defasagens.

Fonte: Dados da pesquisa

Outro teste realizado foi o de cointegração, conforme exposto na Tabela 5. 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.

Tabela 5: Teste traço para cointegração entre os preços das carnes bovina, suína e de frango

Vetores de Cointegração	Eigenvalue	Teste Traço		
		Estatística 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), (***) estatisticamente significativa ao nível de 1%, (**) estatisticamente significativa ao nível de 5%.

Fonte: Dados da pesquisa.

Os resultados apresentados na Tabela 5 apontam para 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 e, como os testes evidenciaram que há, pelo menos, cinco vetores de cointegração, pode-se inferir que há uma relação comum-equilibrada de longo prazo entre as séries de preços das carnes bovina, suína e de frango. Os resultados encontrados corroboram os do estudo de Bojnec (2002), que concluiu que, no longo prazo, há um equilíbrio na transmissão de preços das carnes bovina e suína esloveno, mas nesse estudo, o autor não analisou se essa relação de equilíbrio se aplica aos preços da carne de frango.

Uma vez constatada a cointegração entre as séries de preços de carnes bovina, suína e de frango, o próximo teste realizado foi o de causalidade de Granger aplicado ao modelo vetorial com correção de erros (VEC), conforme demonstrado na Tabela 6.

Tabela 6 – Teste de causalidade de Granger/Teste de Wald para exogeneidade por bloco aplicado ao VEC

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

Nota: (BGI) Logaritmo do Indicador do Preço em reais da arroba do Boi Gordo na B3, (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) Estatística qui-quadrado - teste de Wald, (***) Estatisticamente significativa ao nível de 1%, (**) Estatisticamente significativa ao nível de 5%, (*) Estatisticamente significativa ao nível de 10%, (ns) Estatisticamente não significativo.

Fonte: Dados da pesquisa.

Conforme exposto na Tabela 6, sugere-se que 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 os 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.

Os dados da Tabela 6 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 causada, principalmente, por influência de variações nos preços dos cortes bovinos dianteiro e casado com osso e da carne de frango (DCO, CCO e FRA). Em termos de relação causal e volatilidade, 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 6 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/carne, 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 7), 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 6). 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 ou não ocorrer. A Tabela 7 apresenta os resultados desse teste complementar.

Tabela 7 - 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 ^{ns}	3,6447**	44,6136***	41,1327***
DCO	3,1388**	12,5181***	-	3,3296**	34,8809***	34,2284***
CCO	4,7013***	11,1666***	1,5044 ^{ns}	-	47,1717***	46,3399***
SUI	3,4438**	8,1396***	4,4296**	5,1574***	-	2,8254*
FRA	1,3062 ^{ns}	11,1243***	8,3009***	9,4047***	14,6344***	-

Nota: (BGI) Logaritmo do Indicador do Preço em reais da arroba do Boi Gordo na B3, (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) Estatística qui-quadrado, (***) Estatisticamente significativa ao nível de 1%, (**) Estatisticamente significativa ao nível de 5%, (*) Estatisticamente significativa ao nível de 10%, (ns) Estatisticamente não significativo.

Fonte: Dados da pesquisa.

Ao analisar os dados da Tabela 7, 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 dos 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 análise da evolução temporal da decomposição da variância exposta na Tabela 8 constitui-se na última etapa da pesquisa. Nessa etapa, apresentam-se os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para os seis preços de 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, os quais foram definidos como critério para verificação do número de defasagens ótimas. 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 apontam os percentuais das variâncias dos erros de previsão de cada um dos preços verificados atribuídos às variações nos preços das demais carnes/cortes.

Tabela 8 – Evolução semanal da decomposição da variância dos erros de previsão em percentagem dos preços nos mercados de carne bovina, suína e de aves do Brasil em relação aos preços nos respectivos mercados no período 2006-2017

	Boi Gordo						Traseiro Com Osso - Bovino						
	BGI	TCO	DCO	CCO	SUI	FRA	BGI	TCO	DCO	CCO	SUI	FRA	
1	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	1	29,3283	70,6717	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	99,1231	0,6711	0,0834	0,0135	0,0018	0,1071	2	40,1671	58,7043	1,0099	0,0057	0,0173	0,0957
3	99,1749	0,5092	0,1400	0,0569	0,0021	0,1170	3	44,9832	51,0967	3,7485	0,0432	0,0112	0,1171
4	99,0302	0,4358	0,2262	0,0889	0,0957	0,1231	4	45,9505	48,0829	5,6533	0,0383	0,1607	0,1144
5	98,5707	0,5163	0,2445	0,1380	0,3882	0,1423	5	44,0644	48,5932	6,4822	0,0326	0,7149	0,1127
6	97,9354	0,5663	0,2750	0,1476	0,9398	0,1359	6	42,6944	49,1043	6,6360	0,0613	1,3710	0,1331
7	97,2212	0,5264	0,3391	0,1409	1,6470	0,1255	7	43,1560	47,8674	6,7523	0,1058	1,9877	0,1306
8	96,5665	0,4622	0,4200	0,1299	2,3082	0,1132	8	44,2155	46,0927	6,8289	0,1461	2,5645	0,1522
	Dianteiro Com Osso - Bovino						Casado Com Osso - Bovino						
	BGI	TCO	DCO	CCO	SUI	FRA	BGI	TCO	DCO	CCO	SUI	FRA	
1	27,7549	19,8762	52,3689	0,0000	0,0000	0,0000	1	33,5942	53,8597	11,2685	1,2777	0,0000	0,0000
2	41,7776	16,6485	41,4521	0,0370	0,0665	0,0182	2	47,7588	44,9854	6,2862	0,8788	0,0346	0,0562
3	50,9663	12,0961	36,8221	0,0314	0,0657	0,0183	3	57,1509	37,5713	4,2566	0,9118	0,0234	0,0860
4	54,4527	9,6307	35,8192	0,0244	0,0522	0,0208	4	61,3598	34,0487	3,5195	0,8696	0,1078	0,0946
5	53,8889	9,2409	36,6915	0,0224	0,1387	0,0175	5	60,8997	34,5991	3,1070	0,7870	0,5243	0,0830
6	52,1872	8,8454	38,7038	0,0194	0,2163	0,0279	6	59,9778	35,2399	3,0424	0,6801	0,9867	0,0732
7	50,8366	7,9356	40,8270	0,0174	0,2593	0,1241	7	60,6898	34,0955	3,1403	0,6091	1,3896	0,0757
8	49,9234	7,3485	42,1806	0,0159	0,3084	0,2232	8	61,9328	32,4469	3,1964	0,5571	1,7941	0,0727

Carne Suína						Carne De Frango							
	BGI	TCO	DCO	CCO	SUI	FRA		BGI	TCO	DCO	CCO	SUI	FRA
1	0,3056	0,3730	0,0088	0,0271	99,2856	0,0000	1	0,2087	3,1799	0,0484	0,2276	1,7653	94,5700
2	1,4381	1,6009	0,0023	0,3912	95,6550	0,9125	2	1,4225	7,0215	0,0975	0,6671	2,3438	88,4477
3	3,7609	3,4954	0,0186	0,6104	91,1289	0,9859	3	4,5003	8,7156	0,1238	1,1244	2,7992	82,7368
4	6,5745	4,3470	0,0136	0,6815	87,6180	0,7654	4	8,2590	8,8437	0,0905	1,5100	3,1581	78,1388
5	9,1662	4,1622	0,0481	0,7389	85,0988	0,7859	5	11,3010	7,8905	0,1992	1,4278	3,9238	75,2576
6	10,9972	3,9128	0,1977	0,7375	82,9247	1,2301	6	13,5545	7,1932	0,2027	1,2700	4,3906	73,3889
7	12,2854	3,8547	0,2366	0,7010	81,1108	1,8115	7	15,7321	7,0342	0,1796	1,2011	4,2972	71,5558
8	13,3819	3,9131	0,2457	0,6659	79,5533	2,2400	8	17,9196	6,8184	0,1859	1,1984	4,0673	69,8104

Nota: (BGI) Logaritmo do Indicador do Preço em reais da arroba do Boi Gordo na B3, (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 a Tabela 8, verifica-se que o preço do boi gordo, entre a primeira e a quarta semana, é afetado quase que exclusivamente pelas alterações no próprio preço e, somente a entre a quinta e oitava semana, tem suas variações relacionadas às alterações no preço das demais carnes, em especial, no preço da carne suína, chegando a aproximadamente 2% na oitava semana.

Quanto às variações no preço do corte traseiro bovino com osso, na primeira semana, esse preço é influenciado em 70,67%, em virtude de alterações no seu próprio preço, e em 29,33%, em virtude do 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 quinta semana, verifica-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 em 6% relacionada com a variância no segundo.

No que se refere ao preço do corte dianteiro bovino com osso, na primeira semana, sua volatilidade 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.

Ao verificar a decomposição da variância do preço do corte casado bovino com osso, 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 foi 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.

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, praticamente por alterações no próprio preço. Mas, 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 terceira 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 ocorridas nos preços do corte traseiro bovino com osso. Vale ressaltar 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, tem sua transmissibilidade diminuída entre a primeira e a oitava semana em, aproximadamente, 25%.

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 aves (frangos). Para isso, foram analisados os logaritmos naturais das médias semanais de preços do boi gordo, dos cortes traseiro, dianteiro e casado bovino com osso, da carne suína e da carne de frango, sendo o período compreendido de janeiro de 2006 a julho de 2017. 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 estudadas. Já o teste de cointegração permitiu atestar que as séries de preços das carnes analisadas têm, no mínimo, cinco vetores de cointegração, o que evidenciou uma relação comum-equilibrada de longo prazo entre as séries de preços das carnes bovina, suína e de frango.

Pelo teste de causalidade de Granger aplicado ao modelo vetorial com correção de erros, verificou-se a acentuada ocorrência da transmissão de preços entre as carnes, ocorrendo essa transmissão de forma mais intensa em algumas e de forma mais branda em outras. Em conjunto com o teste de causalidade, a verificação da evolução semanal da decomposição da variância dos erros de previsão permitiu concluir que, dentre as alterações de preços que mais são transmitidas, destacam-se os preços da arroba do boi gordo, dado que as variações nesses preços são transmitidas para os demais cortes/carnes. 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. Quanto à transmissibilidade, vale destacar que os preços da carne de frango são as que menos são transmitidos para as carnes bovina e suína. Os resultados sugerem ainda que a transmissão ocorre, principalmente, devido ao fato de que essas carnes são produtos substitutos diretos e, portanto, qualquer alteração mercadológica e/ou de consumo em uma carne afeta diretamente o preço das demais.

Ao fim desta pesquisa, a expectativa é que os resultados aqui 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 a fim 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, Alan Figueiredo de. ; PEREIRA, Matheus Wemerson Gomes. ; COELHO, Alexandre Bragança.; ALVES, Marcelo de Castro. 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, 2015. Disponível em: <<http://www.revistarea.ufv.br/index.php/rea/article/view/157/160>>. Acesso em: 07 mai.2017.

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

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> Acesso em: 01 nov.2017.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE PROTEÍNA ANIMAL (Brasil). **Relatório Anual 2010/2011. 2011**. Disponível em: <<http://abpa-br.com.br/files/publicacoes/abb3e2660dca967053335727b0cf74fd.pdf>>. Acesso em: 09 jun. 2018.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE PROTEÍNA ANIMAL (Brasil). **Relatório Anual 2017. 2017**. Disponível em: <http://abpa-br.com.br/storage/files/3678c_final_abpa_relatorio_anual_2016_portugues_web_reduzido.pdf>. Acesso em: 09 jun. 2018.

BAKUCS, Lajos Zoltan; FERTÖ, Imre. Marketing margins and price transmission on the Hungarian beef market. **Acta Agriculturae Scand Section C**, v. 3, n. 3-4, p. 151-160, 2006. Disponível em: <<http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/16507540601176075?journalCode=sagc20>>. Acesso em: 08 mai. 2017.

BARROS, Geraldo Sant'Ana de Camargo. Transmissão de preços pela central de abastecimento de São Paulo, Brasil. **Revista brasileira de Economia**, v. 44, n. 1, p. 5-20, 20 jan. 1990. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/download/446/6629>>. Acesso em: 04 jul. 2018.

BARROS, Geraldo Sant'Ana de Camargo; BITTENCOURT, Maurício Vaz Lobo. Formação de preços sob oligopsônio: o mercado de frango em São Paulo. **Revista Brasileira de Educação**, v. 51, n. 2, p. 181-199, abr./jun. 1997. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/690>>. Acesso em: 07 mai. 2017.

BEEFPOINT. **Consumo per capita de carne bovina recuou para o menor nível em 15 anos. BEEFPOINT, 27 jan.2017**. Disponível em: <<http://www.beefpoint.com.br/cadeia-produtiva/giro-do-boi/consumo-per-capita-de-carne-bovina-recuou-para-o-menor-nivel-em-15-anos/>>. Acesso em: 27 abr. 2017.

BOECHAT, Andréia Moreira da Fonseca. 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, 2015. Disponível em: <<http://www.rea.ufv.br/index.php/rea/article/view/228/247>>. Acesso em: 21 abr.2017.

BOJNEC, Stefan. Price transmission and marketing margins in the slovenian beef and pork markets during transition. In: EAAE CONGRESS 'EXPLORING DIVERSITY IN THE EUROPEAN AGRIFOOD 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.

CASTRO, Aline Carvalho de. **Comercialização da carne suína em São Paulo**: análise de transmissão de preços. 2017. 95 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal de Goiás, Goiânia, 2017. Disponível em: <<https://repositorio.bc.ufg.br/tede/handle/tede/6882>>. Acesso em: 07 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_DEZEMBRO.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>. Acesso em: 27 abr. 2017.

CONFEDERAÇÃO DA AGRICULTURA E PECUÁRIA DO BRASIL- CNA. **Aves**. Disponível em: <http://www.cnabrasil.org.br/sites/default/files/sites/default/files/uploads/15_avicultura.pdf>. Acesso em: 27 abr.2017.

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

DANTAS, Fabiano; WEYDMANN, Celso Leonardo. Carne de frango: uma análise da relação entre os preços dos produtores e de exportação. **Revista de Economia e Agronegócio-REA**, vol. 7, n. 1, p. 31-54, 2015. Disponível em: <<http://www.rea.ufv.br/index.php/rea/article/view/141/144>>. Acesso em: 07 mai.2017.

DEPARTAMENTO DE PESQUISAS E ESTUDOS ECONÔMICOS- DEPEC BRADESCO. **Carne Avícola**. Disponível em: <https://www.economiaemdia.com.br/EconomiaEmDia/pdf/infset_carne_avicola.pdf>. Acesso em: 27 abr. 2017.

DEPARTAMENTO DE PESQUISAS E ESTUDOS ECONÔMICOS- DEPEC BRADESCO. **Carne Bovina**. Disponível em: <https://www.economiaemdia.com.br/EconomiaEmDia/pdf/infset_carne_bovina.pdf>. Acesso em: 19 abr. 2017.

DEPARTAMENTO DE PESQUISAS E ESTUDOS ECONÔMICOS- DEPEC BRADESCO. **Carne Suína**. Disponível em: <https://www.economiaemdia.com.br/EconomiaEmDia/pdf/infset_carne_suina.pdf>. Acesso em: 19 abr. 2017.

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

GAIO, Luiz Eduardo; CASTRO JÚNIOR, Luiz Gonzaga de; OLIVEIRA, André Ribeiro de. 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. Disponível em:

<http://200.131.250.22/revistadae/index.php/ora/article/viewFile/187/184>. Acesso em: 21 abr. 2017.

GRANGER, Clive Willian John. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods, **Econometrica**, v. 37, n. 3, p. 424–438, 1969.

IBGE. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **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>. Acesso em: 19 abr. 2017.

IVAN FORMIGONI. Farmnews. **Dados históricos da produção mundial de carne bovina! 2017**. Disponível em: <<http://www.farmnews.com.br/gestao/producao-mundial-de-carne-bovina/>>. Acesso em: 09 jun.2018.

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

JONES, Keithly. 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.

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

LOBO, Onésio Assis; SILVA NETO, Waldemiro Alcântara da. 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. Disponível em: <<http://www.imb.go.gov.br/down/conjuntura19.pdf>>. Acesso em: 21 abr.2017.

MANN, Henry Berthold; WHITNEY, Donald Raymond. 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.

MARTINS, Alexandra Pereira. **Transmissão de preços na cadeia produtiva de suínos**. 2010. 106 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2010. Disponível em: <<http://www.locus.ufv.br/handle/123456789/44>>. Acesso em: 21 abr.2017.

MATTOS, Leonardo Bornacki de; LIRIO, Viviani Silva; LIMA, João Eustáquio de; CAMPOS, Antônio Carvalho. Transmissão de preços entre mercados regionais de carne de frango no Brasil. **Revista de Economia e Agronegócio**, vol. 8, n. 1, p. 75-98, 2015. Disponível em: < <http://www.revistarea.ufv.br/index.php/rea/article/view/162/166>>. Acesso em: 07 mai.2017.

MAYORGA, Rodrigo de Oliveira et al. Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 45, n. 3, p. 675-704, 2007.

MENDES, Judas Tadeu Grassi; PADILHA JUNIOR, João Batista. **Agronegócio: Uma Abordagem Econômica**. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2007.

MORGAN, C. Wyn. Futures markets and spot price volatility: a case study. **Journal of Agricultural Economics**, v. 50, n. 2, p. 247-257, 1999. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1111/j.1477-9552.1999.tb00811.x>>. Acesso em: 03 jul. 2018.

REZITIS, Anthony N.; STAVROPOULOS, Konstantinos S. Price transmission and volatility in the Greek broiler sector: A threshold cointegration analysis. **Journal of Agricultural & Food Industrial Organization**, vol. 9, n. 1, 2011. Disponível em: <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1891734>. Acesso em: 08 mai.2017.

REZITIS, Anthony. Mean and volatility spillover effects in Greek producer-consumer meat prices. **Applied Economics Letters**, v. 10, n. 6, p. 381-384, 2003. Disponível em: <<http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/1350485032000081299>>. Acesso em: 08 mai. 2017.

VERGARA, Sylvia Constant. **Projetos e Relatórios de Pesquisa em Administração**. 16. ed. São Paulo: Atlas, 2016.

WEYDMANN, Celso Leonard; SEABRA, Fernando. 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, 2005. Disponível em: <<http://www.rea.ufv.br/index.php/rea/article/view/83/86>>. Acesso em: 05 jun.2017.