

Mercados de bovinos de corte no mercosul: dominância, assimetria e transmissão de risco de preços

Beef cattle markets in mercosul: dominance, asymmetry and price risk transmission

DOI:10.34117/bjdv7n1-566

Recebimento dos originais: 09/12/2020

Aceitação para publicação: 21/01/2021

Odilon José de Oliveira Neto

Doutor em Administração pela Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas (FGV/EAESP)

Coordenador dos projetos de pesquisa financiados pelo CNPq-Brasil (Processo: APQ 409560/2018-9) e pela FAPEMIG (Processo: APQ 02341-17) em execução no Grupo de Pesquisa “Inteligência em Finanças e Mercados” do “Núcleo de Estudos e Pesquisas em Administração e Ciências Contábeis” (NEPACC/CTINFRA II) da Universidade Federal de Uberlândia (UFU/FACES – Campus Pontal)

Instituição: Universidade Federal de Uberlândia

Endereço: UFU/FACES (Campus Pontal), Rua 20, nº 1600, Bairro Tupã, Ituiutaba – MG, CEP: 38304-402

E-mail: professorodilon@gmail.com

Reginaldo Santana Figueiredo

Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ)

Instituição: Universidade Federal de Goiás (UFG/PPGAGRO)

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

E-mail: emaildesantana@gmail.com

Alcido Elenor Wander

Doutor em Ciências Agrárias (Concentração: Economia Agrícola) pela Georg-August-Universität Göttingen

Instituição: Embrapa Arroz e Feijão

Endereço: Rodovia GO-462, Km 12, Fazenda Capivara, Santo Antônio de Goiás-GO, CEP 75375-000

E-mail: alcido.wander@embrapa.br

RESUMO

Este estudo tem por objetivo principal verificar a interdependência e a assimetria na transmissão de risco via choques e volatilidades nos preços entre os mercados de bovinos de corte em ponto de abate dos países membros efetivos do Mercosul. Isso implica em analisar a volatilidade de cada mercado e avaliar como um choque em um mercado específico se propaga para si próprio e para outros mercados via alterações nos preços e

na volatilidade. Assim sendo, optou-se pela aplicação do modelo BEKK de Engle e Kroner (1995) com parametrização de Kroner e Ng (1998), também conhecido por BEKK assimétrico da família dos modelos de heterocedasticidade condicional autorregressiva generalizada, principalmente, em virtude de esse modelo ser capaz de capturar os principais fatos estilizados das séries financeiras e de representar efetivamente a dinâmica das variâncias e covariâncias. Os dados considerados representam a média semanal dos preços cotados em dólares americanos por quilograma/peso vivo dos bovinos de corte em ponto de abate nos mercados argentino, brasileiro, paraguaio e uruguaio, no período compreendido 05 de janeiro de 2008 e 29 de dezembro de 2018, totalizando 574 observações. Os resultados da pesquisa evidenciaram que: (i) o mercado brasileiro transfere risco para todos os mercados do Mercosul; (ii) o mercado argentino só dissemina risco para si próprio; (iii) os mercados paraguaio e uruguaio transmitem risco para si e para outros dois mercados.

Palavras-chave: Bovinos de Corte, Mercosul, Transmissão de Risco.

ABSTRACT

The main objective of this study was to verify the interdependence and asymmetry in the transmission of risk through price shocks and volatilities between the slaughter beef cattle markets of the effective Mercosur member countries. This includes analyzing the volatility of each market and evaluate how a shock in a specific market spreads to himself and to other markets through changes in prices and volatility. Therefore, we used the Engle and Kroner (1995) BEKK model with Kroner and Ng (1998) parameterization, also known as asymmetric BEKK of the family of generalized autoregressive conditional heteroscedasticity models. This model has been chosen because it is able to capture the main stylized facts of the financial series and effectively represent the dynamics of variances and covariances. The data considered represents the weekly average of prices quoted in US dollars per kilogram / live weight of beef cattle at the point of slaughter in the Argentine, Brazilian, Paraguayan and Uruguayan markets, in the period between January 5, 2008 and December 29, 2018, totaling 574 observations. The results showed that, (i) the Brazilian market transfers risk to all Mercosur markets; (ii) the Argentine market only spreads risk to itself; (iii) the Paraguayan and Uruguayan markets transfer risk to themselves and to other two markets.

Keywords: Beef Cattle, Mercosur, Risk Transmission.

1 INTRODUÇÃO

A volatilidade dos preços é uma medida de risco característica dos mercados agropecuários e, apesar de comumente depender dos fatos inerentes ao próprio ambiente mercadológico, essa pode também depender de choques e volatilidades de outros mercados. Nesse sentido, sempre que a volatilidade de um mercado depender da volatilidade ocorrida no próprio ou em outro mercado, caracterizar-se-á um fenômeno conhecido como transmissão de risco.

Todavia, dada a importância da transferência de preços e risco, surpreende a dimensão da pesquisa sobre transmissão de preços nos mercados agropecuários ao longo dos anos, em especial, a partir da década de 1990, ainda mais quando comparada à investigação relativa à transmissão de risco que, ao ser ignorada, torna-se um enigma, dado que geralmente não se conclui se essa decorre de eventos exclusivos do próprio mercado ou depende de choques e volatilidades oriundos de mercados interagentes.

A respeito dos choques, Gilbert e Morgan (2010) afirmam que esses são eventos que incorporam informações que, hipoteticamente, afetam os preços, causando queda ou aumento dos mesmos, que é um efeito conhecido por transmissão de preços. No curto prazo, por exemplo, um choque de oferta negativo em determinada *commodity* levaria a um aumento dos preços da mesma e, ao contrário, um choque de oferta positivo levaria à queda dos preços. Já a transferência proveniente da volatilidade nos preços é denominada de transmissão de risco.

Nesse contexto, é importante que a discussão sobre problemáticas que contribuam para a evolução da gestão na comercialização agropecuária se desenvolva não só devido à relevância das informações para a tomada de decisão nas cadeias agroindustriais, mas também pela necessidade de geração de conhecimento capaz de ampliar a efetividade da administração do risco de preços. Assim, ao assistir os agentes-elos das cadeias produtivas e respectivos mercados agropecuários com informações capazes de tornar as decisões mais efetivas, contribui-se para a sustentabilidade econômica do agronegócio, o qual é um setor fundamental para economia de diversos países, como é o caso de Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai, que são países membros efetivos do Mercado Comum do Sul (Mercosul).

Para se ter uma ideia da relevância do agronegócio e seus respectivos mercados para a economia dos países membros do Mercosul, basta atentar-se para a participação desse setor no Produto Interno Bruto (PIB) desses países, que é de, aproximadamente, 25% para Brasil e Paraguai, 35% para Argentina e de 55% para o Uruguai, conforme dados de 2018 disponibilizados no primeiro trimestre de 2019 pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) da Esalq/USP, *Banco Central del Paraguay* (BCP), *Ministerio de Relaciones Exteriores y Culto de la República Argentina* (MREYC) e *Banco Central del Uruguay* (BCU), respectivamente. Dentre os mercados agropecuários, o da carne bovina se destaca como um dos mais representativos no

Mercosul, principalmente, quando se observa o agregado da cadeia produtiva, ou seja, o conjunto de riquezas geradas pela produção de bovinos de corte e industrialização, distribuição e comercialização da carne bovina. Nesse âmbito, Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai são responsáveis por, aproximadamente, 21% do contingente mundial de bovinos de corte e 28% do mercado global de carne bovina, com destaque para o Brasil, com, aproximadamente, 14% total de bovinos e 17% do mercado internacional de carne bovina, segundo dados da Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carnes [ABIEC] (2018) e do *United States Department of Agriculture* [USDA] (2019).

Outro fator importante a ser considerado nos mercados de bovinos de corte do Mercosul diz respeito à participação de indústrias frigoríficas sob o mesmo controle nos países membros e com participação efetiva de empresas internacionais brasileiras da indústria de carne bovina em ambos os países. Já no que diz respeito aos mercados internacionais atendidos pela carne bovina produzida pelos países membros do Mercosul, chama a atenção o destino comum da exportação, que ultrapassa os 75%, com destaque para os mercados asiático, médio-oriental e europeu. Além disso, outro ponto interessante se refere ao consumo interno *per capita* significativo nos países do Mercosul. Prova disso são os 55, 57, 38 e 25 kg/habitante/ano de carne bovina consumidos na Argentina, no Uruguai, no Brasil e no Paraguai, respectivamente (ABIEC, 2018; USDA, 2019).

Fato é que, mesmo diante da evidente relevância do mercado de bovinos de corte no Mercosul, os principais agentes econômicos da cadeia produtiva da carne bovina, mais precisamente, produtores, indústrias (frigoríficos), distribuidores, varejistas e comerciantes, carecem de informações precisas a respeito da transmissão de preços e de risco entre esses mercados. Além disso, o fato de se desconhecer se a transmissão de risco ocorre exclusivamente em decorrência de alterações nos preços do próprio mercado ou se advém dos choques e volatilidades nos preços de mercados interagentes concorrencial ou competitivamente, agregado ao desconhecimento acerca da dominância na transferência e a incógnita se essa difusão de preços entre mercados é simétrica entre transmissores e receptores também são elementos importantes a serem investigados.

Diante dessa problemática é que emergiram as seguintes questões de pesquisa: (i) quais as condições, direções e assimetrias da transmissibilidade de risco via choques e volatilidades nos preços entre os mercados de bovinos de corte dos países membros efetivos do Mercosul?; e (ii) existe um mercado de bovinos de corte dominante em

transmissão de risco entre os países membros efetivos do Mercosul? Assim sendo, este estudo tem como objetivo principal verificar a interdependência e a assimetria na transmissão de risco via choques e volatilidades nos preços entre os mercados de bovinos de corte em ponto de abate dos países membros efetivos do Mercosul. Como objetivo específico, pretendeu-se averiguar a dominância na transferência de risco de preços entre esses mercados.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

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

Um dos estudos precursores da discussão sobre assimetria na transmissão de preços pecuários foi realizado por Bailey e Brorsen (1989). Nesse estudo, foram analisadas as assimetrias de transmissão espacial (horizontal) de preços entre quatro mercados de bovinos de corte estadunidenses, mais precisamente, dos seguintes estados de Texas, Nebraska, Colorado e Utah. Os resultados da investigação rejeitaram a simetria na transmissão de preços e sugeriram que os ajustes sobre os choques de aumentos e reduções de preços nesses mercados ocorrem com diferenças de magnitude. Ao examinarem a literatura científica a respeito das associações entre os preços em mercados agrícolas, incluindo os elos atacadista e varejista para carne e produtos animais, Goodwin e Holt (1999) também notaram que boa parte da pesquisa apontava para a existência de atrasos significativos no ajuste de preços em vários níveis no canal de comercialização, que também é um aspecto destacado no estudo de Bailey e Brorsen (1989).

Todavia, Goodwin e Holt (1999) verificaram que, embora a generalização dos resultados sobre transferência de preços fosse difícil, a maioria das pesquisas evidenciava a presença de assimetrias nos reajustes de preços nos vários níveis de mercado (transmissão vertical), mas, geralmente, com baixa extensão assimétrica. Ademais, os autores constataram que os estudos realizados até aquele momento admitiam que os preços agrícolas, geralmente, não respondiam a choques nos elos atacadistas e varejistas, mas evidenciavam que a direção da transmissibilidade flui do elo produtor para os elos

atacadista e varejista. Goodwin e Holt (1999) expuseram também que o preço é naturalmente o principal mecanismo de ligação entre os vários níveis do mercado e afirmaram ainda que a extensão do ajuste e a velocidade com que os choques são transmitidos entre os preços do produtor, do atacado e do varejo são fatores que refletem nas ações dos participantes do mercado em níveis alternativos de mercado. Assim sendo, a natureza, a velocidade e a extensão dos ajustes aos choques de mercado também podem provocar alterações nas margens de comercialização, na propagação da volatilidade e na precificação.

No que se refere a investigação sobre interdependência entre preços em mercados pecuários internacionais, destaca-se a pesquisa de Diakosawas (1995), que ao testar a hipótese de inter-relação entre os preços de bovinos de corte em ponto de abate australiano e estadunidense, apontou que os preços nesses mercados apresentavam relação evidente de interdependência, mas, em contrapartida, a associação entre esses mercados não atingia completude de integração.

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

Utilizando-se de procedimentos metodológicos muito próximos aos utilizados por Gaio, Castro Júnior e Oliveira (2005), foi realizada, por Zilli et al. (2008), uma investigação sobre a relação de causalidade entre preços do boi gordo na BM&F e nas principais praças de bovinocultura de corte das regiões Sudeste e Centro-Oeste do Brasil no período 2002-2007. Os resultados dos testes de causalidade de Granger (1969) apontaram que os pecuaristas do Sudeste e Centro-Oeste devem acompanhar, principalmente, as cotações da arroba do boi gordo na BM&F e em Campo Grande, no

estado do Mato Grosso do Sul, uma vez que essas são antecipadoras robustas do comportamento dos preços em suas respectivas praças de comercialização, o que tecnicamente contribuiria para tornar a gestão de preços mais eficaz e os resultados da atividade mais expressivos.

A transferência entre os preços do boi gordo e de bovinos de corte em outras fases de produção (recria e engorda) também foi objeto de pesquisas envolvendo o mercado pecuário brasileiro, conforme visto na investigação de Sachs e Martins (2007) e Sachs e Pinatti (2007), que analisaram os efeitos dos choques nos preços do boi gordo sobre os preços do bezerro e do boi magro no estado de São Paulo. Os resultados da pesquisa de Sachs e Martins (2007) mostraram que os preços do boi gordo e do bezerro não apresentaram relação de equilíbrio no longo prazo, embora o preço do boi gordo tenha influenciado fortemente os preços do bezerro no período 1995-2006. Já Sachs e Pinatti (2007) apontaram a existência de causalidade unidirecional dos preços do boi gordo para o boi magro no período 1995-2006.

Na mesma direção da pesquisa de Sachs e Pinatti (2007), a investigação de Boechat (2013) tratou de analisar os efeitos do choque nos preços mensais do boi gordo sobre os preços do boi magro no período 2000-2012. Os achados da pesquisa evidenciaram a relação de equilíbrio entre os preços no longo prazo, não rejeitando a hipótese de que o preço do boi gordo influencia na formação do preço do boi magro no curto prazo. Metodologicamente, a investigação de Boechat (2013) aproxima-se bastante do estudo realizado por Bakucs e Fertő (2006), os quais analisaram a transmissão de preços na cadeia produtiva da carne bovina da Hungria no período 1992-2000. Esses autores também analisaram a maior probabilidade de transmissão assimétrica de preços na cadeia de carne bovina húngara e acabaram por revelar que a causalidade é direcionada dos preços ao nível do produtor para os preços do varejo. Concluiu-se ainda que a transmissão de preços no mercado húngaro de carne bovina é simétrica no curto e no longo prazo.

Além da pesquisa relacionada especificamente à transferência de preços do boi gordo em diferentes mercados, e também das investigações pautadas na transmissão de preços do boi gordo para os preços de bovinos de corte de reposição e terminação, como bezerro e boi magro, encontrou-se na literatura nacional e internacional estudos que abordam a relação entre preços de bovinos de corte e da carne bovina em diferentes

enfoques e campos de análise. Esse é o caso da pesquisa de Rezitis e Stavropoulos (2010), que examinaram a resposta dos preços às variações na oferta de carne bovina no mercado grego no período 1993-2005. Os resultados empíricos obtidos a partir da aplicação de modelos heterocedásticos mostraram que tanto os choques nos preços quanto a volatilidade dos mesmos são importantes fatores de risco na função de resposta da oferta. Além disso, observou-se que a volatilidade assimétrica da queda nos preços implica em menor posição de oferta por parte dos produtores. Nesse caso, o fato de a volatilidade dos preços ter efeito negativo significativo sobre o nível de produção denota que os produtores gregos de carne bovina são avessos ao risco, enquanto a detecção do efeito assimétrico da queda de preços na volatilidade indica que os mesmos tendem a adotar posições mais restritivas de oferta nessas condições. Em contrapartida, os resultados apontaram que as elasticidades-preço da oferta no curto e no longo prazo são positivas e inelásticas, indicando que, mesmo no curto prazo, preços mais altos afetam positivamente a quantidade ofertada.

Em uma linha de investigação que envolve a relação entre mercados regionais, porém, com foco em um elo específico da cadeia produtiva da carne bovina, Dong et al. (2018) analisaram a transmissão de preços de carne bovina no varejo entre os mercados australiano, chinês e do sudeste asiático. Para isso, foi utilizado o mesmo conjunto de métodos aplicados nas pesquisas de Bakucs e Fertö (2006), Sachs e Martins (2007), e Boechat (2013), mais precisamente, os testes de cointegração de Johansen (1988) e causalidade de Granger (1969), além da aplicação da modelagem vetorial autorregressiva com correção de erro e da análise da função impulso-resposta. Os resultados evidenciaram que o impacto dos preços da carne bovina australiana nos mercados chinês e vietnamita não é significativo, mas é significativo no mercado indonésio. Verificou-se também que os mercados australiano e chinês independem dos mercados do sudeste asiático, sendo sua volatilidade afetada somente por variações ocorridas no próprio mercado.

Outro estudo que chama a atenção pelo ângulo em que se avalia a problemática da transferência de preços foi realizado por Zhen, Rude e Qiu (2018). Nesse estudo, a finalidade foi analisar os impactos da volatilidade dos preços da ração de cevada canadense sobre os preços no mercado de bovinos de corte da província de Alberta, no Canadá. Para avaliar potenciais *spillovers* de volatilidade nos preços, um modelo heterocedástico assimétrico multivariado foi aplicado, mais precisamente, o modelo

GARCH-BEKK assimétrico. Esse modelo foi escolhido devido a duas propriedades empíricas atrativas, sendo elas: a imposição de definição positiva à matriz de variância-covariância condicional dos resíduos do modelo de regressão e a capacidade dos parâmetros do modelo em fornecer uma dinâmica completa dos *spillovers* de volatilidade de preço, incluindo o tamanho e a direção. Assim, os pesquisadores chegaram às seguintes conclusões: (i) a volatilidade dos preços dificulta a sua gestão e implica em riscos para os produtores de bovinos em fase de engorda; (ii) a volatilidade da cevada afeta a volatilidade no preço dos bezerros, mas não afeta a variação do preço dos bovinos em engorda; (iii) os *spillovers* encontrados são unidirecionais, ou seja, a transmissão de volatilidade da ração cevada flui para os mercados de bovinos em confinamento, mas a volatilidade não flui na direção oposta, nem avança em mais de um nível na cadeia produtiva; (iv) os *spillovers* tendem a ser mais fortes quando os preços de bovinos estão reprimidos e os custos de alimentação estão subindo; e (v) os *spillovers* de volatilidade no preço para os bovinos em fase de engorda têm componentes simétricos (de choques diretos, de persistência de volatilidade e interdependência entre mercados) e assimétricos (de interdependência intra e entre mercados).

Em suma, vale destacar que os resultados da pesquisa de Zhen, Rude e Qiu (2018) forneceram informações importantes para a gestão do risco do preço para produtores de bovinos de corte, em especial, pelo fato de a investigação apontar a presença de *spillovers* de volatilidade, o que sugere a necessidade de proteção contra o risco e, também, por assinalar que o aumento dos riscos pode ser combatido via estratégias de proteção que podem ser via derivativos, seja no mercado futuro ou a termo. Outro ponto que merece atenção é o apontamento para a necessidade de avanço em pesquisas sobre transmissão de risco entre mercados e o destaque para que as mesmas considerem a interdependência entre mercados.

Dentre as pesquisas mais recentes, merecem destaque os estudos de Silva, Oliveira Neto e Figueiredo (2020) e de Caetano, Figueiredo e Oliveira Neto (2019). Com o objetivo de analisar a volatilidade e a transmissão de preços entre os mercados brasileiros de carnes bovina, suína e de frango no período (2006-2017), Silva, Oliveira Neto e Figueiredo (2020) optaram pela aplicação das análises de correlação, de cointegração, de causalidade agregada à aplicação do modelo vetorial de correção de erros e de decomposição da variância, e chegaram ao veredito de que os preços das carnes bovina,

suína e de frango apresentam associação linear positiva forte e relação comumente equilibrada no longo prazo, e também concluíram que a carne bovina é mais suscetível às alterações no seu próprio preço do que as carnes suína e de frango, enquanto que a carne de frango é a que tem menor poder de transmissibilidade de preços. Além disso a pesquisa indicou 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.

No que diz respeito a investigação de Caetano, Figueiredo e Oliveira Neto (2019), ressalta-se a sua abrangência internacional, uma vez que essa teve a finalidade de analisar a transmissão de preços bem como a assimetria na transferência de preços dos bovinos de corte pagos ao produtor, entre os principais mercados exportadores de carne bovina; mais precisamente, Brasil, EUA e Austrália. A partir da aplicação de um modelo vetorial autorregressivo com correção de erros, os resultados apontaram que os mercados de bovinos de corte dos três principais exportadores de carne bovina do mundo são integrados a nível dos preços pagos aos produtores, mas também foi verificada uma interdependência entre esses mercados. Agregado a esse resultado, destaca-se pelo teste de causalidade de Granger (1969), a evidência encontrada de que a volatilidade do mercado australiano não causa alteração de preço nos demais mercados, mas as alterações de preço do boi gordo brasileiro causam alterações no mercado dos bovinos de corte estadunidenses e australianos, enquanto que alterações nos preços dos bovinos de corte estadunidenses causam alterações apenas nos preços dos bovinos de corte australianos.

Ao fim desta seção, merece atenção e destaque no agregado da revisão de literatura, principalmente, no âmbito nacional, o fato de que, mesmo diante da importância da volatilidade e da sua perspectiva transmissão de risco espacial (entre mercados) e vertical (entre elos-agentes da cadeia produtiva), a transferência de preços continua sendo a problemática dominante nos estudos relacionados. Nesse sentido, é importante ressaltar que, ao praticamente ignorar o problema da transmissão de risco, perde-se a oportunidade de gerar informações importantes quanto à assimetria e transferência via choques e volatilidades ocorrentes em mercados que interagem entre si, incluindo-se elementos como interdependência e dominância, o que, em perspectiva, é uma informação robusta para a tomada de decisão de agentes que atuam na cadeia produtiva de bovinos de corte e/ou carne bovina.

3 METODOLOGIA: DADOS, PROCEDIMENTOS E MODELO DE ANÁLISE

3.1 DADOS E PROCEDIMENTOS

A respeito das séries semanais dos preços dos bovinos de corte em ponto de abate nos mercados dos países membros do Mercosul, mais precisamente, dos novilhos argentinos e uruguaios e do boi gordo brasileiro e paraguaio, destaca-se que essas séries temporais de preços foram cedidas pela Inteligência de Mercado da Minerva *Foods* e têm origem nas bases de dados e informações institucionais dos mercados pecuários em estudo. A descrição dos dados da pesquisa e suas principais características encontram-se descritas no Quadro 1, a seguir. Além disso, é importante informar que a sigla BCPA será utilizada na continuidade do estudo para denominar todo(s) bovino(s) de corte em ponto de abate.

Dispondo desses dados, deu-se início ao procedimental econométrico da pesquisa que compreende: (i) a análise das medidas de tendência central, de dispersão e de correlação linear com a finalidade de descrever as principais medidas centrais, informar sobre a dispersão em torno dos preços médios, expor características distribucionais dos dados e avaliar a relação linear entre os preços nos mercados estudados; (ii) a verificação da estacionariedade a partir da aplicação dos testes de raiz unitária aumentado de Dickey e Fuller (1981), sigla ADF, com o propósito de averiguar a estacionariedade da série, que é um procedimento fundamental para que se evite obterem resultados espúrios para análise de regressão, o que ocorre ao regredir séries não estacionárias independentes; (iii) a definição da ordem de defasagens ótimas pelos critérios de informação de Akaike (1974) agregada à modelagem vetorial autorregressiva com o intento de determinar qual o número de observações temporais da série estacionária de preços em determinado mercado se associam com maior precisão à predição de uma série estacionária de preços em outro mercado; e (iv) aplicação dos testes de correlação serial e de heterocedasticidade, a partir da estatística Q de Ljung-Box e do teste ARCH-LM, com o objetivo de aferir a correlação serial dos resíduos padronizados e examinar a existência do efeito heterocedástico condicional autorregressivo dos resíduos.

Esses testes foram determinantes para a escolha do modelo de análise aplicado com a finalidade de responder as questões de pesquisa e, conseqüentemente, atingir os objetivos do estudo, os quais envolvem a verificação da interdependência, da dominância e da assimetria na transmissão de risco entre os mercados. À vista disso, foi escolhido o

modelo BEKK de Engle e Kroner (1995) com parametrização de Kroner e Ng (1998), também conhecido por BEKK assimétrico, que é um modelo que se encontra definido e caracterizado no item 3.2, a seguir.

Quadro 1 – Descrição, características e tratamento dos dados da pesquisa

Item	Variáveis			
	Bovino de Corte em Ponto de Abate			
Identificação	Novilho		Boi Gordo	
País	Argentina	Uruguai	Brasil	Paraguai
Dados: Fonte de Obtenção	Tardáguila Agromercados	<i>World Beef Report</i>	Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada	Tardáguila Agromercados
Dados: Fonte de Origem	Mercado de Liniers S.A.	Instituto Nacional de Carnes (INAC)	Brasil, Bolsa, Balcão S.A. (B3)	Associação Rural do Paraguai (ARP)
Características Básicas	Bovino macho, vivo, castrado, com seis dentes incisivos permanentes, com carcaça entre subconvexa e convexa, alimentado a pasto e/ou em confinamento, com peso entre 431 e 520 quilogramas e idade entre 30 e 42 meses.		Bovino macho, vivo, castrado com carcaça convexa, alimentado a pasto e/ou em confinamento, com peso entre 450 e 550 quilogramas e idade máxima de 42 meses.	
Cotação/ Período	Média semanal dos preços cotados em dólares americanos por quilograma/peso vivo dos bovinos de corte em ponto de abate argentino, brasileiro, paraguaio e uruguaio, no período compreendido entre 05 de janeiro de 2008 e 29 de dezembro de 2018 (total: 574 observações).			
Tratamento dos dados	As séries semanais de preços à vista foram logaritmizadas, visando a remover as tendências exponenciais, que é um procedimento que segue os padrões adotados nas principais pesquisas internacionais relacionadas à transmissão de preços e risco em mercados agropecuários.			

Fonte: Elaborado pelos autores

3.2 DEFINIÇÃO E CARACTERIZAÇÃO DO MODELO DE ANÁLISE

Desde a parametrização do modelo de heterocedasticidade condicional autorregressiva (ARCH) por Engle (1982) e de sua generalização no modelo de heterocedasticidade condicional autorregressiva generalizado (GARCH) de Bollerslev (1986), diversos modelos heterocedásticos têm sido desenvolvidos, visando, principalmente, a captura de fatos estilizados, que são fenômenos empíricos observados que podem contribuir ou não para a predição de comportamentos de variáveis. Nesse sentido, Silvennoinen e Teräsvirta (2009) destacam que, mesmo diante dos bons resultados apresentados a partir da aplicação dos modelos univariados, problemas relacionados aos movimentos dos retornos financeiros persistiram, o que, em tese, motivou o desenvolvimento de modelos heterocedásticos condicionais autorregressivos generalizados multivariados.

Silvennoinen e Teräsvirta (2009) também alegaram que o processo de estimação dos modelos heterocedásticos multivariados apresentou alguns desafios, dos quais, destacam-se: (i) a exigência por esses modelos serem robustos o suficiente para representar a dinâmica das variâncias e covariâncias condicionais e (ii) a advertência de

que, mesmo diante do crescente número de parâmetros e respectiva ampliação da dimensão dos modelos, esses deveriam ser parcimoniosos no sentido de interpretar com facilidade os coeficientes estimados. Além disso, os pesquisadores ressaltaram que, ao levar em consideração que, na especificação do modelo, as matrizes de covariância precisam ser positivas, ampliava-se o desafio em atender conjuntamente as necessidades do desenvolvimento de modelos heterocedásticos multivariados.

Logo, a evolução dos modelos heterocedásticos generalizados que incorporam matrizes de covariâncias tem início com o desenvolvimento do modelo GARCH por Bollerslev (1986), com foco principal na parcimônia e na clareza analítica. A partir dessa estrutura, várias formulações paramétricas geraram diferentes modelos, nos quais a matriz de covariância passou a ser estimada diretamente, incluindo-se, entre esses modelos, o VECH diagonal de Bollerslev, Engle e Wooldridge (1988) e o BEKK de Engle e Kroner (1995).

A respeito do modelo VECH diagonal de Bollerslev et. al (1988), destaca-se que o mesmo foi desenvolvido, simplificando-se a versão original do modelo GARCH de Bollerslev (1986) e atribuindo-se matrizes diagonais. Assim, foi possível obter condições para que a matriz de covariância fosse positiva para todas as observações. Detalhes sobre as situações em que a matriz de covariância deve obedecer a essa regra podem ser verificados em Bollerslev, Engle e Nelson (1994). Como vantagem, o modelo VECH diagonal admitiu maior flexibilidade ao processo de análise e, como desvantagens, ressalta-se a obrigação da positividade da matriz de covariância condicional e o crescimento do número de parâmetros que se associa ao aumento do número de séries, tornando a estimação computacional praticamente impossível em alguns casos (FOMBY; TERRELL, 2006). O outro problema relacionado à matriz de covariância diz respeito a como garantir que essa seja positivamente definida em cada observação. No caso do modelo de VECH, não existe uma solução geral para esse problema (SILVENNOINEN; TERÄSVIRTA, 2009). Destarte, apesar de a estimação do modelo VECH diagonal ser mais fácil que a do modelo GARCH de Bollerslev (1986), dada que a equação pode ser isoladamente estimada, isso pode ser considerado restritivo, pois não se permite a interação entre as diferentes variâncias e covariâncias condicionais.

Diante dessa problemática, destaca-se uma versão mais restrita do modelo VECH diagonal, que é a variante que permitiu a interação das variâncias e covariâncias

condicionais. Trata-se do modelo heterocedástico BEKK de Engle e Kroner (1995). Em suma, esse modelo tem propriedades mais parcimoniosas, dentre as quais, a dispensa da imposição de restrições sobre parâmetros que garantam a positividade da matriz de covariância, ou seja, as matrizes de covariâncias condicionais são positivamente definidas na concepção do modelo (SILVENNOINEN; TERÄSVIRTA, 2009). O modelo BEKK de Engle e Kroner (1995) é genericamente representado pela equação (1):

$$H_t = CC^T + \sum_{j=1}^q \sum_{k=1}^K A_{kj}^T r_{t-j} r_{t-j}^T A_{kj} + \sum_{j=1}^q \sum_{k=1}^K B_{kj}^T H_{t-j} B_{kj} \quad (1)$$

Em que: A_{kj} e B_{kj} e C são as matrizes de coeficiente de dimensão $N \times N$ e K representa a dimensão do modelo, ou seja, o número de séries envolvidas. A matriz C é uma matriz triangular inferior e seu produto pela sua transposta garante que a matriz H_t seja positiva e, conseqüentemente, que as variâncias sejam não negativas, com K determinando a generalidade do processo. A principal vantagem dessa parametrização reside no fato de não haver necessidade de imposição de restrição sobre os parâmetros para garantir que a matriz de covariância, H_t seja positiva. Outra restrição é que as covariâncias do modelo precisam ser estacionárias (SILVENNOINEN; TERÄSVIRTA, 2009). Para $K = 1$, o modelo BEKK fornece covariância estacionária somente se os autovalores estiverem dentro do círculo unitário complexo, conforme produto Kronecker de duas matrizes (ENGLE; KRONER, 1995). Mais detalhes acerca do produto Kronecker são encontrados em Tsay (2013) e, sobre as condições de estacionariedade do modelo BEKK, $K > 1$, são encontrados em Francq e Zakoïan (2010). Assim, para $p = 1$, $q = 1$ e $K = 1$, o modelo BEKK pode ser representado pelas equações (2) e (3) a seguir.

$$r_t = \alpha + \beta r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

A equação (2) representa a equação dos retornos em que $\varepsilon_t | \mathcal{F}_{t-1} \sim N(0, H_t)$, o vetor r_t representa as séries de retornos em t , α é o vetor dos interceptos, β é a matriz dos coeficientes em t e ε_t representa o vetor dos choques ou inovações de cada mercado ou ativo no tempo t . Já a matriz de covariância condicional pode ser representada pela equação (3).

$$H_t = C^T C + A^T \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}^T A + B^T H_{t-1} B \quad (3)$$

Nessa equação, para $N = 2$, considera-se: (i) H_t é uma matriz 2×2 da variância e covariância condicional em t e C é uma matriz 2×2 triangular inferior contendo 3 parâmetros; (ii) A é a matriz dos coeficientes 2×2 que medem a extensão em que os choques ou inovações no mercado i no passado afetam a variância condicional do mercado j no presente e, portanto, permite capturar o efeito ARCH entre os mercados; e (iii) B é uma matriz 2×2 dos coeficientes que medem a extensão em que a variância do mercado i no passado afeta a variância condicional do mercado j no presente e, assim, permite capturar o efeito GARCH ou o grau de persistência da variância e da covariância entre os dois mercados (i, j). Nesse caso, a covariância corrente pode ser afetada tanto pelos choques dos dois mercados (i, j) quanto por suas volatilidades no passado.

Na literatura especializada, o sistema (2) e (3) é conhecido por modelo BEKK com parametrização de Engle e Kroner (1995) e tem sido utilizado para análise da relação entre mercados por ser flexível o suficiente para representar a dinâmica das variâncias e covariâncias condicionais, por atender às restrições matemáticas citadas no início desta seção e por ser capaz de capturar os principais fatos estilizados com poucos números de parâmetros, sem contar a parcimoniosidade na interpretação dos resultados.

Em contrapartida, ressalta-se que o modelo BEKK com parametrização de Engle e Kroner (1995) é naturalmente simétrico, o que pode ser um limitante, dado que a volatilidade pode responder assimetricamente às inovações positivas e negativas. Assim, a volatilidade tende a subir mais em resposta a choques negativos (más notícias) do que a choques positivos (boas notícias) de mesma magnitude (KRONER; NG, 1998). Para contornar esse problema, Kroner e Ng (1998) estenderam a abordagem de Glosten, Jagannathan e Runkle (1993) de uma configuração univariada, que captura choques assimétricos, para uma configuração multivariada, que diferencia choques, negativos e positivos. Trata-se do modelo BEKK assimétrico, o qual foi escolhido para aplicação no presente estudo e é representado pela equação (4).

$$H_t = C^T C + A^T \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}^T A + B^T H_{t-1} B + D^T \delta_{t-1} \delta_{t-1}^T D \quad (4)$$

Em que: D é uma matriz de parâmetros 2×2 que captura assimetria na variância. Se os coeficientes da diagonal secundária de D são significantes, isso implica que choques negativos (variações negativas - queda nos preços, ou “más notícias”) causam mais volatilidade que choques positivos (variações positivas - aumento nos preços, ou “boas

notícias”). Portanto, a matriz D permite capturar o efeito alavancagem (KANG; YOON, 2013). Dessa maneira, é possível capturar a assimetria e ainda garantir que a matriz de covariância H_t seja positiva. As estimativas dos coeficientes da matriz de variância e covariância, assim como os erros padrões correspondentes do modelo BEKK assimétrico, podem ser estimados pelo método de máxima verossimilhança otimizado pelo algoritmo BFGS, acrônimo de Broyden (1970), Fletcher (1970), Goldfarb (1970) e Shanno (1970), que são criadores do algoritmo cujo uso é sugerido por Tsay (2013).

Em síntese, o modelo BEKK assimétrico foi escolhido para análise das relações entre os mercados deste estudo por deter diversas características superiores às do BEKK convencional, bem como por ser mais abrangente. Ressalta-se, no que tange à escolha pelo BEKK assimétrico, o fato de o modelo BEKK convencional ser naturalmente simétrico e, portanto, não ser capaz de capturar a assimetria, que é um fato estilizado comum e relevante quando se analisa a transmissão de risco de preços via choques e volatilidades entre mercados.

4 RESULTADOS E ANÁLISES

A apresentação dos resultados tem início com a exposição, na Tabela 1, do conjunto estatístico descritivo das séries semanais dos preços dos BCPA nos mercados dos países membros do Mercosul cotadas em dólares americanos por quilograma/peso vivo no período 2008-2018, com destaque para as medidas de tendência central e dispersão. Na arena das medidas centrais, observa-se que os preços médios dos BCPA argentino, brasileiro, paraguaio e uruguaio são bastante próximos, mas, no campo da dispersão, chama a atenção a amplitude determinada pela diferença entre o maior e o menor preço do BCPA argentino no período, que é 50% maior que a dos preços dos BCPA brasileiro e uruguaio e 28% superior à observada para os preços do BCPA paraguaio.

Ainda no campo da dispersão, ressalta-se o fato de o coeficiente de variação dos preços do BCPA argentino ser, aproximadamente, 9% superior aos coeficientes de variação dos preços dos BCPA brasileiro, paraguaio e uruguaio. Todavia, ao verificar que o desvio-padrão dos preços do BCPA argentino supera em 59,39%, 66,91% e 43,44% o desvio padrão dos preços dos BCPA brasileiro, paraguaio e uruguaio, respectivamente, evidenciando a disparidade da volatilidade no mercado argentino quando comparado aos demais mercados do Mercosul. Ainda sobre as estatísticas de dispersão dos dados expostas na Tabela 1, notou-se que as assimetrias e as curtoses apresentadas pelas

distribuições das séries de preços sugerem que as mesmas não se comportam como uma distribuição normal, o que é confirmado pelos valores dos testes de Jarque e Bera (1987), os quais rejeitam a hipótese nula de normalidade distribucional dos dados.

Tabela 1: Estatísticas descritiva dos preços dos bovinos de corte nos países do Mercosul cotados em dólares americanos por quilograma/peso vivo no período 2008-2018

	AR	BR	PY	UY
Média	3,0795	3,1254	2,9670	3,2253
Máximo	4,8680	4,4559	4,3400	4,1550
Mínimo	1,3519	2,1384	1,5926	1,8160
Desvio Padrão	0,7713	0,4839	0,4621	0,5377
Coefficiente de Variação	0,2505	0,1548	0,1557	0,1667
Assimetria	-0,8886	0,4607	-0,2684	-0,8816
Curtose	2,6359	2,6470	3,4371	2,9730
Jarque-Bera	78,71***	23,28***	11,46***	74,37***

Nota: (AR) Mercado Argentino, (BR) Mercado Brasileiro, (PY) Mercado Paraguuaio e (UY) Mercado Uruguai, (***) estatisticamente significativa aos níveis de 1% com base nos valores estimados pela estatística de Jarque e Bera (1987).
Fonte: Dados da pesquisa.

O próximo passo foi analisar a correlação linear entre os preços, que é uma importante informação preliminar para a tomada de decisão dos agentes da cadeia produtiva da carne bovina. Assim sendo, apresenta-se, na Tabela 2, as correlações lineares positivas, de moderadas a fortes, entre os preços dos BCPA no Mercosul. Nessa tabela, ressalta-se os 85% de associação positiva entre os preços do BCPA uruguai e dos BCPA argentino e paraguaio e os 80%, aproximadamente, de associação positiva entre os preços do BCPA paraguaio e dos BCPA argentino e brasileiro. Apesar de não se condicionar à transferência, à causalidade ou à dominância, a correlação linear mensurada sugere uma provável interdependência entre os preços dos BCPA no Mercosul, corroborando a necessidade de se averiguar a relação de transmissibilidade de risco de preços entre esses mercados.

Ao buscar uma conexão com resultados empíricos de outras pesquisas, remete-se à investigação de Bender Filho e Alvim (2008) que, em parte, se assemelha à proposta do presente estudo, principalmente, por se propor a analisar a formação e a relação impulso-resposta dos preços da carne bovina *in natura* nos países do Mercosul e dos EUA. Em suma, esses pesquisadores evidenciaram a causalidade entre os preços nos mercados do Mercosul e, também, a intensidade dos choques nos preços entre os mesmos. Mas, devido à temporariedade mensal dos dados e à exclusividade da avaliação de uma categoria de produto final (carne *in natura*), diminuiu-se o potencial de informação decisória captada na investigação, uma vez que a dinâmica na transmissão de preços agropecuários apresenta, geralmente, respostas imediatistas aos impulsos (diárias ou semanais) e não deveria ignorar o potencial de transferência de preço do produto padronizado na sua versão primária de negociação, no caso, o BCPA.

Tabela 2: Correlação linear entre os preços dos bovinos de corte nos países do Mercosul cotados em dólares americanos por quilograma/peso vivo no período 2008-2018

	AR	BR	PY	UY
AR	1,0000			
BR	0,6485***	1,0000		
PY	0,7621***	0,7936***	1,0000	
UY	0,8587***	0,6840***	0,8452***	1,0000

Nota: (AR) Mercado Argentino, (BR) Mercado Brasileiro, (PY) Mercado Paraguuaio, (UY) Mercado Uruguaio, (***) estatisticamente significativa aos níveis de 1%, e [entre colchetes] valores estimados da estatística *t*.

Fonte: Dados da pesquisa.

Em seguida, as séries de preços originais e de retornos foram verificadas quanto à estacionariedade a partir da aplicação do teste ADF de Dickey e Fuller (1981). As defasagens utilizadas no teste foram definidas com base nos critérios de informação de Akaike. Já os valores críticos do teste foram de -3,4385 e -2,8650 para o modelo com constante e de -3,9698,029 e -3,4156 para os níveis de 1% e 5% de significância estatística para o modelo com constante e tendência (Mackinnon, 1996). Ao considerar os critérios de informação e os valores críticos dos testes, não se rejeitou a hipótese nula para estacionariedade, ou seja, admitiu-se que as séries são não estacionárias em nível. Já a partir da verificação da hipótese presença de raiz unitária nas séries de retornos (ou em primeira diferença), rejeitou-se a presença de raiz unitária para todas as séries pelo teste ADF.

No que se refere aos resultados dos testes para as séries de retornos (ou em primeira diferença), obtidas com base na equação $R_t = \ln (P_t/P_{t-1}) \times 100$, em que: R_t , corresponde ao retorno na data t , P_t é o preço na data t e P_{t-1} se refere ao preço na data $t-1$, foram identificados dois padrões interessantes, sendo eles: (i) as séries são estacionárias a partir da transformação em retornos; e (ii) tem-se agrupamento de volatilidade nas séries de retornos, ou seja, os retornos passam por períodos com maior oscilação, seguidos por períodos com menor oscilação, o que aponta para a presença de efeito heterocedástico condicional autorregressivo generalizado. Além disso, devido ao fato de as séries se movimentarem conjuntamente, conjectura-se sobre a viabilidade da modelagem heterocedástica condicional autorregressiva generalizada multivariada.

Seguindo o procedimental econométrico para análise das séries de preços proposto na seção 3.1, foram realizados também os testes para a correlação serial dos resíduos e heterocedasticidade. A Tabela 3, a seguir, apresenta: a) a estatística Q de Ljung-Box, que testa a correlação serial dos resíduos padronizados e dos resíduos padronizados ao

quadrado das séries de preços; e b) o teste ARCH-LM que examina a existência de efeito heterocedástico condicional autorregressivo.

Os testes de Ljung-Box e ARCH-LM foram realizados sob a perspectiva de 4, 8 e 12 defasagens, conforme sugerido por Tsay (2013) e os resultados apontaram para a rejeição das hipóteses de não existência de correlação serial dos resíduos padronizados e dos resíduos padronizados ao quadrado e de não existência de efeito heterocedástico condicional autorregressivo, o que corrobora a representação das séries de preços por modelagem heterocedástica condicional autorregressiva generalizada.

Tabela 3: Diagnóstico dos resíduos padronizados originais e ao quadrado e ARCH-LM

	Estatística – Q de Ljung-Box					Teste ARCH-LM			
	Q4	Q8	Q12	Q ² 4	Q ² 8	Q ² 12	LM4	LM8	LM12
AR	14,54*	23,61*	29,28*	68,36*	76,76*	93,32*	50,58*	54,35*	57,47*
BR	64,60*	69,01*	73,50*	83,05*	147,0*	180,3*	56,09*	79,40*	90,96*
PY	36,28*	46,19*	48,84*	187,8*	188,2*	188,7*	226,05*	225,4*	224,5*
UY	372,2*	393,6*	406,3*	451,9*	488,5*	501,4*	198,30*	225,4*	217,0*

Nota 1: Os números fora dos parênteses referem-se aos valores estatísticos do teste e os números dentro dos parênteses representam as respectivas significâncias estatísticas dos testes. Nota 2: (AR) Mercado Argentino (BR), Mercado Brasileiro, (PY) Mercado Paraguuaio, (UY) Mercado Uruguaio, (*) estatisticamente significativa ao nível de 5%.

Fonte: Dados da pesquisa.

Dando prosseguimento ao estudo, a partir da exposição do modelo BEKK assimétrico estimado na Tabela 4, que abrange os coeficientes da transmissão de risco de preços via choques (*a*) e volatilidades (*b*), de assimetria (*d*) e, também, as estatísticas e os diagnósticos residuais do modelo, foi possível responder as questões centrais da pesquisa direcionadas ao objetivo principal, ou seja, as que envolvem direções, dominância e assimetria na transferência de risco de preços entre os mercados de BCPA dos países membros efetivos do Mercosul. Em resumo, a Tabela 4 apresenta a transmissão de risco via choque e volatilidade e a assimetria dos mercados posicionados na vertical sobre os dispostos no rol horizontal, sendo os mercados arranjados em ordem alfabética: argentino, brasileiro, paraguaio e uruguaio, os quais são representados por suas respectivas siglas e números: AR₍₁₎, BR₍₂₎, PY₍₃₎ e UY₍₄₎.

Por sua vez, os modelos expõem os valores dos coeficientes angulares, significâncias estatísticas representadas por asteriscos, bem como pelos valores da estatística *t* expostos entre colchetes. O modelo BEKK assimétrico encontra-se subdividido em três partes na Tabela 4. Na primeira, de cima para baixo, encontram-se os coeficientes dos choques (*a*) do efeito ARCH, que são elementos da matriz *A*, do modelo do sistema de equações (4). Na segunda parte, localizam-se os coeficientes das

volatilidades (b) do efeito GARCH, que são elementos da matriz B da equação (4). Já na terceira parte, situam-se os coeficientes de assimetria (d), que são elementos da matriz D da equação (4).

Ainda na Tabela 4, encontram-se dispostos as seguintes estatísticas de diagnósticos de resíduos: (i) o valor da estatística-Q de Ljung-Box, que mede o grau de autocorrelação serial dos resíduos padronizados; (ii) o teste ARCH-LM, que verifica a existência de resquício do efeito ARCH nos resíduos padronizados; (iii) a estatística do teste Jarque e Bera (1987), que permite examinar a normalidade dos resíduos padronizados; e (iv) a estatística F do teste Joint, que atesta a significância dos regressores com a matriz de covariância da regressão corrigida para possível heterocedasticidade. Nesse caso, se o modelo for robusto, os resíduos padronizados em conjunto devem ser serialmente não correlacionados, com média zero e apresentar matriz de covariância igual à matriz identidade sem efeitos residuais com heterocedasticidade condicional autorregressiva generalizada.

Ao analisar os coeficientes da transmissão de risco de preços via choque (a) dos mercados posicionados na vertical sobre os mercados no rol horizontal da Tabela 4, evidenciou-se que, ao nível de significância estatística de 1% e 5%, os choques de preços nos mercados de BCPA argentino, brasileiro, paraguaio e uruguaio, imediatamente, somente transferem risco para os próprios mercados e, portanto, não são prontamente transferidos para os demais mercados. Esse resultado sugere que novas informações, em um desses mercados em específico, não causam alterações imediatas nos preços dos demais, mas implica que essas alterações resultam em alterações nos preços dos BCPA no próprio mercado.

Tabela 4: Modelo BEKK assimétrico para os mercados de bovinos de corte do Mercosul choque, volatilidade e assimetria do mercado na vertical sobre o mercado na horizontal

MERCADO	AR(1)	BR(2)	PY(3)	UY(4)	
Choque (a)	AR(1)	$a_{11} = \mathbf{0,4471}^{***}$ [10,2160]	$a_{12} = 0,0213^{ns}$ [1,0751]	$a_{13} = 0,0167^{ns}$ [0,7018]	$a_{14} = 0,0158^{ns}$ [1,4779]
	BR(2)	$a_{21} = 0,0144^{ns}$ [0,2611]	$a_{22} = \mathbf{-0,0952}^{***}$ [-2,6816]	$a_{23} = 0,0785^{ns}$ [1,0613]	$a_{24} = 0,0293^{ns}$ [1,1010]
	PY(3)	$a_{31} = 0,0647^{ns}$ [1,3986]	$a_{32} = -0,0048^{ns}$ [-0,1509]	$a_{33} = \mathbf{0,0521}^{**}$ [1,6398]	$a_{34} = 0,0021^{ns}$ [0,0478]
	UY(4)	$a_{41} = -0,0670^{ns}$ [-1,0368]	$a_{42} = 0,0463^{ns}$ [0,6059]	$a_{43} = 0,0374^{ns}$ [0,5770]	$a_{44} = \mathbf{0,1437}^{***}$ [3,7541]
Volatilidade (b)	AR(1)	$b_{11} = \mathbf{0,7888}^{***}$ [29,2429]	$b_{12} = -0,0104^{ns}$ [-0,6222]	$b_{13} = -0,0093^{ns}$ [-0,5667]	$b_{14} = -0,0117^{ns}$ [-1,1509]
	BR(2)	$b_{21} = \mathbf{0,0973}^{**}$ [2,5282]	$b_{22} = \mathbf{0,8280}^{***}$ [19,0267]	$b_{23} = \mathbf{0,3556}^{***}$ [9,3948]	$b_{24} = \mathbf{0,2334}^{***}$ [7,9751]
	PY(3)	$b_{31} = \mathbf{-0,1198}^{**}$ [-2,0313]	$b_{32} = 0,0575^{ns}$ [0,5938]	$b_{33} = \mathbf{0,8028}^{***}$ [10,8161]	$b_{34} = \mathbf{0,0766}^{*}$ [1,6983]
	UY(4)	$b_{41} = -0,1005^{ns}$ [-1,4004]	$b_{42} = \mathbf{-0,4177}^{***}$ [-2,8573]	$b_{43} = \mathbf{-0,3809}^{***}$ [-4,3581]	$b_{44} = \mathbf{0,8300}^{***}$ [12,3978]
Assimetria (d)	AR(1)	$d_{11} = \mathbf{0,0554}^{ns}$ [0,5836]	$d_{12} = -0,0554^{nsa}$ [-2,7463]	$d_{13} = 0,0542^{nsa}$ [1,6969]	$d_{14} = 0,0440^{nsa}$ [2,2444]
	BR(2)	$d_{21} = \mathbf{-0,0861}^{ns}$ [-1,2955]	$d_{22} = \mathbf{0,1267}^{**}$ [1,9670]	$d_{23} = \mathbf{0,0278}^{ns}$ [0,3057]	$d_{24} = \mathbf{-0,1050}^{***}$ [-3,0686]
	PY(3)	$d_{31} = \mathbf{0,0628}^{**}$ [2,0335]	$d_{32} = -0,0985^{nsa}$ [-2,9386]	$d_{33} = \mathbf{0,3690}^{***}$ [3,7239]	$d_{34} = \mathbf{0,0380}^{ns}$ [1,5776]
	UY(4)	$d_{41} = -0,1141^{nsa}$ [-1,0497]	$d_{42} = \mathbf{0,3583}^{***}$ [3,8688]	$d_{43} = \mathbf{-0,3072}^{**}$ [-2,4183]	$d_{44} = \mathbf{-0,1182}^{*}$ [-1,6433]
Teste de Wald	AR(1)	$a_{11} = b_{11} = 0$ $\mathbf{2115,6974}^{***}$	$a_{12} = b_{12} = 0$ 1,2119 ^{ns}	$a_{13} = b_{13} = 0$ 0,5086 ^{ns}	$a_{14} = b_{14} = 0$ 2,2327 ^{ns}
	BR(2)	$a_{21} = b_{21} = 0$ $\mathbf{7,1059}^{**}$	$a_{22} = b_{22} = 0$ $\mathbf{368,4432}^{***}$	$a_{23} = b_{23} = 0$ $\mathbf{421,4128}^{***}$	$a_{24} = b_{24} = 0$ $\mathbf{65,1718}^{***}$
	PY(3)	$a_{31} = b_{31} = 0$ $\mathbf{5,0895}^{*}$	$a_{32} = b_{32} = 0$ 0,4759 ^{ns}	$a_{33} = b_{33} = 0$ $\mathbf{154,7464}^{***}$	$a_{34} = b_{34} = 0$ $\mathbf{7,3455}^{**}$
	UY(4)	$a_{41} = b_{41} = 0$ 2,9844 ^{ns}	$a_{42} = b_{42} = 0$ $\mathbf{13,1389}^{***}$	$a_{43} = b_{43} = 0$ $\mathbf{19,3991}^{***}$	$a_{44} = b_{44} = 0$ $\mathbf{219,6764}^{***}$
Diagnóstico dos Resíduos	Estatística Q(10) – Qui-Quadrado χ^2			1453,5900 ^{***}	
	Teste ARCH-M (12)			170,8464 ^{***}	
	Estatística do Teste Jarque-Bera			3468,4720 ^{***}	
	Teste Joint – Estatística F			20,5504 ^{***}	

Nota: (AR) Mercado Argentino, (BR) Mercado Brasileiro, (PY) Mercado Paraguuaio, (UY) Mercado Uruguaio, (***, **, *) estatisticamente significativa aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente, (ns) sem significância estatística, (nsa) não se aplica, [número entre colchetes] valores estimados da estatística *t*.

Fonte: Dados da pesquisa.

Na seqüência, os coeficientes da transmissão de risco de preços via volatilidade (b) do mercado argentino de BCPA para os mercados brasileiro, paraguaio e uruguaio corroboram os resultados dos coeficientes de transmissão de risco de preços via choque (a), uma vez que o mercado argentino de BCPA transfere risco de preços via volatilidade (b) apenas para o próprio mercado. Esse achado é confirmado pelo teste de Wald (1943) para ($a_{11} = b_{11} = 0$), cujo coeficiente estimado ratifica que o mercado argentino não

transfere risco de preços via choque (*a*) e volatilidade (*b*) para os mercados brasileiro, paraguaio e uruguaio, sugerindo uma baixa integração entre o mercado argentino e os demais mercados de BCPA do Mercosul. O coeficiente da assimetria (*d*) na transmissão de risco de preços foi outra importante informação extraída do modelo exposto na Tabela 4, uma vez que o mesmo evidenciou simetria na transmissão de risco de preços dentro do mercado argentino de BCPA, ou seja, variações negativas e positivas nos preços são estatisticamente propagadas com a mesma magnitude. Assim sendo, o choque ou a volatilidade consequente de uma boa ou má notícia na cadeia produtiva da carne bovina argentina transfere o mesmo grau de risco para o próprio mercado.

Dentre os críveis fatores e/ou eventos que potencializaram a baixa interdependência entre o mercado argentino de BCPA e os demais mercados do Mercosul, destacam-se: intervenções do governo federal argentino no mercado da carne bovina ocorridas, principalmente, a partir do ano de 2008; aumentos nas taxas de exportação; restrições no peso para o abate; limitação dos volumes de exportação pela cota *Hilton* por tempo determinado; e, em curto espaço de tempo, até mesmo, proibição das exportações (MELO, 2010; OLIVEIRA NETO; GARCIA, 2013). Além disso, sugere-se que fraca relação de interdependência entre o mercado argentino de BCPA e os demais mercados do Mercosul, no período analisado, se deve, principalmente, às persistentes intervenções do governo federal argentino na cadeia produtiva da carne bovina, principalmente, do ano de 2008 até meados da década de 2020, dado que esses eventos refletiram diretamente nos preços de comercialização no mercado da carne bovina argentina que, até as primeiras incisivas interferências governamentais, contava com atuação expressiva de indústrias internacionais, com destaque para a crescente atuação da empresas brasileiras no país.

Diferentemente dos resultados inerentes à interdependência entre o mercado argentino e os demais mercados, os coeficientes da transmissão via volatilidade (*b*) dos mercados brasileiro, paraguaio e uruguaio de BCPA apontam que esses mercados transferem risco para si e para os mercados interagentes.

Nesse contexto, destaca-se a transferência de risco de preços via volatilidade (*b*) do mercado do BCPA brasileiro para todos os mercados de BCPA do Mercosul. Esses indicativos de interdependência entre os preços do BCPA brasileiro e os preços dos BCPA nos demais mercados do Mercosul são corroborados pelo teste de Wald, cujo coeficiente estimado admite que o mercado brasileiro transfere risco de preços para os mercados

argentino, paraguaio e uruguaio, indicando interdependência significativa entre o mercado brasileiro e os demais mercados do Mercosul, com exceção do mercado argentino, cujo coeficiente da transmissão via volatilidade (b) sugere menor nível de integração entre o mercado brasileiro e o argentino. Agregado a esse fator, sugere-se que a interdependência entre esses mercados se deve, principalmente, ao crescimento da atuação da indústria brasileira de carne bovina nos mercados argentino, paraguaio e uruguaio no período estudado.

No que tange aos coeficientes de assimetria (d) na transmissão de risco de preços estimados para o mercado do BCPA brasileiro em direção aos demais mercados do Mercosul, verificou-se a transferência simétrica para os mercados argentino e paraguaio de BCPA, ou seja, variações negativas e positivas nos preços se alastram, estatisticamente, com a mesma magnitude. Assim sendo, o choque ou a volatilidade proveniente de uma boa ou má notícia oriunda da pecuária bovina de corte brasileira espalham o mesmo grau de risco imediato e/ou futuro para os mercados argentino e paraguaio. Em contrapartida, foi identificada transmissão assimétrica de risco do mercado do BCPA brasileiro para si próprio e deste para o mercado uruguaio de BCPA, o que sugere fortes indícios de que as quedas nos preços do BCPA no mercado brasileiro transmitem riscos maiores e mais intensos do que as altas nos preços, tanto para si quanto para o mercado uruguaio de BCPA.

Em relação ao mercado paraguaio de BCPA, foi verificado que, estatisticamente, os coeficientes de transmissão via volatilidade (b) transferem risco de preços para o próprio mercado e para os mercados argentino e uruguaio, mas não é propagado para o mercado brasileiro. Os indícios de interdependência entre o mercado paraguaio e os mercados argentino e uruguaio de BCPA são legitimados pelo teste de Wald, cujo coeficiente estimado assinala que o mercado paraguaio transfere risco para os mercados argentino e uruguaio, sugerindo a integração entre os mesmos. Nesse quadro, a relação de interdependência entre esses mercados pode ser explicada, em parte, pela indústria de processamento e pelo destino internacional comum da carne bovina produzida nesses mercados, o que pode implicar em maior integração entre os preços praticados na comercialização de BCPA. Em contrapartida, o coeficiente da transmissão via volatilidade (b) do mercado paraguaio para o mercado argentino evidenciou baixo nível de integração entre eles.

Sob outra perspectiva, o teste de Wald descartou a transmissão de risco de preços via choques (*a*) e volatilidades (*b*) na direção do mercado paraguaio para o mercado brasileiro, o que sugere, nessa relação de interdependência, uma dominância na transmissão de risco de preços do mercado brasileiro, dado que esse mercado transfere risco de preços via volatilidade (*b*) para o mercado paraguaio, o que também foi identificado por Figueiredo e Oliveira Neto (2019) na direção das principais praças de comercialização de BCPA do estado do Mato Grosso do Sul, mais precisamente, nas cidades de Campo Grande/MS, Dourados/MS e Três Lagoas/MS.

No âmbito dos coeficientes de assimetria (*d*) na transmissão de risco de preços estimados para o mercado paraguaio e deste em direção aos mercados argentino e uruguaio de BCPA, notou-se que a transferência ocorre com assimetria, ou seja, variações negativas e positivas nos preços se alastram, estatisticamente, com diferentes magnitudes. Consequentemente, o choque ou a volatilidade derivados de uma boa ou má notícia na bovinocultura de corte paraguaia propaga grau de risco imediato e/ou futuro díspar para si e para os mercados argentino e uruguaio de BCPA. Destarte, são fortes os indícios de que o mercado paraguaio transmite maior risco quando os preços caem, tanto no próprio mercado, quanto nos interagentes mercados argentino e uruguaio.

Quanto ao mercado uruguaio de BCPA, destaca-se a transferência de risco via volatilidade (*b*) para o próprio mercado e para os mercados brasileiro e paraguaio. Esses indicativos de interdependência entre os preços nesses mercados são corroborados pelo teste de Wald, cujo coeficiente certifica a transmissibilidade de risco significativa entre eles. Em contrapartida, o teste de Wald descartou a transmissão de risco de preços via choques (*a*) e volatilidades (*b*) entre os mercados uruguaio e argentino. Nesse âmbito, os valores dos coeficientes de transmissão via volatilidade (*b*) não apenas sugerem um maior nível de integração entre os mercados uruguaio, brasileiro e paraguaio, como também acenam que a maior interdependência entre os mesmos pode ser explicada pelo fato de esses mercados serem atendidos praticamente pelas mesmas grandes indústrias de processamento e atingem, geralmente, os mesmos mercados internacionais de carne bovina.

Dando prosseguimento, foram analisados os coeficientes de assimetria (*d*) na transmissão de risco de preços estimados para o mercado uruguaio e deste em direção aos demais mercados de BCPA interagentes, mais precisamente, os mercados brasileiro e

paraguaio. Como resultado, verificou-se uma assimetria na transferência de risco no mercado uruguaio e deste para os mercados brasileiro e paraguaio, ou seja, variações negativas e positivas nos preços se alastram, estatisticamente, com diferenças de magnitude e, por conseguinte, o choque ou a volatilidade originários de uma boa ou má notícia na cadeia produtiva da carne bovina uruguaia espalha grau de risco imediato e/ou futuro diferente para os mercados brasileiro e paraguaio. Isso posto, são fortes os indícios de que as quedas nos preços do BCPA no mercado uruguaio transmitem riscos maiores e mais intensos do que as altas nos preços, tanto para si quanto para os mercados de BCPA brasileiro e paraguaio.

Após a análise dos dados da Tabela 4, incluindo a discussão sobre os coeficientes estimados e os resultados dos testes de assimetria na transmissão de risco entre os mercados de BCPA do Mercosul, foram diagnosticados os resíduos do modelo BEKK assimétrico estimado com a finalidade de encampar a verificação dos pressupostos de estacionariedade, normalidade, homocedasticidade e independência dos erros. Por conseguinte, foram estatisticamente avaliados o valor da estatística-Q de Ljung-Box, o teste ARCH-LM, o teste Jarque e Bera (1987) e a estatística *F* do teste Joint. Em suma, os resultados atenderam adequadamente aos pressupostos da regressão, com destaque para rejeição da autocorrelação serial e da existência de resquício do efeito heterocedástico condicional autorregressivo nos resíduos, bem como a não rejeição da normalidade dos resíduos do modelo de regressão. Diante dessas constatações, foi possível concluir que o modelo se apresentou estatisticamente robusto para confirmar os resultados das análises dos coeficientes de transmissão via choques e volatilidades realizadas, assim como os diagnósticos inerentes às assimetrias de transferência de risco de preços entre os mercados de BCPA do Mercosul.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Diante do objetivo principal de verificar a interdependência e a assimetria na transmissão de risco via choques e volatilidades nos preços entre os mercados de BCPA dos países membros efetivos do Mercosul, concluiu-se, essencialmente, que existe relação estatística significativa de interdependência entre os preços nos mercados de BCPA brasileiro, paraguaio e uruguaio, mas não se verificou associação estatisticamente significativa entre esses e o mercado de BCPA argentino.

No tocante aos testes empíricos para transmissão de risco preços via choques, os resultados indicaram que, de imediato, a transferência de risco de preços dos BCPA nos mercados dos países membros do Mercosul se restringe ao próprio mercado. Esse resultado sugere que inovações no curto prazo que provocam alterações nos preços do BCPA em um mercado específico não causam variações imediatas nos preços dos demais mercados.

Quanto à transmissibilidade de risco de preços via volatilidades, os achados evidenciaram que o mercado de BCPA brasileiro é o único em que a variação nos preços propaga risco para todos os demais mercados de BCPA do Mercosul. Em contrapartida, a volatilidade nos preços no mercado de BCPA argentino apenas dissemina risco para si próprio. Já em relação aos resultados referentes à transmissão de risco via volatilidade dos preços nos mercados de BCPA paraguaio e uruguaio, concluiu-se que essa transmissão se dá para, no mínimo, três mercados, incluindo os próprios. Nesse caso, foi descartada a difusão de risco de preços do mercado de BCPA paraguaio para o brasileiro e do mercado de BCPA uruguaio para o argentino.

Além disso, ao averiguar se as variações positivas e negativas nos preços de mercados interagentes são simetricamente transmitidas (na mesma magnitude), não se rejeitou essa hipótese apenas nos seguintes casos: (i) do mercado BCPA argentino para si próprio; (ii) do mercado de BCPA brasileiro para os mercados de BCPA argentino e paraguaio; e (iii) do mercado de BCPA paraguaio para o uruguaio. Ademais, vale ressaltar que os testes de hipóteses de assimetria na transferência de risco de preços apontaram uma integração significativa entre os preços de BCPA do mercado brasileiro com os demais mercados de BCPA do Mercosul, porém com assimetria na transmissão de risco de preços para o mercado de BCPA uruguaio.

A respeito do objetivo específico de averiguar a dominância mercadológica na transferência de risco de preços, foi identificada uma superioridade na disseminação do risco de preços do mercado de BCPA brasileiro, o que é corroborado pela magnitude dos coeficientes angulares de transmissão estimados e pela propagação de risco via volatilidades para todos os demais mercados de BCPA do Mercosul.

Espera-se que as análises e conclusões deste estudo possam contribuir para a tomada de decisão dos agentes-elos da cadeia produtiva de bovinos de corte e/ou carne bovina do Mercosul, tornando a administração dos preços e do risco mais efetiva. Além

disso, sugere-se que estudos futuros analisem também a interdependência e a assimetria na transmissão de risco de preços entre outros mercados de commodities agropecuárias e não agropecuárias, uma vez que as informações decorrentes poderão contribuir para a melhoria da gestão de preços em diversas cadeias produtivas e em seus respectivos setores econômicos.

REFERÊNCIAS

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

Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carnes. (2018). *Perfil da pecuária no Brasil: relatório anual 2018*. Recuperado em 10 de dezembro, 2018, de <http://abiec.siteoficial.ws/images/upload/sumario-pt-010217.pdf>

Bailey, D., & Brorsen, B. W. (1989, december). Price asymmetry in spatial fed cattle markets. *Western Journal of Agricultural Economics*, 14, 2, 246-252.

Bakucs, L. Z., & Fertő, I. (2006). Marketing margins and price transmission on the Hungarian beef Market. *Food Economics - Acta Agriculturae Scandinavica*, 3, 3-4, 151-160.

Banco Central del Paraguay. (2019). *Boletín de cuentas nacionales - anuales*. Recuperado em 30 de janeiro, 2019, de <https://www.bcp.gov.py/boletin-de-cuentas-nacionales-anuales-i370>.

Banco Central del Uruguay. (2019). *Informe de cuentas nacionales*. Recuperado em 30 de janeiro, 2019, de <http://www.bcu.gub.uy/Estadisticas-e-Indicadores/Paginas/Presentacion%20Cuentas%20Nacionales.aspx>.

Bender Filho, R., & Alvim, A. M. (2008). Análise de transmissão de preços no mercado de carne bovina entre os países do Mercosul e os Estados Unidos. *Revista de Economia e Administração*, 7, 4, 402-418.

Boechat, A. M. F. (2013). Análise do comportamento dos preços do boi gordo e do boi magro entre 2000 e 2012. *Revista de Economia e Agronegócio*, 11, 3, 419-437.

Bollerslev, T. (1986, april). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 3, 307-327.

Bollerslev, T., Engle, R. F., & Nelson, D. B. (1994). ARCH models. *Handbook of econometrics*, 4, 2959-3038.

Bollerslev, T., Engle, R., & Wooldridge, J. (1988, february). A capital asset pricing model with time varying covariances. *Journal of Political Economy*, 96, 1, 116-131.

Broyden, C. G. (1970). The convergence of a class of double-rank minimization algorithms. *J. Inst. Math. Appl.*, Parts I and II, 6, 76-90, 222-231.

Caetano, T. F., Figueiredo, R. S., & Oliveira Neto, O. J. (2019, august). Assimetria e transmissão de preços do boi gordo entre os mercados do Brasil, EUA e Austrália. *Brazilian Journal of Development.*, 5, 8, 12187-12210.

Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. (2019). *PIB do agronegócio brasileiro*. Recuperado em 30 de janeiro, 2019 de <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/pib-do-agronegocio-brasileiro.aspx>

Diakosawas, D. (1995). How integrated are world beef markets? The case of Australian and US beef markets. *Agricultural Economics*, 12, 1, 37-53.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981, july). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 49, 4, 1057-1072.

Dong, X., Waldron, S., Brown, C., & Zhang, J. (2018, february). Price transmission in regional beef markets: Australia, China and Southeast Asia. *Emirates Journal of Food and Agriculture*, 30, 2, 99-106.

Engle, R. F. (1982, july). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 50, 4, 987-1007.

Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987, march). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55, 2, 251-276.

Engle, R. F., & Kroner, K. F. (1995, february). Multivariate simultaneous generalized arch. *Econometric theory*, 11, 1, 122-150.

Figueiredo, R. S., & Oliveira Neto, O. J. (2019). Boi gordo brasileiro e paraguaio: análise da transmissão de risco de preços intra e entre mercados. In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 57, 2019, Ilhéus. *Anais... Ilhéus: SOBER*.

Fletcher, R. A. (1970). New approach to variable metric algorithms. *Comput. J.*, 13, 3, 317-322.

Fomby, T. B., Terrell, D., & Hill, R. C. (Ed.). (2006). *Econometric analysis of financial and economic time series*. Emerald Group Publishing.

Francq, C., & Zakoïan, J-M. (2010, november). Inconsistency of the MLE and inference based on weighted LS for LARCH models. *Journal of Econometrics*, 159, 1, 151-165.

Gaio, L. E., Castro Junior, L. G., & Oliveira, A. R. (2005). Causalidade e elasticidade na transmissão de preço do boi gordo entre regiões do Brasil e a Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F). *Organizações Rurais & Agroindustriais*, 7, 3, 282-297.

Gilbert, C. L., & Morgan, C. W. (2010). Food price volatility. *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences*, 365, 1554, 3023-3034.

Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993, December). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The journal of finance*, 48, 5, 1779-1801.

Goldfarb, D. (1970). A family of variable metric methods derived by variational means. *Math. Comp.*, 26, 23-26.

Goodwin, B. K., & Holt, M. T. (1999, august). Price transmission and asymmetric adjustment in the U.S. beef sector. *American Journal of Agricultural Economics*, 81, 3, 630-637.

Granger C. W. J. (1969, august). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37, 3, 424-438.

Griffith, G. R., & Piggott, N. E. (1994). Asymmetry in beef, lamb and pork farm-retail price transmission in Australia. *Agricultural Economics*, 10, 3, 307-316.

Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1987, august). A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review*, 55, 2, 163-172.

Johansen, S. (1988, june/September). Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 2-3, 231-254.

Kang, S. H., & Yoon, S.-M. (2013). Modeling and forecasting the volatility of petroleum futures prices. *Energy Economics*, 36, 1, 354-362.

Kroner, K. F., & Ng, V. K. (1998). Modeling asymmetric comovements of asset returns. *The Review of Financial Studies*, 11, 4, 817-844.

Mackinnon, J. G. (1996, november/december). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11, 6, 601-618.

Melo, G. B. (2010). *Integração entre os mercados de boi para abate na argentina e no Brasil*. 82 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Departamento de Economia, Administração e Sociologia, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

Ministerio de Relaciones Exteriores y Culto de la República Argentina. (2019). *Centro de Economía Internacional - CEI*. Recuperado em 30 de janeiro, 2019, de <http://www.cei.gov.ar/es/actividad>.

Oliveira Neto, O. J., & Garcia, F. G. (2013, abril/junho). Cross hedging do novilho argentino no mercado futuro do boi gordo brasileiro. *Custos e @gronegocio on line*, 9, 2, 117-151.

Rezitis, A., & Stavropoulos, K. S. (2010, abril). Modelling beef supply response and price volatility under CAP reforms: the case of Greece. *Food Policy*, 35, 2, 163-174.

Sachs, R. C. C., & Martins, S. S. (2007, janeiro/junho). Análise do comportamento dos preços do boi gordo e do bezerro na pecuária de corte paulista, janeiro de 1995 a abril de 2006: uma aplicação do modelo VAR. *Revista de Economia Agrícola*, 54, 1, 75-85.

Sachs, R. C. C., & Pinatti, E. (2007). Análise do comportamento dos preços do boi gordo e do boi magro na pecuária de corte paulista, no período de 1995 a 2006. *Revista de Economia e Agronegócio*, 5, 3, 329-352.

Shanno, D. F. (1970). Conditioning of quasi-Newton methods for function minimization. *Math. Comp.*, Boston, 24, 647-657.

Silva, A. C., Oliveira Neto, O. J., & Figueiredo, R. S. (2020, march). Mercado brasileiro de carnes: transmissão de preços. *Brazilian Journal of Development.*, 6, 3, 15870-15892.

Silvennoinen, A., & Teräsvirta, T. (2009) Multivariate garch models. In: Mikosch, T., Kreiss, J. P., Davis, R., & Andersen, T. (Eds.). *Handbook of financial time series*. Springer Berlin Heidelberg, 201-229.

Tsay, R. S. (2013). *Multivariate time series analysis: with r and financial applications*. John Wiley & Sons.

United States Department of Agriculture. (2019). *Data and Statistics*. Recuperado em 20 de abril, 2019, de <http://apps.fas.usda.gov/psdonline/psdQuery.aspx>.

Wald, A. (1943). Tests of statistical hypothesis concerning several parameters when the number of observations is large. *Transactions of the American Mathematical Society*, 54, 426-482.

Zhen, M. Rude, J., & Qiu, F. (2018, june). Price volatility spillovers in the western canadian feed Barley, U.S. corn, and Alberta cattle markets. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 66, 2, 209-229.

Zilli, J. B., Silva, A. F., Campos, S. K., & Costa, J. S. (2008, julho/dezembro). Análise da cointegração e causalidade dos preços de boi gordo em diferentes praças nas regiões sudeste e centro-oeste do Brasil. *Revista de Economia Agrícola*, 55, 2, 105-119.