



TRANSMISSÃO DE RISCO ENTRE OS MERCADOS DO BOI GORDO SUL-MATO-GROSSENSE E PARAGUAIO

TRANSMISSION OF RISK AMONG THE MATO GROSSO DO SUL AND PARAGUAYAN LIVE CATTLE MARKETS

Reginaldo Santana Figueiredo

Universidade Federal de Goiás, GO, Brasil
emaildesantana@gmail.com
<https://orcid.org/0000-0003-1278-5063>

Odilon José de Oliveira Neto

Universidade Federal de Goiás, GO, Brasil
professorodilon@gmail.com
<https://orcid.org/0000-0002-6310-1998>

Resumo

Este artigo tem por objetivo analisar a transmissão de risco via choques e volatilidades entre os mercados do boi gordo sul-mato-grossense e paraguaio. Para tanto, foi utilizado o modelo BEKK com parametrização de Engle e Kroner (1995), por esse modelo ser capaz de: capturar os principais fatos estilizados das séries financeiras; representar a dinâmica das variâncias e covariâncias; utilizar parametrização simplificada; e permitir uma interpretação que atende às propriedades matemáticas dos modelos multivariados. Foram encontradas fortes evidências empíricas de que o mercado do boi gordo sul-mato-grossense transmite risco para o mercado paraguaio, transferência essa que pode ocorrer via choques e não via volatilidades. No entanto, essa transferência de risco do mercado do boi gordo sul-mato-grossense para o paraguaio ocorre sem assimetria. Não foram encontrados indícios de que o mercado do boi gordo paraguaio transmita risco para as principais praças do mercado do boi gordo sul-mato-grossense.

Palavras-chave: Assimetria; Bovinos de Corte; Choques e Volatilidades; Preços; Modelos Multivariados.

Abstract

The purpose of this paper is to analyze the risk transmission through shocks and volatility between live cattle markets of the Mato Grosso do Sul and Paraguay. It was used the BEKK model with Engle and Kroner parameterization. The BEKK model was used because it's able to: capture the main stylized facts of the financial series; represent the dynamics of variances and covariates; simplified parameterization use; and allow an interpretation that attend the mathematical properties of multivariate models. The findings reveals strong empirical evidence that the live cattle market of the Mato Grosso do Sul transmit risk to the Paraguayan market, a transfer that occur by means of shocks and not by volatilities. However the risk transfer from the live cattle market of the Mato Grosso do Sul to the Paraguayan market occurs without asymmetry. It has been not found empirical evidence that the Paraguayan market transfer risk to the Mato Grosso do Sul live cattle market.

Keywords: Asymmetry; Beef Cattle; Shocks and Volatilities; Prices; Multivariate Models.

1 Introdução

A alta volatilidade dos preços é uma característica dos mercados de commodities agrícolas. Hipoteticamente, a volatilidade de um mercado pode depender tanto de fatos associados a eles próprios, como também pode depender de choques e mudanças nas volatilidades em mercados distintos. Nesse caso, quando a volatilidade de um mercado depende do que ocorre em outro mercado, fica caracterizado um fenômeno chamado transmissão de risco.

A volatilidade nos preços comumente ocorre no mercado de commodities agrícolas, porém, a forma em que se dá a transmissão do risco de preços entre mercados ainda é um fenômeno importante a ser estudado. No mercado da carne bovina a transmissão de preços tem sido estudada ao longo dos anos, porém a transmissão de risco ainda é uma problemática que carece de maior averiguação, já que hipoteticamente pode ser difundida tanto pela incorporação de informações e choques advindos do mercado interno, como por ocorrência de choques e volatilidades em mercados que interagem entre si.

O mercado da carne bovina é um dos mais representativos mercados de commodities agrícolas para a economia de diversos países do Continente Sul-Americano, dentre as quais, destacam-se na produção e comercialização dessa *commodity*: a Argentina, o Brasil, o Paraguai e o Uruguai. Mesmo que, nesses países, a relevância do mercado da carne bovina seja evidente, dada a sua participação na composição do produto interno bruto (PIB),

importantes agentes econômicos da cadeia produtiva de bovinos de corte, como produtores, indústrias, distribuidores, varejistas e comerciantes, ainda necessitam de informações efetivas a respeito da transmissão de preços e de riscos entre esses mercados. Isso porque não se sabe ao certo se essa transmissão é propagada.

De acordo com dados do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos da América (USDA, 2014), Brasil e Paraguai, juntos, são responsáveis por, aproximadamente, 25% do mercado global de carne bovina (21%, Brasil e 4%, Paraguai). Agregam-se a essa informação dados consolidados de 2015 do Serviço Nacional de Qualidade e Saúde Animal do Paraguai (SENACSA), o qual informou que, das 19 plantas habilitadas à industrialização e exportação de carne bovina, 7 encontravam-se sob o controle de empresas brasileiras, ou seja, 36% das unidades. Além disso, destaca-se ainda que, dos 35 países que comercializaram carne bovina com frigoríficos instalados no Paraguai, 27 também adquiriram o produto de frigoríficos atuantes no Brasil, o que representa mais que 75% de destino comum para exportação dessa *commodity* (SENACSA, 2016).

Com aproximadamente 15 milhões de bovinos e produção de mais de 550 mil toneladas (equivalente carcaça), o Paraguai posiciona-se como um dos principais mercados de carne bovina. Essa informação se confirma quando se observa o volume de exportações, uma vez que o Paraguai é responsável por cerca de 380 mil toneladas de carne bovina comercializadas internacionalmente, o que representa algo em torno de 4% das exportações mundiais da *commodity* (SENACSA, 2016; USDA, 2016).

No que tange à localização e interação comercial com o mercado do boi gordo brasileiro, o mercado do boi gordo paraguaio, em teoria, interage, principalmente, com as principais praças de produção e comercialização de bovinos de corte do Estado de Mato Grosso do Sul (Campo Grande, Dourados e Três Lagoas), não só por esse estado fazer fronteira com o Paraguai, mas, também, por apresentar características muito próximas em termos de produção e comercialização.

Outro fator importante para propor um estudo que abrangesse a relação entre os preços do boi gordo das principais praças de bovinocultura de corte do estado de Mato Grosso do Sul e os preços boi gordo do Paraguai, se deve ao fato de que assim como o mercado do boi gordo paraguaio, o mercado sul-mato-grossense é um importante produtor-exportador de carne bovina. Além disso, o Mato Grosso do Sul é o estado com maior área fronteira com o Paraguai, o que também foi fator motivador para verificação da transmissão de risco entre esses mercados.

Ao somar a questão da transmissão de preços à problemática da administração do risco para os agentes econômicos que atuam nas cadeias produtivas do boi gordo sul-mato-grossense e paraguaio, em especial, quanto à perspectiva de transferência de risco entre esses mercados é que este estudo tem por objetivo analisar a transmissão de risco via choques e volatilidades entre os mercados do boi gordo sul-mato-grossense e paraguaio.

2 Revisão de literatura

Com a finalidade de fundamentar teoricamente a presente pesquisa, são apresentadas e discutidas, a seguir, características, particularidades e resultados de importantes estudos publicados em periódicos nacionais e internacionais que são referências na análise de transmissão de preços e risco no mercado da carne bovina, tema central do presente estudo. A abordagem teórica seguiu a ordem cronológica dos artigos selecionados.

Bailey e Brorsen (1989) foram um dos pioneiros na pesquisa sobre assimetria na transmissão de preços pecuários. Especificamente, os pesquisadores analisaram as assimetrias de transmissão preços espaciais entre quatro mercados de bovinos de corte estadunidenses, mais precisamente, dos estados do(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 dessa pesquisa apontava para a existência de atrasos significativos no ajuste de preços em vários níveis no canal de comercialização, aspecto destacado no estudo de Bailey e Brorsen (1989).

Todavia, Goodwin e Holt (1999) verificaram que embora generalizar os resultados sobre transferência de preços fosse difícil, a maioria dos estudos corroborava a presença de assimetrias nos reajustes de preços nos vários níveis de mercado, mas, geralmente com baixa assimetria. Ademais, expuseram também que o preço é naturalmente o principal mecanismo de ligação entre os vários níveis do mercado e afirmaram que a extensão do ajuste e a velocidade com que os choques são transmitidos entre os preços do produtor, atacado e varejo, são fatores que refletem as ações dos participantes do mercado em níveis alternativos de mercado. Assim sendo, abriram o debate sobre a possibilidade da natureza, da velocidade e da extensão dos ajustes aos choques de mercado, serem responsáveis diretos por alterações nas margens de comercialização, na propagação da volatilidade e na precificação.

Em pesquisa realizada nos mercados de carne bovina e suína esloveno, entre janeiro de 1990 e agosto de 2000, Bojnec (2002) testou a hipótese de transmissão vertical dos preços e verificou a magnitude e o padrão dessa provável transmissão. Por meio dos testes de raiz unitária aumentado de Dickey e Fuller (1981), também conhecido pela sigla ADF, e de Phillips e Perron (1988), foram constatados indícios de existência de equilíbrio de longo prazo em relação à transmissão vertical dos preços nos mercados de carne bovina e suína. Já os resultados dos testes estruturais, que impõem restrições de homogeneidade, sugeriram que as estratégias de preço no longo prazo foram mais consistentes para os mercados da carne bovina e suína após 1994, tanto para os agentes de transformação-processamento, como para os de comercialização.

A partir de um estudo com metodologia mais abrangente que a de Bojnec (2002), Rezitis (2003) investigou a causalidade, a transmissão de preços e os efeitos de *spillover* (em português, transbordamento) de volatilidade entre os preços para produtores e consumidores nos mercados gregos de carne de bovinos, de suínos, de cordeiros e de aves, no período 1988-2000. A partir da aplicação de um modelo heterocedástico condicional autorregressivo generalizado (GARCH), foi verificada a presença de *feedback* entre os preços pagos pelo consumidor e pagos ao produtor para cada tipo de carne, o que sugeriu que o varejo se utiliza de informações sobre os preços pagos ao produtor para formar suas expectativas de preço para comercialização.

Os resultados da pesquisa de Rezitis (2003) apontaram ainda para a presença de efeitos de *spillover* significativos de volatilidade entre os preços pagos pelos produtores e consumidores, o que, por sua vez, sugeriu a existência de incerteza de preços nos mercados de carne nos elos de produção e varejo. Além disso, os testes permitiram concluir que a transmissão de preços entre os elos de produção e varejo é assimétrica.

No que se refere ao mercado do boi gordo brasileiro, destaca-se o estudo realizado por Gaio, Castro Júnior e Oliveira (2005), que estimaram a elasticidade da transmissão de preço e a integração entre os mercados do boi gordo da Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F) e de importantes praças de produção e comercialização de bovinos de corte no Brasil, além de também verificarem como esses preços se relacionam no longo prazo. Foram considerados os preços diários do boi gordo no período 2000-2004, na BM&F e nas praças de Araçatuba/SP, Barretos/SP, Bauru/SP, Presidente Prudente/SP, Triângulo Mineiro/MG, Noroeste do Paraná/PR, Goiânia/GO, Campo Grande/MS, Dourados/MS, Três Lagoas/MS e Cuiabá/MT. Os testes permitiram concluir que os mercados de boi gordo são integrados espacialmente, o

que sugere que um choque de oferta ou de demanda no mercado do boi gordo da BM&F impactaria nos preços do boi gordo nas principais praças de bovinos de corte do Brasil.

Na mesma linha de investigação de Gaio, Castro Júnior e Oliveira (2005), os pesquisadores Bakucs e Fertő (2006) analisaram dois importantes aspectos relacionados ao mercado da carne bovina húngara, entre janeiro de 1992 e março de 2000. Mais precisamente, foram avaliados, a probabilidade de transmissão assimétrica de preços e as mudanças estruturais no mercado. Nesse estudo, foram aplicados os procedimentos de Gregory e Hansen (1996), com pontos de interrupção estimados recursivamente, e o teste da raiz unitária ADF. Os resultados da pesquisa revelaram que a causalidade é direcionada via produtor para os preços no varejo. Concluiu-se também que, no mercado da carne bovina húngara, a transmissão dos preços ocorre simetricamente, tanto no longo como no curto prazo.

Dentre as investigações que chamam atenção no campo da volatilidade dos preços na bovinocultura de corte, porém, com foco em instrumentos derivativos, destaca-se a pesquisa de Brittain, Garcia e Irwin (2011), que examinaram os retornos, os riscos e o desempenho da previsão de volatilidade nos mercados de opções de bovinos de corte em ponto de abate e em confinamento nos Estados Unidos da América (EUA). Os resultados evidenciaram que os retornos de opções de venda de bovinos de corte são persistentes e propagam volatilidade no mercado pecuário, sendo essa expandida em condições de risco mercadológico.

Estudo com características bastante particulares foi realizado por Boechat (2013). Nesse, a pesquisadora buscou respostas para a relação entre os preços no mercado de reposição de bovinos de corte no período compreendido entre outubro de 2000 e outubro de 2012. Com essa finalidade, foram analisados os efeitos dos choques nos preços do boi gordo sobre o comportamento dos preços do boi magro. Para isso, foram aplicados os testes da raiz unitária ADF, de causalidade de Granger (1969), de cointegração de Johansen (1988), além do método vetorial autorregressivo (VAR), da decomposição dos erros da variância e da função impulso-resposta. Os resultados evidenciaram essa relação e confirmaram a hipótese de que o preço do boi gordo influencia diretamente na formação do preço do boi magro no curto prazo.

Em investigação que abrange a mercados regionais, Dong et al. (2018) analisaram a transmissão de preços de carne bovina no varejo entre os mercados australiano, chinês e do sudeste asiático. Nessa investigação, foi utilizado o mesmo conjunto de métodos aplicados na pesquisa de Bakucs e Fertő (2006) e Boechat (2013), mais precisamente, os testes de cointegração e de causalidade, para analisar a problemática da transferência de preços. Os resultados evidenciaram que o impacto dos preços da carne bovina australiana nos mercados

chinês e vietnamita não é estatisticamente significativa, mas é significativa no mercado indonésio. Verificou-se também que os mercados australiano e chinês tem sua volatilidade afetada somente por variações ocorridas nos próprios mercados.

Outro estudo que chama atenção pelo ângulo em que se avalia a problemática da transferência de preços foi realizado por Zhen, Rude e Qiu (2018), neste 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 foi o 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 direção.

Após aplicação do modelo GARCH-BEKK assimétrico no processo de análise, Zhen, Rude e Qiu (2018) 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 que 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.

Conforme pode ser visto na revisão de literatura acerca da transmissão de preços e de risco no mercado da carne bovina, a maioria dos estudos teve como foco principal a transmissão de preços, porém a transmissão de risco ainda continua sendo um problema importante a ser pesquisado, principalmente, no que se refere ao mercado da carne bovina brasileira, uma vez que, hipoteticamente, esse fenômeno pode ser difundido tanto pela incorporação de informações, de choques e de volatilidades advindas do mercado interno, como por ocorrência de choques e volatilidades em outros mercados interagentes (externos).

3 Material e Métodos

3.1 Dados e procedimentos

As séries diárias dos preços a vista da arroba do boi gordo cotadas em dólares americanos utilizadas no presente estudo, compreendem o período entre 02 de janeiro de 2012 e 01 de março de 2016 (1037 observações). Todas as séries de preços foram disponibilizadas pela Inteligência de Mercado da Minerva *Foods*, mas, enquanto as séries de preços do boi gordo nas principais praças de comercialização de bovinos de corte do Estado do Mato Grosso do Sul (Campo Grande, Dourados e Três Lagoas) foram obtidas originalmente junto ao Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (Esalq) da Universidade do Estado de São Paulo (USP), a série de preços do boi gordo paraguaio refere-se a dados da *World Beef Report*.

A apresentação dos dados da pesquisa tem início com a Tabela 1, que reporta o sumário das estatísticas descritivas das séries de preços. Nesta, vale ressaltar que os preços médios do boi gordo nas praças sul-mato-grossenses e no mercado paraguaio são muito próximos. Já o desvio padrão dos preços do boi gordo sul-mato-grossense e paraguaio são de aproximadamente, 12% e 9%, respectivamente, o que em dólares representa algo em torno de US\$ 5,70 e US\$ 4,60, o que representa uma variação considerável dos preços no período em estudo. Quanto às assimetrias e curtoses apresentadas pelas distribuições das séries de preços, ressalta-se que as mesmas não se comportam como uma distribuição normal, o que é confirmado pelas estatísticas dos testes Jarque e Bera (1987), que rejeitam a hipótese nula de que as distribuições sejam normais.

Tabela 1: Estatística descritiva das séries de preços do boi gordo em dólares americanos

	Campo Grande	Dourados	Três lagoas	Paraguai
Média	45,9710	45,9152	45,9528	46,1285
Mediana	46,1237	46,2312	46,0851	46,5000
Máximo	55,9284	55,9840	56,5755	55,5000
Mínimo	31,7510	31,6151	31,7081	36,0000
Desvio Padrão	5,7261	5,6847	5,7574	4,6097
Assimetria	-0,5406	-0,5704	-0,5392	-0,1765

Curtose	2,7065	2,7368	2,6910	2,2144
Jarque-Bera	54,2290	59,2180	54,3662	32,0524
Significância	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Fonte: Dados da pesquisa

Ainda no contexto da análise das séries de preços originais, foram realizados os testes para correlação serial dos resíduos e verificação de existência de heterocedasticidade. A Tabela 2, a seguir, apresenta: a) a estatística de Ljung-Box, que testa a correlação serial dos resíduos padronizados das séries de preços; b) o teste Ljung-Box, que testa a correlação serial sobre os resíduos padronizados ao quadrado; e c) o teste ARCH-LM, que testa a existência de efeito ARCH. Os testes *Ljung-Box* foram realizados sob a perspectiva de 4, 8 e 12 defasagens, enquanto que, o ARCH-LM foi realizado com base em 12 defasagens, conforme sugerido por Tsay (2013).

Ao observar os dados da Tabela 2, verificou-se que as hipóteses de não existência de correlação serial dos resíduos padronizados, não existência de correlação serial dos resíduos padronizados ao quadrado e não existência de efeito ARCH foram rejeitadas, o que indica que todas as séries podem adequadamente ser representadas por modelos GARCH.

Tabela 2: Estatísticas dos resíduos padronizados, resíduos padronizados ao quadrado considerando um modelo ARMA e teste ARCH-LM.

Mercado/Praça	Estatística Ljung-Box						Teste ARCH-LM
	Q(4)	Q(8)	Q(12)	Q ² (4)	Q ² (8)	Q ² (12)	Estatística (12)
Campo Grande	795,24 (0,0000)	1396,92 (0,0000)	1828,69 (0,0000)	797,60 (0,0000)	1407,78 (0,0000)	1852,10 (0,0000)	202,20 (0,0000)
Dourados	792,46 (0,0000)	1388,26 (0,0000)	1815,26 (0,0000)	794,64 (0,0000)	1398,49 (0,0000)	1387,69 (0,0000)	201,96 (0,0000)
Três Lagoas	798,595 (0,0000)	1405,24 (0,0000)	1842,91 (0,0000)	800,70 (0,0000)	1415,50 (0,0000)	1825,34 (0,0000)	202,49 (0,0000)
Paraguai	801,03 (0,0000)	1412,56 (0,0000)	1905,28 (0,0000)	799,08 (0,0000)	1405,02 (0,0000)	1890,05 (0,0000)	203,95 (0,0000)

Nota: Os números que se encontram fora dos parênteses referem-se aos valores estatísticos do teste e os números que se encontram dentro dos parênteses representam as respectivas significâncias estatísticas dos testes.

Fonte: Dados da pesquisa.

Em seguida, as séries de preços originais e de retornos foram verificadas quanto à estacionariedade a partir da aplicação dos testes de raiz unitária ADF ou Aumentado de Dickey e Fuller (1981) e KPSS de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992). Enquanto a hipótese nula do teste ADF considera a existência de raiz unitária, o teste KPSS considera a existência de raiz unitária com hipótese alternativa, ou seja, o teste KPSS possui hipótese nula inversa à do teste ADF.

As defasagens utilizadas nos testes ADF foram definidas com base nos critérios de informação de Akaike (sigla em inglês, AIC) e Bayesiano de Schwarz (sigla em inglês, BIC). Os valores críticos utilizados foram: -3,4385 (Nível = 1%) e -2,8650 (Nível = 5%) para o modelo com constante; e -3,9698,029 (Nível = 1%) e -3,4156 (Nível = 5%) para o modelo

com constante e tendência (Mackinnon, 1996). Já os valores críticos utilizados para o teste KPSS foram: 0,7390 (Nível = 1%) e 0,4630 (Nível = 5%) para o modelo com constante; e 0,2160 (Nível = 1%) e 0,1460 (Nível = 5%) para o modelo com constante e tendência.

Ao considerar os critérios de informação e também os valores críticos aos níveis de 1% e 5% dos testes ADF e KPSS, expostos no parágrafo anterior, obtiveram-se os seguintes resultados para a presença de raiz unitária nas séries de preços originais: o teste ADF não rejeitou a hipótese nula para estacionariedade, resultado corroborado pelo teste KPSS para todos os casos. Portanto, não se rejeitou que todas as séries são não estacionárias em nível.

Já os testes para verificação da presença de raiz unitária nas séries de retornos, que foram 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} refere-se ao preço na data $t-1$, os resultados foram os seguintes: o teste ADF rejeitou a hipótese nula de presença de raiz unitária para todas as séries, resultado corroborado pelo teste KPSS.

No que se refere aos resultados dos testes de raiz unitária ADF e KPSS para as séries de retornos, destaca-se a identificação de dois padrões interessantes: o primeiro refere-se ao fato de que essas séries são estacionárias a partir da transformação em retornos. Nessas condições, as mesmas são apropriadas à aplicação da metodologia de Box e Jenkins (1976). O segundo padrão observado nas séries de retornos envolve o agrupamento de volatilidade, o que é corroborado pelo fato de os retornos passarem por períodos com maior oscilação, seguidos de momentos com menor oscilação, o que aponta para a presença de efeito GARCH. Além disso, dado o fato de que as séries se movimentam conjuntamente, conjectura-se sobre a viabilidade da construção de modelos GARCH multivariados (sigla em inglês, MGARCH). O conjunto de testes empíricos, assim como as estimações econométricas referentes às análises necessárias à consecução deste estudo foram realizados, utilizando-se os *softwares* *Eviews* e *RATS*.

3.2 A definição do modelo de análise

Desde a introdução do modelo ARCH por Engle (1982) e de sua generalização pelo modelo GARCH desenvolvido por Bollerslev (1986), uma gama de modelos derivados foram desenvolvidos, em especial, sob o desafio de capturar importantes fatos estilizados. Silvennoinen e Teräsvirta (2009) destacam que, após o sucesso dos modelos univariados, persistia a necessidade de se lidar com os comovimentos dos retornos financeiros, o que corroborou para o desenvolvimento de modelos multivariados MGARCH.

O primeiro modelo GARCH generalizado, que incorpora as matrizes de covariâncias,

é conhecido pela sigla VEC e foi desenvolvido por Bollerslev, Engle e Wooldridge (1988). A partir daí, diversos pesquisadores formularam modelos mais parcimoniosos e de fácil interpretação. Exemplo disso é uma versão mais restrita do modelo VEC, que permite a interação das variâncias e covariâncias condicionais. Trata-se do modelo BEKK de Engle e Kroner (1995). Esse modelo apresenta propriedades atraentes, entre as quais, uma reside no fato de não haver necessidade de imposição de qualquer restrição sobre os parâmetros para garantir que a matriz de covariância condicional H_t seja positiva, ou seja, as matrizes de covariâncias condicionais são definidas positivamente pela própria construção do modelo. No caso do modelo VEC, de acordo com Silvennoinen e Teräsvirta (2009), não é apresentada solução para esse problema. O modelo BEKK parametrizado por Engle e Kroner (1995) é 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} , 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 , em especial, é uma matriz triangular inferior que resulta em uma matriz H_t positiva, e, consequentemente, as variâncias sejam não negativas, com K determinando a generalidade do processo. A vantagem principal da parametrização de Engle e Kroner (1995) 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. Segundo Silvennoinen e Teräsvirta (2009), outra restrição reside no fato de que as covariâncias do modelo precisam ser estacionárias. 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 $\varepsilon_t | \mathfrak{F}_{t-1} \sim N(0, H_t)$. Nessa equação, o vetor r_t representa as séries de retornos em t , α representa o vetor dos interceptos, β é a matriz dos coeficientes em t , e ε_t é o vetor que representa o vetor dos choques ou inovações de cada mercado ou ativo no tempo t . Já a equação da 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 $N = 2$, 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. A , é a matriz dos coeficientes, 2×2 , que medem a extensão em que os choques ou inovações no mercado 1 no passado afetam a variância condicional do mercado 2 no presente. É a matriz A que permite capturar o efeito ARCH entre os mercados. Já B , é uma matriz 2×2 dos coeficientes que medem a extensão em que a variância do mercado 1 no passado afetam a variância condicional do mercado 2 no presente. É a matriz B que permite capturar o efeito GARCH ou grau de persistência da variância e da covariância entre os dois mercados.

O sistema (2) e (3) pode também ser representado como o sistema (4) e (5). Esse sistema é chamado, na literatura especializada, de modelo BEKK com parametrização de Engle e Kroner (1995) e tem sido utilizado pela literatura especializada para análise da relação entre mercados por: (a) ser flexível o suficiente para ser capaz de representar a dinâmica das variâncias e covariâncias condicionais; (b) atender às restrições matemáticas citadas no início desta seção; (c) ser capaz de capturar os principais fatos estilizados com pouco número de parâmetros, sem contar que os resultados são relativamente de fácil interpretação.

$$\begin{bmatrix} r_{1,t} \\ r_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{1,t-1} \\ r_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix} \quad (4)$$

e

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11,t} & \\ & c_{22,t} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} c_{11,t} & \\ c_{21,t} & c_{22,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^T + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}^T + \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \quad (5)$$

Em que, $h_{11,t}$ é a variância do mercado 1 em t , $h_{22,t}$ é a variância do mercado 2 em t , $h_{21,t}$ e $h_{12,t}$ é a covariância entre as duas séries em t , ($h_{21,t} = h_{12,t}$). Os elementos da diagonal secundária de A , $A(a_{ij})(i \neq j)$, medem como os choques sobre o mercado i no passado afetam a volatilidade do mercado j no presente. Os elementos da diagonal de B , $B(b_{ij})(i \neq j)$, medem como as mudanças na volatilidade do mercado i no passado afetam a volatilidade do mercado j no presente. Nesse caso, a covariância corrente é afetada tanto pelos choques dos dois mercados quanto por suas volatilidades no passado. A interpretação do

modelo é simplificada conforme expresso no sistema de equações (6). O modelo é naturalmente simétrico.

$$\begin{aligned} h_{1,t} &= c_{11}^2 + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{11}a_{21}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{21}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{11}^2 h_{1,t-1} + 2b_{21}b_{11}h_{12,t-1} + b_{21}^2 h_{22,t-1} \\ h_{22,t} &= c_{21}^2 + c_{22}^2 + a_{12}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{12}a_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{22}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{12}^2 h_{11,t-1} + 2b_{12}b_{22}h_{12,t-1} + b_{22}^2 h_{22,t-1} \\ h_{12,t} &= c_{11}c_{21} + a_{11}a_{12}\varepsilon_{1,t-1}^2 + (a_{11}a_{22} + a_{12}a_{21})\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{21}a_{22}\varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{11}b_{21}h_{11,t-1} + (b_{11}b_{22} + b_{12}b_{21})h_{12,t-1} + b_{12}b_{22}h_{22,t-1} \\ h_{12,t} &= h_{21,t} \end{aligned} \quad (6)$$

No sistema de equação (6), $h_{11,t}$ e $h_{22,t}$ representam, respectivamente, as variâncias condicionais das séries dos mercados 1 e 2, enquanto $h_{12,t}$ representa a covariância condicional entre as séries de retornos. A significância de qualquer um ou de ambos os elementos b_{21} e a_{21} sugerem que a volatilidade corrente do mercado 1, $h_{11,t}$, é afetada por mudanças na volatilidade do mercado 2 no período anterior, $h_{22,t-1}$, no valor de $b_{21}^2 h_{22,t-1}$, ou é afetado por choques sobre o mercado 2, $\varepsilon_{2,t-1}$, no valor de $a_{21}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2$ ou, ainda, é afetado por ambos no valor de $b_{21}^2 h_{22,t-1} + a_{21}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2$.

Similarmente, a significância de qualquer um ou de ambos os elementos, b_{12} e a_{12} , sugere que volatilidade corrente do mercado 2, $h_{22,t}$ é afetada por mudanças na volatilidade do mercado 1 no período anterior, $h_{11,t-1}$, no valor de $b_{12}^2 h_{11,t-1}$, ou é afetado por choques sobre o mercado 1, $\varepsilon_{1,t-1}$, no valor de $a_{12}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2$, ou, ainda, é afetado por ambos, no valor de $b_{12}^2 h_{11,t-1} + a_{12}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2$. A covariância $h_{12,t}$ ($h_{21,t}$), como mostra a equação (6), é afetada pelos erros $\varepsilon_{1,t-1}^2$ e $\varepsilon_{2,t-1}^2$ e variâncias $h_{11,t-1}$ e $h_{22,t-1}$.

Para investigar a existência de transmissão de volatilidade entre, por exemplo, mercado 1 e mercado 2, as seguintes hipóteses conjuntas devem ser testadas: $H_0 : a_{12} = 0 \cap b_{12} = 0$ contra a hipótese alternativa $H_1 : a_{12} \neq 0 \cap b_{12} \neq 0$. Já para investigar se existe transmissão de volatilidade entre mercado 2 e mercado 1, as seguintes hipóteses conjuntas devem ser testadas: $H_0 : a_{21} = 0 \cap b_{21} = 0$ contra a hipótese alternativa $H_1 : a_{21} \neq 0 \cap b_{21} \neq 0$. Para testar essas hipóteses em conjunto, Hafner e Herwartz (2004) sugerem o teste Wald.

Ao observar o sistema de equações (6), pode-se verificar que, como os termos do choque no passado são elevados ao quadrado ($\varepsilon_{1,t-1}^2$ e $\varepsilon_{2,t-1}^2$), o efeito sobre a volatilidade corrente será sempre simétrico, independentemente que os choques $\varepsilon_{1,t-1}$ e $\varepsilon_{2,t-1}$ sejam positivos ou negativos. No entanto, de acordo com Black (1976), deve-se observar que a

volatilidade responde 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) na mesma magnitude (GLOSTEN, JAGANNATHAN; RUNKLE, 1993; KRONER; NG, 1998). Para contornar esse problema, Kroner e Ng (1998) estendeu a abordagem GJR-GARCH de Glosten, Jagannathan e Runkle (1993) de uma configuração univariada, que captura choques assimétricos, para uma configuração multivariada, que diferencia choques negativos de choques positivos. Trata-se do modelo GARCH-BEKK assimétrico, que pode ser escrito como:

$$H_t = C^T C + A^T \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}^T A + B^T H_{t-1} B + D^T \delta_{t-1} \delta_{t-1}^T D \quad (7)$$

Ou pelo sistema de equações (8).

$$\begin{bmatrix} h_{1,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11,t} & c_{12,t} \\ c_{21,t} & c_{22,t} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} c_{11,t} & c_{12,t} \\ c_{21,t} & c_{22,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^T + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} + \quad (8)$$

$$\begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}^T + \begin{bmatrix} h_{1,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix}^T + \begin{bmatrix} \delta_{1,t-1}^2 & \delta_{1,t-1} \delta_{2,t-1} \\ \delta_{2,t-1} \delta_{1,t-1} & \delta_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix}$$

Em que: D é uma matriz de parâmetros 2×2 que captura assimetria na variância por meio de δ_{t-1} . Se os coeficientes da diagonal secundária de D , ou seja, d_{12} ou d_{21} , são significantes, isso implica que más notícias causam mais volatilidade que boas notícias. Portanto, a matriz D permite, por meio de δ_{t-1} , capturar efeito alavancagem, o que é corroborado por Kang e Yoon (2013). Dessa maneira, é possível capturar a assimetria e ainda garantir que a matriz de covariância H_t , seja positiva, conforme segue na equação 9. Se a_{21} e d_{21} são significantes e $\varepsilon_{21} > 0$, isso implica que $\delta_{21} = 0$ e o impacto sobre $h_{11,t}$ será $a_{21}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2$, porém, se $\varepsilon_{21} < 0$, implica que $\delta_{21} > 0$ e o impacto $h_{11,t}$ será $a_{21}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + d_{21}^2 \delta_{2,t-1}^2$.

$$\begin{aligned} h_{11,t} &= c_{11}^2 + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{11}a_{21}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{21}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{11}^2 h_{11,t-1} + 2b_{11}b_{12}h_{12,t-1} + b_{21}^2 h_{22,t-1} + d_{11}^2 \delta_{1,t-1}^2 + 2d_{11}d_{21}\delta_{1,t-1}\delta_{2,t-1} + d_{21}^2 \delta_{2,t-1}^2 \\ h_{22,t} &= c_{21}^2 + c_{22}^2 + a_{12}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{12}a_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{22}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{12}^2 h_{11,t-1} + 2b_{12}b_{22}h_{12,t-1} + b_{22}^2 h_{22,t-1} + d_{12}^2 \delta_{1,t-1}^2 + 2d_{12}d_{22}\delta_{1,t-1}\delta_{2,t-1} + d_{22}^2 \delta_{2,t-1}^2 \quad (9) \\ h_{12,t} &= c_{11} + c_{21} + a_{11}a_{12}\varepsilon_{1,t-1}^2 + (a_{11}a_{22} + a_{12}a_{21})\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{21}a_{22}\varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{11}b_{21}h_{11,t-1} + (b_{11}b_{22} + b_{12}b_{21})h_{12,t-1} + b_{21}b_{22}h_{22,t-1} \\ &\quad + b_{12}b_{22}h_{22,t-1} + d_{11}d_{12}\delta_{1,t-1}^2 + (d_{11}d_{22} + d_{12}d_{21})\delta_{1,t-1}\delta_{2,t-1} + d_{21}d_{22}\delta_{2,t-1}^2 \end{aligned}$$

As estimativas dos coeficientes da matriz de variância e covariância, assim como os erros padrões correspondentes do modelo BEKK bivariado, podem ser estimados pelo método de máxima verossimilhança otimizado pelo algoritmo BHHH, acrônimo de Berndt, Hall, Hall e Hausman, criadores do algoritmo (BERNDT *et al.*, 1974), cujo uso é sugerido por Bollerslev e Wooldridge (1992), Engle e Kroner (1995) e Hafner e Herwartz (2004), ou pelo uso do algoritmo BFGS acrônimo de Broyden (1970), Fletcher (1970), Goldfarb (1970) e

Shanno (1970), criadores do algoritmo, cujo uso é sugerido por Tsay (2013), Chan e McAleer, (2003) Andersen, Chung e Sorensen (1999). A função de Log-verossimilhança condicional pode ser expressa conforme equação 10.

$$L(\theta) = -T \ln 2\pi - \left(\frac{1}{2}\right) \sum_{t=1}^N \ln |H_t(\theta)| - \left(\frac{1}{2}\right) \sum_{t=1}^N \varepsilon_t(\theta)^T H_t^{-1} \varepsilon_t(\theta) \quad (10)$$

Em que: N é o número de observações, e θ representa o vetor de todos os parâmetros desconhecidos. Em síntese, o modelo GARCH-BEKK assimétrico é geralmente utilizado para análise das relações entre os mercados por possuir diversas características superiores aos do GARCH-BEKK convencional, e também por ser mais abrangente, pois captura os fatos estilizados mais importantes. Ressalta-se ainda que o modelo GARCH-BEKK assimétrico difere do modelo GARCH-BEKK convencional devido ao fato de o segundo ser naturalmente simétrico e, portanto, não ser capaz de capturar a assimetria, que é um fato estilizado muito comum quando se analisa a transmissão de choques entre mercados.

4. Resultados e Discussões

4.1 Análise multivariada dos retornos das séries de preços do boi gordo

Os resultados e análises têm início com a apresentação dos dados da Tabela 3, que apresenta: (1) os modelos BEKK bivariados; (2) os diagnósticos dos resíduos dos modelos, em que se incluem os valores da estatística-Q, que mede o grau de autocorrelação serial dos resíduos padronizados; (3) o teste ARCH-LM, que verifica a existência de resquício do efeito ARCH nos resíduos padronizados; (4) o teste Jarque e Bera (1987), que testa a normalidade dos resíduos padronizados; (5) o teste de Wald, que verifica a causalidade da variância e consequentemente a existência ou não de transferência de volatilidade; e, (6) o logaritmo da função de máxima-verossimilhança.

Os modelos estão representados pelos coeficientes estimados e suas respectivas significâncias estatísticas, que são encontradas imediatamente abaixo dos valores entre parêntesis. Essa parte da Tabela 3 está subdividida em três outras partes. Na primeira, de cima para baixo, encontram-se os coeficientes do efeito ARCH, que são elementos da matriz A , do modelo do sistema de equações (8). Na segunda parte, encontram-se os coeficientes do efeito GARCH, que são elementos da matriz B , do modelo do sistema de equações (8). Já na terceira parte, encontram-se os coeficientes da assimetria, que são elementos da matriz D do modelo do sistema de equações (8).

Na Tabela 3, a estatística de cada teste de diagnóstico dos resíduos (Estatística-Q de Ljung-Box, ARCH-LM e Jarque-Bera) é reportada conjuntamente com sua respectiva

significância, o que se encontra entre parênteses. Os modelos foram estimados com a utilização do algoritmo BHHH de Berndt, Hall, Hall e Hausman (1974) e Simplex, nas primeiras 20 iterações. Em outras vezes, seguido do algoritmo BFGS de Broyden (1970), Fletcher (1970), Goldfarb (1970) e Shanno (1970) até a convergência, considerando alternativamente a distribuição *t* de *student*, distribuição normal e a distribuição de erro generalizada (sigla em inglês, GED). Ao utilizar como critério o logaritmo da função de máxima verossimilhança e diagnóstico dos resíduos, os melhores modelos estimados foram encontrados, em geral, quando se utilizaram a GED como distribuição e o algoritmo BHHH e Simplex em conjunto com o algoritmo BFGS.

Todos os modelos expostos na Tabela 3 apresentam: (1) resíduos sem autocorrelação serial, conforme os resultados do teste Ljung-Box, cujas estatísticas apresentaram significâncias acima de 5%; (2) ausência de resquícios de efeito ARCH, conforme os resultados do teste ARCH-LM, cujas estatísticas apresentaram significância acima de 5%; e (3) a grande maioria dos modelos não apresentaram resíduos com distribuição normal, conforme os resultados do teste de Jarque e Bera (1987), os quais também apresentaram nível de significância abaixo de 5%.

Conforme exposto no sistema de equações (8), a transferência de volatilidade fica estabelecida do mercado *i* para o mercado *j* quando ao menos um dos coeficientes a_{ij} e b_{ij} , ($i \neq j$), elementos da matriz *A* e da matriz *B*, é estatisticamente significativo. Se a_{ij} , for significativo, implica que a variância do mercado *j* é influenciada por choques ocorridos no mercado *i* no período anterior. Se b_{ij} for estatisticamente significativo, a variância do mercado *j* é afetada por alterações na variância do mercado *i* no período anterior. Se a_{ij} e b_{ij} , ($i \neq j$), forem, ao mesmo tempo, estatisticamente diferente de zero, a variância do mercado *j* é afetada, nesse caso, pelo mercado *i*, via efeito ARCH e efeito GARCH.

Já o teste de Wald permite verificar se pelo menos um dos coeficientes, a_{ij} e b_{ij} , ($i \neq j$), é diferente de zero, e tem como hipótese nula que, estatisticamente, os dois coeficientes são simultaneamente iguais a zero. Portanto, com base no teste de Wald, se as evidências empíricas não conseguem rejeitar a hipótese nula, configura-se transferência de volatilidade.

Tabela 3: Modelos BEKK bivariados para os mercados do boi gordo sul-mato-grossense e paraguaio

Modelos		TL (1) DOU (2)	TL (1) PAR (2)	TL (1) CG (2)	CG (1) PAR (2)	CG (1) DOU (2)	DOU (1) PAR (2)
Coeficientes dos modelos	a_{11}	-0,1888 (0,4448)	0,0465* (0,4405)	0,3284* (0,0006)	0,0384* (0,7184)	0,3108 (0,0808)	0,1630* (0,0116)
	a_{12}	-0,4957* (0,0191)	0,5384* (0,0040)	-0,4036* (0,0000)	-0,3781* (0,0186)	0,0977** (0,6213)	0,4890* (0,0130)
	a_{21}	-0,086** (0,5237)	0,0210 (0,6853)	-0,4284* (0,0000)	0,0400* (0,4656)	-0,1542 (0,5492)	0,0269 (0,1222)
	a_{22}	0,1461 (0,1929)	0,0285** (0,0859)	0,1723** (0,0530)	0,0380 (0,2921)	0,0756 (0,7632)	-0,0311** (0,0749)
	b_{11}	1,0555* (0,0000)	0,9734* (0,0000)	0,7666* (0,0000)	0,9580* (0,0000)	0,6164* (0,0000)	0,9600* (0,0000)
	b_{12}	0,1364* (0,0417)	0,0230 (0,3139)	0,1332** (0,0626)	0,0986 (0,1310)	-0,2233* (0,0000)	-0,1569 (0,2135)
	b_{21}	-0,3366* (0,0026)	-0,0507 (0,1427)	0,2157* (0,0392)	-0,2515* (0,0353)	0,2378* (0,0002)	-0,1073 (0,3789)
	b_{22}	0,6482* (0,0000)	0,4819* (0,0000)	0,8221* (0,0000)	-0,0148 (0,6152)	0,7994* (0,0000)	-0,4122* (0,0018)
	d_{11}	0,8055* (0,0000)	0,0211 (0,8914)	0,1110 (0,2219)	0,0978 (0,3566)	1,2668* (0,0000)	0,0988 (0,4905)
	d_{12}	0,6825* (0,0000)	-2,3834* (0,0300)	0,3321 (0,1038)	1,6481* (0,0012)	1,3811* (0,0000)	-1,2693* (0,0053)
	d_{21}	-0,3354* (0,0008)	0,0674* (0,0423)	0,1244 (0,2597)	-0,0346 (0,5569)	-1,0439* (0,0000)	0,0221 (0,4550)
	d_{22}	-0,2913* (0,0015)	0,0801 (0,3357)	-0,0824 (0,6303)	-0,2649 (0,0614)	-1,0397* (0,0180)	0,1451** (0,0548)
Diagnóstico dos resíduos	Estatística Q(10)	35,7252 (0,6630)	42,0307 (0,3830)	50,9924 (0,1141)	37,9900 (0,3147)	47,7308 (0,1873)	38,7159 (0,5280)
	ARCH-LM (12)	100,54 (0,2100)	37,79 (0,9997)	106,93 (0,1076)	12,25 (0,1400)	119,73 (0,2072)	77,45 (0,8245)
	Jarque- Bera	45,37* (0,0000)	5888,17* (0,0000)	68,16* (0,0000)	4944,91* (0,0000)	5,27 (0,2610)	12675,04* (0,0000)
Teste Wald	$a_{12}=b_{12}=0$	9,5714* (0,0000)	4,6091* (0,0099)	7,6677* (0,0004)	4,3521* (0,0128)	14,4999* (0,0000)	3,8550* (0,0211)
	$a_{21}=b_{21}=0$	4,5493* (0,0105)	1,21191 (0,2976)	13,4744* (0,0000)	2,4050** (0,0902)	17,2700* (0,0000)	2,0665 (0,1266)
Log de Máxima Verossimilhança		-1531,86	-526,78	-1625,41	-2054,46	-391,05	-2038,26

Nota: (PAR) Paraguai, (TL) Três Lagoas, (CG) Campo Grande, (DOU) Dourados, (*) Estatisticamente significativa ao nível de 5%, (**) Estatisticamente significativa ao nível de 10%.

Fonte: Dados da pesquisa.

4.2 Transmissão de risco entre mercados do boi gordo sul-mato-grossense e paraguaio

Os dados da Tabela 3 permitiram analisar a transmissão do risco entre os mercados do boi gordo sul-mato-grossense e paraguaio. Os modelos selecionados se mostraram apropriados pelo fato de os resíduos, como mostra a Tabela 3, se apresentarem sem autocorrelação (teste Ljung-Box) e sem resquício de efeito ARCH (Teste ARCH-LM). As relações mercadológicas analisadas foram as seguintes: a) [Três Lagoas (1) e Paraguai] (2); b) [Dourados (1) e Paraguai (2)]; e c) [Campo Grande (1) e Paraguai (2)]. Os números (1) e (2) entre parênteses representam a ordem matricial (i, j).

Os resultados obtidos a partir do teste de Wald do mercado (2) para o mercado (1), ou seja, do mercado do boi gordo paraguaio para as principais praças de bovinos de corte do mercado sul-mato-grossense (Três Lagoas, Dourados e Campo Grande), que tomam como hipótese nula a expressão $a_{21} = b_{21} = 0$, não apresentaram, ao nível de 5% de significância estatística, ou seja, não apresentaram evidência empírica suficiente para rejeitar a hipótese nula para os três modelos.

Ao verificar o teste de Wald, que toma como hipótese nula a expressão $a_{21} = b_{21} = 0$, observou-se as seguintes significâncias: 0,2976 para [Três Lagoas (1) e Paraguai (2)]; 0,1266 para [Dourados (1) e Paraguai (2)]; e 0,0902 para [Campo Grande (1) e Paraguai (2)], o que sugere que o mercado do boi gordo paraguaio não transmite risco para as praças do mercado sul-mato-grossense, nem por meio de seus próprios choques, nem por meio de sua volatilidade. Assim sendo, até mesmo o choque causado por uma boa notícia, como é o caso da abertura de um ou mais mercados internacionais para negociação da carne bovina paraguaia, ou mesmo a aquisição de uma indústria frigorífica por outra companhia que, hipoteticamente, poderia ampliar a volatilidade do preço do boi gordo paraguaio, não transmitiria risco ao mercado do boi gordo sul-mato-grossense. O mesmo se aplica a uma notícia ruim, como a interrupção das negociações de carne bovina paraguaia com outros mercados, uma vez que, conforme os resultados apresentados na Tabela 3, não haveria transmissão de risco via choque e volatilidade.

Ao comparar os resultados da presente pesquisa aos da investigação de Dong et al. (2018), que analisaram a transmissão de preços de carne bovina no varejo entre os mercados australiano, chinês e do sudeste asiático, pôde-se verificar que esses são corroborados, em especial pelo fato dos preços da carne bovina australiana não impactarem os preços nos mercados chinês e vietnamita. Mas, é importante ressaltar também, que os resultados da relação de preços entre os mercados de bovinos de corte paraguaio e sul-mato-grossense (presente estudo) diferem dos achados para a relação entre dois mercados específicos evidenciados na pesquisa de Dong et al. (2018), trata-se das evidências de transmissibilidade de preços da carne bovina australiana para o mercado indonésio.

A relação oposta, apresentada na Tabela 3, avalia a transferência de volatilidade a partir das principais praças do mercado do boi gordo sul-mato-grossense para o mercado do boi gordo paraguaio, que toma como hipótese nula a expressão $a_{12} = b_{12} = 0$. Para esta relação, foi verificado que as praças do mercado do boi gordo sul-mato-grossense em estudo transmitem volatilidade para o mercado do boi gordo paraguaio. Esse resultado tem como

base as estatísticas do Teste de Wald (hipótese nula a expressão $a_{12} = b_{12} = 0$) para os modelos da Tabela 3, que mostram significâncias igual a: 0,0099 para [Três Lagoas (1) e Paraguai (2)]; 0,0211 para [Dourados (1) e Paraguai (2)]; e 0,0129 para [Campo Grande (1) e Paraguai (2)] e, portanto, apontam fortes indícios de que o mercado do boi gordo sul-mato-grossense transmite volatilidade para o mercado do boi gordo paraguaio. Assim sendo, sugere-se que os choques referentes a boas e más notícias nas principais praças do mercado do boi gordo sul-mato-grossense transmitem risco para o mercado do boi gordo paraguaio.

Especificamente, os resultados da Tabela 3 mostram ainda que a transmissão de risco do mercado do boi gordo sul-mato-grossense para o mercado do boi gordo paraguaio ocorre somente via choque e não via volatilidade. Essa afirmação corrobora os resultados dos três modelos estimados, que apresentam os coeficientes a_{12} (efeito ARCH) como estatisticamente significantes, e os coeficientes b_{12} (efeito GARCH) como sem significância estatística.

A afirmação sobre os indícios de transmissão de risco via choques se dá com base nos resultados dos seguintes modelos estimados: a) para relação entre Três Lagoas (1) e Paraguai (2), com significância estatística estimada em ($a_{12} = 0,0040$ e $b_{12} = 0,3139$); b) para Dourados (1) e Paraguai (2), com significância estatística estimada em ($a_{12} = 0,0130$ e $b_{12} = 0,2135$); c) para a relação Campo Grande (1) e Paraguai (2), com significância estatística estimada em ($a_{12} = 0,0186$ e $b_{12} = 0,1310$). Portanto, ao considerar a significância estatística ao nível de 5%, são fortes os indícios de que a transmissão de risco para o mercado do boi gordo paraguaio advenha somente via choques ocorridos nos mercados do boi gordo sul-mato-grossense.

Quanto à assimetria da transferência de risco, a Tabela 3 mostra: d_{12} com significância igual a 0,1416 para [Três Lagoas (1) e Paraguai (2)]; 0,0053 para [Dourados (1) e Paraguai (2)]; e 0,0012 para [Campo Grande (1) e Paraguai (2)]. Assim sendo, pode-se afirmar que a volatilidade causada por boas notícias, como abertura de um novo mercado para carne bovina do mercado sul-mato-grossense, assim como aquela que tem origem em más notícias, como, por exemplo, o surgimento de novas doenças no rebanho, poderia causar alterações no risco do mercado do boi gordo paraguaio via choques determinados por esses eventos, mas não seriam transmitidos riscos pelas volatilidades provenientes das principais praças de bovinos de corte sul-mato-grossenses.

Portanto, a descoberta referente à d_{12} corrobora que as praças do mercado do boi gordo sul-mato-grossense transferem risco para o mercado do boi gordo paraguaio sem assimetria, já que de acordo com os testes empíricos, notícias ruins (que hipoteticamente

causariam variação negativa nos preços) no mercado do boi gordo sul-mato-grossense não são capazes de transmitir maior risco de que boas notícias (que hipoteticamente causariam variação positiva nos preços) para o mercado do boi gordo paraguaio, informação que pode ser considerada importante para o planejamento na comercialização de bovinos de corte por parte dos produtores paraguaios.

Os resultados do presente estudo diferem dos achados de Bailey e Brorsen (1989), que apontaram assimetria na transmissão de preços espaciais entre quatro importantes mercados de bovinos de corte estadunidenses (Texas, Nebraska, Colorado e Utah), sugerindo que os ajustes sobre os choques de aumentos e reduções de preços ocorreram com diferenças de magnitude nesses mercados. Nesse contexto é importante ressaltar que a transmissão de preços analisada no estudo de Bailey e Brorsen (1989) envolve praças do mercado interno de bovinos de corte estadunidense, ou seja, não extrapola o elemento transmissão e assimetria para uma análise entre mercados internacionais.

Quanto ao coeficiente de assimetria d_{21} , vale destacar que este não foi analisado devido os resultados rejeitarem pelo teste de Wald de transferência de volatilidade do mercado do boi gordo paraguaio para as principais praças do mercado do boi gordo sul-mato-grossense. Assim sendo, ressalta-se que o presente estudo corrobora achados da pesquisa de Zhen, Rude e Qiu (2018), que ao verificarem os impactos da volatilidade dos preços da ração de cevada canadense sobre os preços no mercado de bovinos de corte da província de Alberta, utilizando-se da aplicação do modelo GARCH-BEKK assimétrico no processo de análise, chegaram a conclusões muito próximas ao do presente estudo no que tange a direção da transferência de risco. Em suma, os pesquisadores identificaram que 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.

No caso do presente estudo, utilizando-se do mesmo modelo de análise aplicado por Zhen, Rude e Qiu (2018) (modelo GARCH-BEKK assimétrico), foram encontradas fortes evidências empíricas de que o mercado do boi gordo sul-mato-grossense transmite risco para o mercado paraguaio, mas não foram identificados indícios de que o mercado do boi gordo paraguaio transmita risco para as principais praças do mercado sul-mato-grossense, ou seja, a transmissão é unidirecional, ocorrendo apenas no sentido do mercado sul-mato-grossense para o mercado paraguaio.

A transmissão unidirecional de volatilidade da ração cevada para os mercados de bovinos em confinamento identificada no estudo de Zhen, Rude e Qiu (2018), assim como, quanto as evidências de transmissibilidade de preços da carne bovina australiana para o mercado indonésio verificadas na investigação de Dong et al. (2018), corroboram os achados da presente pesquisa, mas, não determinam que esse sentido de transferências de risco se perpetuem, dado que alterações no ambiente de produção e comercialização que envolvem os mercados estudados podem tornar a transferência bidirecional, unidirecional em sentido contrário ou mesmo anular a transmissibilidade de preços.

5. Conclusões

Ao verificar a transmissão de risco via choques e volatilidades das principais praças do mercado do boi gordo sul-mato-grossense, foram encontradas fortes evidências empíricas de que o mercado do boi gordo sul-mato-grossense se destaca como dominante no processo de transferência de risco para o mercado do boi gordo paraguaio e é persistente em transmissão tanto no curto como no longo prazo. Assim sendo, faz-se necessário considerar a importância dessa descoberta para a cadeia produtiva da carne bovina de ambos mercados, com destaque para os agentes do mercado do boi gordo paraguaio, em especial por este ser um receptor de riscos de preços provenientes das principais praças sul-mato-grossenses (Campo Grande, Dourados e Três Lagoas) de produção e comercialização de bovinos de corte.

No que se refere à transmissão de risco via choques e volatilidades do mercado do boi gordo paraguaio para as principais praças do mercado do boi gordo sul-mato-grossense, as evidências empíricas encontradas sugerem que o mercado do boi gordo paraguaio não transmite volatilidade para nenhuma das praças sul-mato-grossenses, ou seja, o resultado é um indicativo da baixa integração na direção do mercado do boi gordo paraguaio para o mercado do boi sul-mato-grossense. Mas, é importante também considerar que essa inexistência de transferência de risco identificada pode não se perpetuar, dado que alterações que aproximem comercialmente esses mercados hipoteticamente podem tornar a transmissibilidade bidirecional, unidirecional em sentido contrário ou mesmo anular a possibilidade de transmissão de risco.

Mas, os resultados da pesquisa permitiram concluir que são fortes as evidências de que as principais praças do mercado do boi gordo sul-mato-grossense transmitem risco para o mercado paraguaio, transferência essa que ocorre somente via choques e não via volatilidade. Ressalta-se ainda que toda transferência de risco das principais praças sul-mato-grossenses de bovinos de corte para o mercado do boi gordo paraguaio ocorre sem assimetria, ou seja, a

transmissão de risco do primeiro para o segundo não apresenta diferença quanto sua causa, indicando que choques originados de notícias ruins (quedas ou variações negativas nos preços) e boas (aumento ou variação positiva nos preços) tem praticamente o mesmo efeito.

Após a realização desse estudo, espera-se que o mesmo se estenda para outros mercados de bovinos de corte, que hipoteticamente apresentariam interdependência. Além disso, sugere-se também a realização de estudos que envolvam outras commodities agrícolas, o que permitiria, em tese, um melhor planejamento por parte dos agentes das cadeias produtivas agrícolas, frente a administração do retorno e risco de preços, cujo desafio em atingir a efetividade é uma constante, dada as características e particularidades dos mercados e seus respectivos elos.

Referências

- ANDERSEN, T. G.; CHUNG, H-J.; SORENSEN, B. E. Efficient method of moments estimation of a stochastic volatility model: a monte carlo study. **Journal of econometrics**, v. 91, n. 1, p. 61-87, 1999.
- BAILEY, D.; BRORSEN, B. W. Price asymmetry in spatial fed cattle markets. **Western Journal of Agricultural Economics**, v. 14, n. 2, p. 246-252, dec. 1989.
- BAKUCS, L. Z.; FERTÖ, I. Marketing margins and price transmission on the Hungarian beef Market. **Food Economics - Acta Agriculturae Scandinavica**, v. 3, n. 3-4, p. 151-160, 2006.
- BERNDT, E. R.; HALL, B. H.; HALL, R. E.; HAUSMAN, I. A. Estimation and inference in nonlinear structural models. In: **Annals of Economic and Social Measurement**, v. 3, n. 4. p. 653-665, 1974
- BLACK, F. Studies of stock price volatility changes. In: MEETING OF THE BUSINESS AND ECONOMIC STATISTICS SECTION, AMERICAN STATISTICAL ASSOCIATION, 1976, **Proceedings...** Washington, D.C., 1976, p. 177-181.
- BOECHAT, A. M. F. Análise do comportamento dos preços do boi gordo e do boi magro entre 2000 e 2012. **Revista de Economia e Agronegócio**, v.11, n. 3, p. 419-437, 2013.
- BOJNEC, S. Price transmission and marketing margins in the slovenian beef and pork markets during transition. In: EAAE CONGRESS 'EXPLORING DIVERSITY IN THE EUROPEAN AGRI-FOOD SYSTEM, 10., 2002, Zaragoza (Spain). **Anais...**, Zaragoza: EAAE, 2002, p. 1-16. Disponível em: <<https://core.ac.uk/download/pdf/6671551.pdf>>. Acesso em: 15 jan. 2016.
- BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, v. 31, n. 3, p. 307-327, apr. 1986.
- BOLLERSLEV, T.; ENGLE, R.; WOOLDRIDGE, J. A capital asset pricing model with time varying covariances. **Journal of Political Economy**, v. 96, n. 1, p. 116-131, feb. 1988.

BOLLERSLEV, T.; WOOLDRIDGE, J. M. Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances. **Econometric reviews**, v. 11, n. 2, p. 143-172, 1992.

BOX, G. E. P; JENKINS, G. M. **Time series analysis: Forecasting and control**. San Francisco: Holdenday, 1976.

BRITTAIN L.; GARCIA, P.; IRWIN, S. W. Live and feeder cattle options markets: returns, risk, and volatility forecasting. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, V. 36, n. 1, p. 28-47, apr. 2011.

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

CHAN, F.; MCALEER, M. Estimating smooth transition autoregressive models with garch errors in the presence of extreme observations and outliers. **Applied Financial Economics**, v. 13, n. 8, p. 581-592, Aug. 2003.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, jul. 1981.

DONG, X.; WALDRON, S.; BROWN, C.; ZHANG, J. Price transmission in regional beef markets: Australia, China and Southeast Asia. **Emirates Journal of Food and Agriculture**, p. 99-106, 2018.

ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 987-1007, 1982.

ENGLE, R. F.; KRONER, K. F. Multivariate simultaneous generalized arch. **Econometric theory**, v. 11, n. 01, p. 122-150, feb. 1995.

FLETCHER, R. A new approach to variable metric algorithms. **Comput. J.**, Oxford, v.13, n. 3, p.317-322, 1970.

GAIO, L. E.; CASTRO JUNIOR, L. G.; OLIVEIRA, A. R. 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**, v. 7, n. 3, p. 282-297, 2005.

GLOSTEN, L. R.; JAGANNATHAN, R.; RUNKLE, D. E. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. **The journal of finance**, v. 48, n. 5, p. 1779-1801, dec. 1993.

GOLDFARB, D. A family of variable metric methods derived by variational means. **Math. Comp.**, Boston, v.26, p.23-26, 1970.

GOODWIN, B. K.; HOLT, M. T. Price transmission and asymmetric adjustment in the U.S. beef sector. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 81, n. 3, p. 630-637, aug. 1999.

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

GREGORY, A. W.; HANSEN, B. E. Residual-Based tests for cointegration in models with regime shifts. **Journal of Econometrics**, v. 70, n. 1, p. 99-126, Jan. 1996.

HAFNER, C. M.; HERWARTZ, H. **Testing for causality in variance using multivariate garch models** (March, 2004). Economics working paper/Christian-Albrechts-Universität Kiel, Department of Economics, p. 1-24. Disponível em: <<https://www.econstor.eu/bitstream/10419/21980/1/EWP-2004-03.pdf>>. Acesso em: 16 Ago. 2016.

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

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2/3, p. 231-254, jun./sep. 1988.

KANG, S. H.; YOON, S-M. Modeling and forecasting the volatility of petroleum futures prices. **Energy Economics**, v. 36, n. 1, p. 354-362, 2013.

KRONER, K. F.; NG, V. K. Modeling asymmetric comovements of asset returns. **The Review of Financial Studies**, v. 11, n. 4, p. 817-844, 1998.

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, oct. 1992.

PHILLIPS, P. C. B., PERRON, P. Testing unit roots in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

REZITIS, A. Mean and volatility spillover effects in Greek producer-consumer meat prices. **Applied Economics Letters**, v. 75, n. 6, p. 381-384, 2003.

SERVICIO NACIONAL DE CALIDAD Y SALUD ANIMAL – SENACSA. **Estadísticas**. Disponível em: <<http://www.senacsa.gov.py/index.php/informaciones/estadisticas>> Acesso em: 18 set. 2016.

SHANNO, D, F. Conditioning of quasi-Newton methods for function minimization. **Math. Comp.**, Boston, v.24, p. 647-657, 1970.

SILVENNOINEN, A.; TERÄSVIRTA, T. Multivariate garch models. In: **Handbook of financial time series**. Springer Berlin Heidelberg, p. 201-229, 2009.

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

UNIDET STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE – USDA. **Data and Statistics**. Disponível em: <<http://apps.fas.usda.gov/psdonline/psdQuery.aspx>> Acesso em: 17 jun. 2014.

UNIDET STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE – USDA. **Reports and Data.** Disponível em: <<https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/downloads>> Acesso em: 16 nov. 2016.

ZHEN, M. RUDE, J.; QIU, F. Price volatility spillovers in the western canadian feed Barley, U.S. corn, and Alberta cattle markets. **Canadian Journal of Agricultural Economics**, v. 66, n. 2, p. 209-229, jun. 2018.