

Integração espacial dos preços do boi gordo no mercado brasileiro (1995 – 2015)

Bruna Márcia Machado Moraes

Universidade Federal de Santa Maria

brunammoraes@hotmail.com

Doutoranda em Administração pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM) - Linha de Pesquisa: Finanças, Economia e Controle. Mestre em Administração (UFSM) e graduação em Administração (2012) pelo Centro Universitário Franciscano. Participante do Grupo de Pesquisa em Finanças do programa de pós-graduação em Administração - UFSM.

Atualmente desenvolve pesquisas ligadas ao agronegócio e comércio internacional de commodities. Atuou como Trainee na ACEJ - Assessoria e Consultoria Econômica Junior, vinculada ao Curso de Ciências Econômicas - UFSM (2013).

Angélica Pott de Medeiros

Universidade Federal de Santa Maria

apm_angelica@yahoo.com

Doutoranda em Administração pelo PPGAdm/UFSC, linha de pesquisa: Produção e Desenvolvimento Econômico. Mestre em Administração pelo PPGA/UFSM na linha de pesquisa: Economia, Controle e Finanças. cursou o Programa Especial de Graduação de Formação de Professores para a Educação Profissional - PEG/UFSM. Bacharela em Administração pela Universidade Federal de Santa Maria. Está inserida no Núcleo Interdisciplinar de Estudos em Gestão da Produção e Custos - NIEPC (UFSC), e no Grupo de Pesquisa em Economia e Finanças (UFSM). Participou do Núcleo de Pesquisa em Economia e Desenvolvimento - NUPED (UFSM).

Giulia Xisto de Oliveira

Universidade Federal de Santa Maria

giulixisto@yahoo.com.br

Estudante de Administração pela Universidade Federal de Santa Maria.

Reisoli Bender Filho

Universidade Federal de Santa Maria

resiolibender@yahoo.com.br

Possui graduação em Ciências Econômicas pela Universidade de Santa Cruz do Sul (2003), mestrado em Economia do Desenvolvimento pela Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (2006) e Doutorado em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (2011). Atualmente é professor adjunto da Universidade Federal de Santa Maria.

Tem experiência na área de Economia, com ênfase em Economia Internacional e Macroeconomia, atuando principalmente nos seguintes temas: comércio internacional, barreiras comerciais, mercado carne bovina, acordos comerciais, flutuações cíclicas, métodos matemáticos e econometria.

RESUMO

A bovinocultura de corte está entre as principais atividades do agronegócio brasileiro, estando o país entre os principais produtores e exportadores mundialmente. Porém, a criação de gado de corte foi se desenvolvendo de diferentes formas nas regiões brasileiras. A partir deste cenário, o trabalho buscou analisar a transmissão espacial de preços da arroba do boi gordo nos principais estados produtores do Brasil no período de 1995 a 2015. Para identificar as relações foi utilizado o Modelo Vetor de Correção de Erros (VEC). Os resultados indicaram transmissão bilateral e positiva entre os estados de Santa Catarina e Paraná, assim como entre o Paraná e o Mato Grosso do Sul, além do Paraná e São Paulo. Ao mesmo tempo foram encontradas relações bilaterais, porém, negativas entre Mato Grosso do Sul e Santa Catarina.

Palavras-chave: Integração espacial. Preços. Boi gordo. Carne bovina. Mercado brasileiro.

ABSTRACT

The beef cattle are among the main activities of Brazilian agribusiness, with the country being among the major worldwide producers and exporters. However, the beef cattle farming have been developing in different ways in Brazilian regions. From this scenario, the study sought to analyze the spatial transmission of the cattle prices in the main producing states of Brazil from 1995 to 2015. To identify the relations it was used the Model Error Correction Vector (VEC). The results indicated a bilateral and a positive drive between the states of Santa Catarina and Paraná, as well as between Parana and Mato Grosso do Sul and Paraná and São Paulo. Meanwhile was found bilateral relations. But negative between Mato Grosso do Sul and Santa Catarina.

Keywords: Spatial Integration. Prices. Live cattle. Beef cattle. Brazilian market.

1 INTRODUÇÃO

A pecuária de corte (bovinos) destaca-se no agronegócio brasileiro, sendo um dos principais produtos da pauta de exportação do país (SAITH; ALVES; PARRÉ, 2013), figurando também como importante produtor, o segundo maior globalmente, ficando atrás apenas dos Estados Unidos. Além deles, destacam-se na produção da *commodity* a União Europeia, a China, a Índia e a Argentina (USDA, 2016).

Todavia, o preço da carne bovina no mercado doméstico, assim como das demais *commodities*, é bastante variado, tendo em vista que depende de aspectos ligados à oferta e a demanda, assim como fatores como o solo, clima e saúde animal. Desta forma, a inserção de mercados locais no cenário mundial torna o preço das *commodities* interligado, não diferente ocorre com o preço da carne bovina, podendo ocorrer integração a nível regional ou estadual. Nestes termos, o preço da arroba de boi de uma região pode ser afetado por condições de saúde animal de outras regiões/estados. Assim, compreender as formas de integração desses mercados pode ser um importante instrumento de apoio à tomada de decisão dos agentes envolvidos nessa atividade (SAITH; ALVES; PARRÉ, 2013).

Por integração de mercados, entende-se o movimento dos preços que são praticados e determinados de maneiras diferentes em locais diferentes e de forma interdependentes. Neste caso, alterações de preços praticados no mercado de uma determinada região serão transmitidas aos preços dos outros mercados, principalmente se esses estiverem em uma região geográfica próxima. Sendo assim, um mercado é espacialmente integrado à medida que as variações de oferta e demanda não são apenas de um local específico, mas sim onde há a interação de todos aquelas microrregiões contidas no sistema (COSTA; FERREIRA FILHO, 2000).

A partir disto, a integração de mercados se mostra importante na formação de preços de um sistema de comércio, já que mercados que não possuem integração podem carregar informações imprecisas de comercialização de produtos, contribuindo para uma formação ineficiente desse mercado e, também na movimentação dos produtos transacionados por eles. Logo, conhecer a forma de integração espacial de mercados ou a co-movimentação dos preços em diferentes locais, passa a ser fundamental para o entendimento da dinâmica desse mercado, como também auxilia na formulação de políticas (GOODWIN; SCHROEDER, 1991).

Diante do exposto, o presente estudo busca analisar a transmissão espacial de preços da arroba do boi gordo nos principais estados produtores do Brasil, no período entre 1995 e 2015. O estudo desenvolve-se em um cenário contínuo, evoluindo na discussão ao propor a utilização de preços dos principais estados produtores de forma a complementar as análises encontradas na literatura, ao mesmo tempo em que aprofunda o entendimento acerca do comportamento dinâmico do mercado de carne bovina.

A temática de integração espacial tem vasta literatura, onde verificam-se estudos que analisaram a integração dos preços da soja, açúcar, café arábica, carne suína e preços do leite (MENDONÇA, LÍRIO, PEREIRA, 2009; MARGARIDO, 2012; BORGES, 2010; ALVES, LIMA, 2010; CUNHA *et al.*, 2010; ARÂDES, 2010; ROSADO, 2006; FERNANDES, BRAGA, DE LIMA, 2008; DIAS, *et al.*, 2007), assim como do próprio preço da arroba do boi gordo (MATTOS, LIMA, LIRIO, 2009; SAITH, ALVES, PARRÉ, 2013). Porém, dada a dinâmica do setor, o aspecto agregativo está na utilização de preços em um maior período, possibilitando a ratificação dos fluxos de comércio ou mesmo a identificação de novas formações, assim como uma maior abrangência dos estados brasileiros, incluindo Paraná, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Santa Catarina, Goiás e São Paulo.

2. INTEGRAÇÃO DE MERCADOS: TEORIA E EVIDÊNCIAS

2.1 Abordagem teórica

Com a globalização econômica é comum que preços sejam influenciados não só pela oferta e demanda da região, mas também pelas ofertas e demandas de demais regiões que compõem os sistemas de mercados integrados. Sendo assim, existe o mercado primário que é aquele que determina tais condições enquanto o mercado secundário se adapta à realidade do primeiro (SANTANA; MEYER, 2003).

Estudos realizados demonstram que se um bem é produzido em duas regiões diferentes, onde não há comércio entre ambas, os preços de cada região serão determinados de acordo com a sua oferta e demanda. Porém, se houver comércio entre elas, será mais valioso transferir aquele produto da região com menor preço à região com maior preço, excluindo as variáveis de custos de transferência de produtos entre regiões. Tal processo de transferência ocorrerá até quando os preços das duas regiões se igualem (BARROS, 1987).

Discussão essa que encontra sustentação na Lei de Preço Único (LPU), a qual se propõem a examinar mercados integrados, defendendo que os bens homogêneos de diferentes mercados em diversas regiões obedeçam ao critério de arbitragem de preços, pois assim não haverá diferença entre si acima do valor dos custos de transação. Se relacionado em curto prazo pode haver alguns desajustes entre os valores, mas no longo prazo tendem a manter o limite destacado na lei (COSTA; FERREIRA FILHO, 2000).

Os mercados integrados apontam as implicações necessárias para descoberta dos preços e operações comerciais das regiões, já que qualquer falha de integração leva às oportunidades lucrativas aos agentes da rede. Logo, as reações dos preços são importantes para indicar o desempenho do mercado.

Por conseguinte, mercados não integrados tendem a demonstrar informações imprecisas sobre os preços, pois distorcem as decisões de comercialização dos produtores. Por isso, examinar a integração dos mercados é necessário quando se quer entender o quanto o mercado é eficiente e como ele se estabelece (GOODWING; SCHROEDER, 1991).

2.2 Evidências empíricas

A temática integração de preços é bastante discutida no agronegócio brasileiro. Mattos, Lima e Lírio (2009) utilizaram um modelo de correção de erro vetorial com *threshold* (TVEC) e verificaram, para as séries mensais de preços de boi gordo dos estados de Minas Gerais e São

Paulo, que os custos de transação equivalem a cerca de 10% do preço médio do produto. As variações de curto prazo do preço em Minas Gerais são explicadas tanto pelas variações no período anterior do próprio estado quanto do preço em São Paulo.

Também em relação ao preço do boi gordo, Saith, Alves e Parré (2013), utilizando causalidade de Granger e o Vetor de Correção de Erros (VEC), testaram as séries mensais de preços do boi gordo, nas praças de Campo Grande/MS, Goiânia/GO, Cuiabá/MT e o estado de São Paulo de outubro, entre 2002 e 2011, encontrando Goiânia como sendo a principal região formadora do preço da arroba do boi gordo. Os preços nas regiões pesquisadas são integrados exceto entre as regiões de São Paulo e Goiânia o que poderia ser explicado pelo fato de Goiânia ser uma região formadora de preço.

Utilizando a série de preços recebidos pelos produtores de soja em grão dos estados do Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás, Minas Gerais, São Paulo e Santa Catarina, no período de agosto de 1994 a agosto de 2008, Mendonça, Lírio e Pereira (2009), com base no Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC), verificaram que uma variação positiva de 1% no preço da soja em Mato Grosso levaria a um aumento de 0,87% em Santa Catarina; 0,88% em São Paulo e 0,90% em Minas Gerais. Os estados de Santa Catarina, São Paulo, Minas Gerais e Paraná apresentaram maior interdependência já que foram os mais suscetíveis a desequilíbrios ocorridos nos demais.

Na mesma linha, Margarido (2012) utilizou o Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) e séries mensais de preços do grão de soja para o período de outubro de 1998 até dezembro de 2009 do Brasil e Argentina e do porto de Rotterdam. Verificou que as variações de preços em Rotterdam são plenamente transmitidas aos preços do grão de soja no Brasil, configurando que, nesse caso, prevalece a Lei do Preço Único. Outro resultado é que, apesar do Brasil e Argentina serem grandes produtores e exportadores de soja, estarem geograficamente próximos e suas respectivas safras ocorrerem quase que simultaneamente em função de suas respectivas políticas agrícolas, ambos os países não concorrem diretamente no mercado internacional de soja, resultando que os preços o grão de soja na Argentina não são transmitidos para os preços do grão de soja no Brasil.

Para o mercado de açúcar, Borges (2010), por meio utilizou do Vetor de Correção de Erro (VEC) e dos Perfis de Persistência em séries de preços dos cinco maiores produtores de açúcar: São Paulo, Paraná, Minas Gerais, Alagoas e Pernambuco para o período de março de 2003 a setembro de 2010, apurou que os principais estados produtores são integrados ao mercado internacional, sendo eles formadores de preços. As localidades da região Norte-

Nordeste respondem as variações dos preços internacionais com elevações maiores que as da região Centro-Sul.

Já Alves e Lima (2010) utilizaram os preços do açúcar nos mercados de Alagoas (AL), Araçatuba (SP), Maringá (PR), Pernambuco (PE), Ribeirão Preto (SP) e no Triângulo Mineiro (MG), no período de 07 de maio de 2003 a 31 de dezembro de 2008. Os resultados mostraram que os estados de Alagoas e Pernambuco; as regiões de Araçatuba e Ribeirão Preto em São Paulo, Maringá, no Paraná e a região do Triângulo Mineiro em Minas Gerais, fazem parte do mesmo mercado econômico de açúcar no Brasil. Além disso, Ribeirão Preto foi considerado o mercado central para o açúcar.

Com o objetivo de verificar a integração nos preços do leite, Fernandes, Braga, De Lima (2008), utilizando as séries mensais de preços de leite aos produtores dos estados de Minas Gerais, Goiás, Paraná, Rio Grande do Sul e São Paulo, no período de 1997 a 2005, concluíram que a variação de 1% nos preços recebidos pelos produtores de leite de Minas Gerais leva a uma variação de 0,38%, 0,72%, 0,93% e 0,26% nos preços em São Paulo, Rio Grande do Sul, Paraná e Goiás, respectivamente. Também sobre o leite, Dias *et al.* (2008) verificou a partir das séries de preços recebidos pelo produtor de leite tipo “C”, de janeiro de 1995 a julho de 2006, em Minas Gerais, Goiás, São Paulo, Rio Grande do Sul e Paraná, que as variações nos preços recebidos pelos produtores goianos são transmitidas aos preços recebidos pelos produtores do Paraná. Caso em que a Lei do Preço Único foi confirmada parcialmente, na medida em que uma variação de uma unidade em Goiás transmite-se em 0,41 para o Paraná.

Ainda, verificaram-se estudos sobre os preços mensais do café arábica recebidos pelos produtores do Brasil, Colômbia, México, Guatemala, Peru e Honduras, caso do estudo de Cunha *et al.* (2010). Os achados indicaram que os principais produtores de café arábica são integrados entre si e há uma relação de equilíbrio, no longo prazo, entre o preço desses países e a cotação internacional.

Por fim, Arêdes (2010) testou a integração em séries de preços mensais do quilo da carne suína ao atacado no estado de São Paulo e o preço do quilo do mesmo produto no mercado internacional entre julho de 1994 e setembro de 2008. A partir da decomposição do erro de previsão verificou a maior importância da dinâmica da série de preços externa sobre os preços internos. Ademais, considerando um choque de preços nas duas localidades, constatou que os preços respondem mais intensamente aos movimentos de preços próprios, indicando que variações de preços internos são mais intensamente transmitidas aos preços domésticos.

Ainda, em Rosado (2006), a partir de séries de preços de suínos nos estados brasileiros, de janeiro de 1980 a março de 2005, constatou que os estados de Minas Gerais, Rio de Janeiro

e Santa Catarina foram os que se ajustaram mais rapidamente a desequilíbrios no sistema, possuindo, portanto, maior grau de integração com o mercado. Já os estados do Mato Grosso do Sul, Goiás, Mato Grosso, Rio Grande do Sul e Paraná apresentaram ajustamento mais lento, indicando que foram menos integrados ao mercado.

3. MERCADO BRASILEIRO DE CARNE BOVINA

O Brasil está entre os maiores produtores e exportadores de carne bovina, segundo dados da FAO (2015). A boa competitividade da carne brasileira está ligada aos baixos custos de alimentação, a genética animal que vem sendo melhorada pelas agências de pesquisa, aliada ao aumento do consumo de carnes tanto no mercado interno quanto por parte dos consumidores internacionais.

Por ser uma *commodity* agrícola, os preços do boi gordo flutuam de acordo com a oferta e demanda do mercado doméstico e também do mercado internacional, assim, dependendo do nível do estoque internacional os preços são cotados no mercado interno, já que o Brasil está entre os principais exportadores (CORRÊA, *et al.*, 2014).

Embora atualmente o Brasil figure entre os principais produtores de carne bovina, a cadeia de carne bovina passou por diversas transformações ao longo do tempo. Isso devido ao uso de novas tecnologias no setor, inovações tanto no abate quanto na criação do gado de corte, além de novos conhecimentos em gestão das propriedades rurais e estabilidade financeira do Brasil (OCDE, 2015).

Dentre os estados brasileiros, o estado de Mato Grosso possui o maior rebanho do país, aproximadamente 13%, seguido dos estados de Minas Gerais, Goiás e Mato Grosso do Sul, que detêm 11%, 10% e 10%, respectivamente. Verifica-se que a região que concentra maior parte do rebanho é a região centro-oeste (Ver Tabela 1).

Tabela 1 - Efetivo de rebanho bovino - 2014.

Estado	Rebanho (cabeças)	Part. (%)
Mato Grosso	28.592.183	13,5
Minas Gerais	23.707.042	11,2
Goiás	21.538.072	10,1
Mato Grosso do Sul	21.003.830	9,9
Pará	19.911.217	9,4
Rio Grande do Sul	13.956.953	6,6
Rondônia	12.744.326	6,0
Bahia	10.824.134	5,1

São Paulo	10.126.223	4,8
Paraná	9.181.577	4,3
Tocantins	8.062.227	3,8
Maranhão	7.758.352	3,7
Santa Catarina	4.285.931	2,0
Acre	2.799.673	1,3
Ceará	2.597.139	1,2
Rio de Janeiro	2.379.648	1,1
Espírito Santo	2.295.624	1,1
Outros ¹	10.579.781	5,0
Brasil	212.343.932	100,0

Fonte: IBGE (2016).

No que se refere ao volume de animais abatidos, destacam-se os estados da região centro-oeste como Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Goiás, com aproximadamente 15%, 11% e 10% respectivamente, seguidos pelos estados da região sudeste, São Paulo e Minas Gerais, com 10% e 9% respectivamente. Deste modo, verifica-se que a produção de carne bovina é heterogênea, se concentrando principalmente nas regiões centro-oeste e sudeste.

Tabela 2 - Volume de animais abatidos - 2015.

Estado	2015	Part. (%)
Mato Grosso	9.081.610	14,8
Mato Grosso do Sul	6.798.680	11,1
Goiás	6.121.878	10,0
São Paulo	6.105.022	10,0
Minas Gerais	5.681.624	9,3
Pará	5.295.524	8,6
Rondônia	3.809.646	6,2
Rio Grande do Sul	3.643.596	5,9
Paraná	2.493.432	4,1
Bahia	2.437.570	4,0
Tocantins	2.195.408	3,6
Maranhão	1.678.242	2,7
Santa Catarina	880.628	1,4
Acre	840.410	1,4
Espírito Santo	702.540	1,1
Pernambuco	628.578	1,0
Outros ²	2.625.756	4,3

¹ Consiste nos estados que não atingiram 1% na participação no efetivo do rebanho brasileiro, são eles: Pernambuco, Piauí, Amazonas, Alagoas, Sergipe, Paraíba, Rio Grande do Norte, Roraima, Amapá e Distrito Federal.

² Consiste nos estados que não atingiram 1% na participação no volume de animais abatidos, são eles: Amazonas, Ceará, Rio de Janeiro, Alagoas, Piauí, Rio Grande do Norte, Sergipe, Distrito Federal e Paraíba. Os estados de Roraima e Amapá apresentaram dados incompletos.

Brasil	61.284.594	100,0
---------------	-------------------	--------------

Fonte: IBGE (2016).

Conforme Saith, Alves e Parré (2013), *a priori* não se pode afirmar que os estados que possuem o maior rebanho sejam efetivamente os formadores de preços. De acordo com a teoria microeconômica, a oferta está direta e positivamente correlacionada com o preço. Porém, mesmo que a região centro-oeste, representado pelos estados de Mato Grosso, Goiás e Mato Grosso de Sul, tenha o maior rebanho, não necessariamente seja formadora de preço. Mas, de acordo com Bayer, Vicini e Souza (2007), as regiões que possuem o maior número de abates, em geral, constituem-se em formadoras de preços.

4. METODOLOGIA

4.1 Modelo Teórico

O modelo do vetor autorregressivo (VAR), em um contexto histórico, surgiu na década de 1980, proposto por Sims (1980) como resposta às críticas ao grande número de restrições impostas às estimações pelos modelos estruturais. O surgimento do novo modelo se deu a partir da abordagem dinâmica, com o mínimo de restrições, em que todas as variáveis incluídas fossem tratadas como endógenas. Assim, os modelos VAR analisam a existência de relação linear entre cada variável e o valor da mesma variável defasada como também das demais variáveis (EISFELD *et al.*, 2007).

Desta forma, o modelo VAR consiste em um sistema de equações em que cada variável é função dos valores das demais variáveis no presente e dos valores das demais variáveis defasadas no tempo adicionada a um termo de erro. Matematicamente, a equação geral do modelo VAR consiste em:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-j} + \sum_{i=1}^n \alpha_i X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

sendo Y_t a variável exógena, Y_{t-j} os valores defasados da variável exógena, X_t a matriz de variáveis incluídas no modelo, α o vetor de parâmetros do modelo e, ε_t os eventos aleatórios não correlacionados entre si.

Todavia, para estimar o VAR, segundo Wooldridge (2006) e Enders (1995), faz-se necessário atender a algumas etapas fundamentais para tratamento das séries. A primeira consiste em verificar a estacionariedade, com o intuito de comprovar ou não a existência de raiz

unitária nas séries. Para esta finalidade, foi utilizado o Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), desenvolvido por Dickey e Fuller (1981), que tem como base a expressão:

$$\Delta Y_t = \beta + \delta T + \gamma Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que β é o intercepto; δ a tendência; Δ o operador diferença. As hipóteses testadas são; $\beta = 0$, existência de raiz unitária, a série é não estacionária; $\beta < 0$, a série é estacionária e, portanto, não possui raiz unitária.

Sendo confirmada a não estacionariedade das séries, o próximo passo consiste em verificar a ordem de integração, o que permite identificar trajetórias semelhantes ao longo do tempo. Em apresentando a mesma ordem de integração, as séries, segundo Wooldridge (2006), apresentarão relação de equilíbrio no longo prazo, sendo denominadas de cointegradas. Para analisar a cointegração, foi utilizado o teste proposto por Johansen (1991), que permite que sejam encontrados múltiplos vetores de cointegração.

Porém, segundo Bueno (2008), se após todas as etapas anteriores as séries apresentarem defasagens não sequenciais, fica difícil de justificar economicamente. Neste sentido, se as séries de tempo não estacionárias apresentarem dinâmica comum, pode ser especificado um modelo VAR mais completo, denominado de Vetor de Correção de Erros (VEC).

O VEC é entendido como uma versão mais completa do VAR, sendo aplicado às variáveis não estacionárias, com a diferenciação para chegar à estacionariedade. No caso de ser aplicado um VEC, a ordem p de defasagens pode ser escolhida de forma que os resíduos sejam não autocorrelacionados entre si, ou ainda, de acordo com os critérios de informação. Segundo Stock e Watson (2004), esse modelo é considerado mais robusto, visto que são incorporados ao modelo autorregressivo os desvios em relação à trajetória de longo prazo das séries. Logo, pode haver cointegração das variáveis no longo prazo, mesmo que não haja a incidência desta integração no curto prazo.

Os modelos descritos permitem analisar os resultados por meio da decomposição da variância e das funções impulso-resposta. O primeiro analisa a porcentagem da variância do erro de previsão que decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão. Com isso, à medida que o erro aumenta com o horizonte temporal, a importância atribuída ao erro para cada variável se altera. Já a segunda visa identificar qual a resposta que a série apresenta dada uma alteração em alguma das variáveis incluídas no modelo.

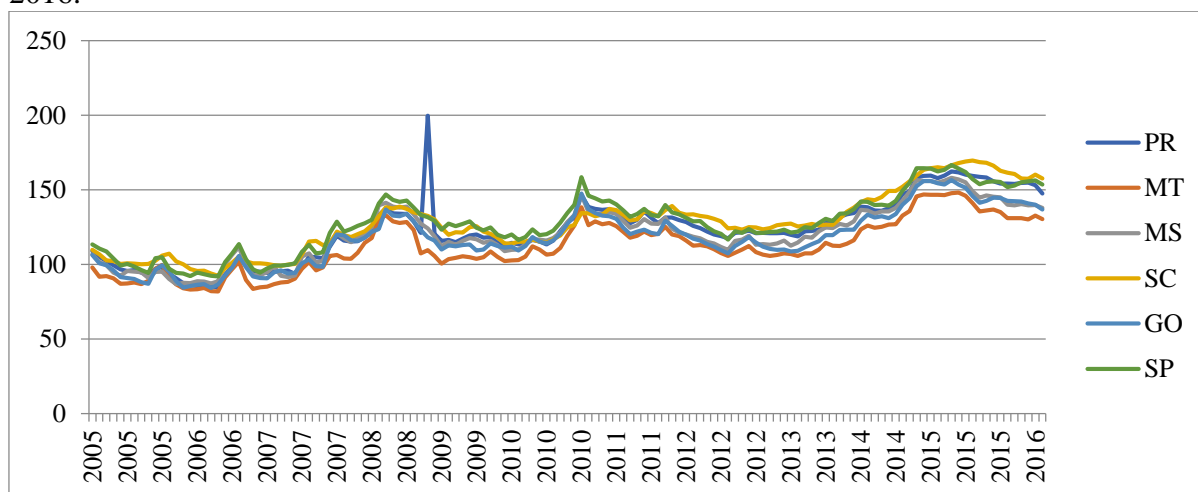
4.2 Dados

Os dados foram obtidos por meio da base de dados da Agrolink e correspondem às cotações mensais da arroba do boi gordo para os estados com maior participação na produção bovina do Brasil, quais sejam: Goiás, Santa Catarina, São Paulo, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, no período de 2005 a 2016. As cotações são coletadas mensalmente em todas as regiões e divulgadas pela empresa em reais (R\$) no *site* Agrolink. Nesse caso, para obter resultados reais, os dados foram deflacionados a partir da tabela de atualização de valores disponibilizados pela FEE (2016).

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Tendo como escopo a transmissão espacial de preços da arroba do boi gordo nos principais estados produtores, considerando o período de janeiro de 2005 a maio de 2016, primeiramente é exposto o comportamento dos preços analisados (ver na Figura 1). Os preços em análise correspondem aos estados que possuem maior representatividade na produção de carne bovina, segundo CEPEA (2016).

Figura 1: Evolução dos preços da arroba do boi gordo, no período de janeiro de 2005 a maio de 2016.



Fonte: Elaborado pelos autores a partir de Agrolink (2016).

Como observado, após serem deflacionados, a cotação da arroba do boi gordo apresenta tendência de crescimento ao longo do período analisado, como também observa-se um comportamento bastante semelhante entre os estados selecionados. Outra característica é que a série de preços do boi gordo sofre influência da sazonalidade pelo fato de que a inserção da bovinocultura de corte nas outras regiões do Brasil foi se intensificando ao longo dos anos.

Assim sendo, cada região possui uma característica produtiva e climática formando preços diferentes (SANTOS, GOMES, 2009).

Para isso, fez-se uso do ajuste sazonal, realizado por meio do método Census X12, para em seguida realizar o teste de estacionariedade de Dickey-Fuller Aumentado, conforme resultados na Tabela 3. Foram analisadas as séries da cotação da arroba do boi gordo nos estados produtores de carne bovina, com constante e tendência.

Tabela 3: Resultados do Teste ADF para os estados selecionados, no período de janeiro de 2005 a maio de 2016.

Variável	Nível		Primeira Diferença	
	τ_t	τ_μ	τ_t	τ_μ
Goiás	-1.282983	-2.440033	-9.326503***	-
Mato Grosso do Sul	-1.083708	-2.459439	-9.734836***	-
Mato Grosso	-1.097839	-2.183599	-9.759416***	-
Paraná	-1.079159	-2.598857	-13.35595***	-
Santa Catarina	-0.711897	-2.183999	-8.709026***	-
São Paulo	-0.826596	-2.303651	-10.32263***	-

Fonte: Elaborado pelos autores (2016).

Nota: *, **, ***Indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 10%, 5% e 1% respectivamente. τ_t modelo com constante; τ_μ modelo com tendência

Analisando as séries, constata-se que elas são não estacionárias em nível, em ambos os modelos, com constante e também com tendência. Porém, quando testadas em primeira diferença, com um nível de significância estatística de 1%, todas elas foram estacionárias – rejeitada a hipótese nula de presença de raiz unitária.

Seguindo o procedimento metodológico, o próximo passo foi identificar o número ótimo de *lags*, conforme resultados expostos na Tabela 4. O teste indica a presença de um *lag*, conforme critério de Schwarz, que, como sugerido por Stock e Watson (2004), trata-se de um modelo mais robusto e parcimonioso, visto que os demais indicaram duas e três defasagens, o que resultaria em grande perda de graus de liberdade.

Tabela 4: Resultados dos testes do comprimento de *lags*.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1854.480	NA	1.15e-20	-28.88250	-28.74882	-28.82819
1	1946.311	173.6177	4.82e-21	-29.75486	-28.81904*	-29.37463*
2	1984.542	68.69587	4.67e-21	-29.78972	-28.05176	-29.08358
3	2006.921	38.11435	5.83e-21	-29.57689	-27.03680	-28.54484
4	2057.128	80.80215	4.75e-21	-29.79888	-26.45665	-28.44091
5	2100.833	66.24053	4.33e-21	-29.91927	-25.77491	-28.23540
6	2157.771	80.95868	3.26e-21	-30.24642	-25.29993	-28.23664
7	2196.555	51.50918	3.32e-21	-30.28992	-24.54129	-27.95422
8	2242.818	57.10624*	3.07e-21*	-30.45028*	-23.89952	-27.78867

Fonte: Elaborado pelos autores (2016).

Fonte: Resultado do trabalho. Elaborado pelos autores.

Dados os resultados, a partir de um Var(1), foi realizado o teste de cointegração de Johansen (1998), com os resultados expostos na Tabela 6. Observa-se a presença de até seis vetores de cointegração nas séries dos preços à arroba do boi gordo dos estados de Goiás, Paraná, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Santa Catarina e São Paulo, no período de janeiro de 2005 a maio de 2016.

Tabela 5: Resultados do Teste de Cointegração de Johansen para as variáveis do modelo.

Número de vetores de co-integração	Teste do autovalor	Valor Crítico (0,05)	Teste Traço	Valor Crítico (0,05)
None *	152.9769	40.07757	501.3982	95.75366
At most 1 *	115.8224	33.87687	348.4213	69.81889
At most 2 *	88.80609	27.58434	232.5989	47.85613
At most 3 *	58.00712	21.13162	143.7928	29.79707
At most 4 *	48.97587	14.26460	85.78572	15.49471
At most 5 *	36.80985	3.841466	36.80985	3.841466

Fonte: Elaborado pelos autores (2016).

Nota: *Teste de traço e de autovalor indicam a presença de no máximo 6 vetores de cointegração a um nível de significância de 5%.

Como resultado dos testes de cointegração foi identificado que, a um nível de 5% de significância, as séries apresentam no máximo seis vetores de cointegração. Resultado que indica que, no longo prazo, as séries se relacionam de maneira semelhante ou que apresentam relacionamento de equilíbrio em longo prazo. A partir de tais definições foram estimados os resultados das relações de longo prazo entre os preços do leite dos estados em análise, os quais encontram-se na Tabela 6. Ressalta-se que as estimativas de longo prazo estão na forma normalizada para cada um dos estados.

Tabela 6: Resultado das estimativas de longo prazo para as séries de preços da arroba do boi gordo dos estados em análise, no período de janeiro de 2005 a maio de 2016.

Vetor de Cointegração normalizado de longo prazo						
Variável	GO	MS	MT	PR	SC	SP
GO	-	4.958833*	-1.786955	-11.490***	4.436802***	5.735217*
MS	0.201660	-	0.360358	2.31720***	-0.89472***	-1.15656*
MT	-0.559611	2.775018*	-	-6.4302***	2.48288***	-3.209491*
PR	-0.087027	0.431554*	-0.155514	-	0.386123***	0.499120*
SC	0.225388	-1.11765*	0.402758	2.589850***	-	-1.29264*
SP	0.174361	-0.864629	2.003525	2.003525***	-0.77360***	-

Fonte: Elaborado pelos autores (2016).

Nota: *, **, ***Indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 10%, 5% e 1% respectivamente.

Primeiramente, observa-se que os preços da arroba do boi gordo no estado de Mato Grosso, que possui maior participação tanto no número de abates quanto no número de cabeças

de bovinos nacional, recebe influência positiva e significativa dos estados de Mato Grosso do Sul (2,7%) e Santa Catarina (2,5%). Assim sendo, as variações ocorridas nos preços desses estados impactam diretamente nos preços praticados pelo estado do Mato Grosso à arroba do boi gordo. Contrariamente, verifica-se impacto negativo para os estados do Paraná (-6,4%) e São Paulo (-3,2%), indicando que as variações são transmitidas de forma inversa para os preços.

Esse resultado ocorre, pois o estado de Mato Grosso possui maior participação no número de cabeças de gado quando comparado com os outros dois estados. Nesse caso, para tentar manter a competitividade, os preços praticados nos estados do Paraná e São Paulo reagem negativamente às variações na série de preços do estado do Mato Grosso.

Relações semelhantes são encontradas para o estado do Goiás, em que as variações dos preços dos estados de Santa Catarina (4,4%), São Paulo (5,7%) e Mato Grosso do Sul (4,9%) são transmitidas a um nível de significância de até 10%. Ao contrário do estado do Paraná que exerce relação significativa e negativa sobre a série de preços do estado do Mato Grosso, cuja estimativa foi de -11,5%. A região pode ser considerada formadora de preços pois transmite positivamente seus preços para algumas regiões estudadas, da mesma forma que os resultados encontrados por Saith, Alves e Parré (2013).

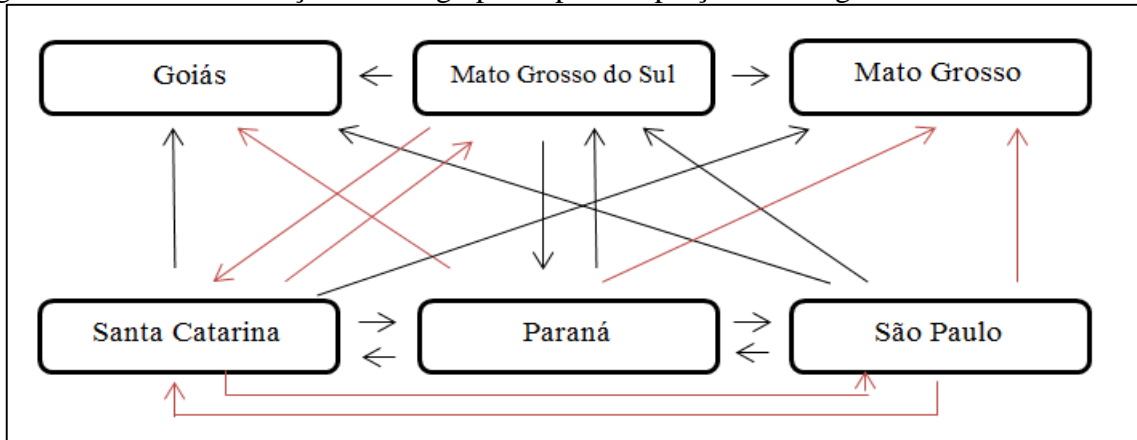
Quando analisada a série de preços do estado de Santa Catarina, observa-se que as oscilações dos preços do estado do Paraná (2,6%) exercem influência significativa e positiva nos preços de comercialização do boi gordo. Tal efeito pode ser explicado pela proximidade dos dois estados sulistas, ao mesmo tempo em que possuem a mesma estrutura produtiva, clima e características geográficas. Assim, as oscilações nos preços do estado de Santa Catarina são transmitidas positivamente ao estado do Paraná.

Porém, relação contrária é observada por parte dos estados de São Paulo (-1,2%) e Mato Grosso do Sul (-1,1%), cujas variações desses estados são transmitidas de forma negativa à série de preços da arroba do boi gordo praticada pelo estado de Santa Catarina. Isso ocorre, pois os outros dois estados possuem maior representatividade no número de bovinos (2014), quando comparado ao estado de Santa Catarina.

Já para o estado do Paraná, verificam-se transmissões de preços dos estados de Mato Grosso do Sul (0,43%), Santa Catarina (0,38%) e São Paulo (0,49%). Esse resultado justifica-se pelo fato de que o estado possui um importante porto responsável pela exportação de diversos produtos, inclusive produtos oriundos da pecuária de corte.

Sintetizando, na Figura 2 estão representadas as principais relações de longo prazo encontradas a partir dos dados de preços da arroba do boi gordo entre os estados produtores de pecuária de corte do Brasil.

Figura 2: Síntese das relações de longo prazo para os preços do boi gordo brasileiro.



Fonte: Elaborado pelos autores (2016).

Conjuntamente verifica-se transmissão bilateral e positiva entre os estados de Santa Catarina e Paraná, como também entre os estados de Paraná e Mato Grosso do Sul, além de Paraná e São Paulo. Relações bilaterais também são encontradas para os estados de Mato Grosso do Sul e Santa Catarina e Santa Catarina e São Paulo, porém negativas, ou seja, as oscilações são transmitidas de forma negativa para o outro estado.

Ademais, evidencia-se que os preços do boi gordo nos estados de Goiás e Mato Grosso recebem influência dos demais estados e não transmitem suas variações para outras regiões, configurando-se assim como regiões tomadoras de preços. Esse resultado justifica-se dado que ambos os estados apresentam crescente aumento nos custos de produção. Além disso, há um elevado custo com a produção de animais rastreados para fins de exportação, contribuindo à elevação dos custos totais, como também para a ausência de repasse dos seus preços para as outras regiões com custos menores (BEEFPOINT, 2016).

Após serem transmitidos os preços de um mercado para o outro, os preços tendem a retornar ao seu valor anteriormente praticado, ainda que com processos de ajuste distintos. Situação que possibilita a existência de um novo equilíbrio nos preços, para tanto a velocidade com a qual os preços se estabilizam ou se ajustam pode divergir de mercado para mercado no curto prazo, relações essas apresentadas na Tabela 7.

Tabela 7: Resultado das estimativas de curto prazo para as séries de preços da arroba do boi gordo dos estados em análise, no período de janeiro de 2005 a maio de 2016.

Vetor de Cointegração de curto prazo						
Variável	GO	MS	MT	PR	SC	SP
Parâmetro	-0.004710	0.068737	-0.011574	-1.150652***	0.017621	0.037256
Erros padrão	(0.00806)	(0.04584)	(0.01684)	(0.14763)	(0.02412)	(0.05169)
<i>T-Statistic</i>	[-0.58413]	[1.49965]	[-0.68748]	[-7.79409]	[0.73062]	[0.72075]

Fonte: Elaborado pelos autores (2016).

Nota: *, **, ***Indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 10%, 5% e 1% respectivamente.

No curto prazo, o vetor de cointegração da série de preços da arroba do boi gordo do estado do Paraná foi o único apresentou significância estatística. Neste caso particular, um desequilíbrio no comportamento dos preços tende a ser corrigido lentamente, dado que o ajuste encontrado foi 1,15% em cada período. As demais séries não mostraram significância estatística, o que sugere que os desequilíbrios de preços são corrigidos instantaneamente.

6. CONCLUSÕES

O artigo centrou-se na análise da transmissão espacial de preços da arroba do boi gordo nos principais estados produtores do Brasil com base na estimação de modelos VAR e VEC. Espacialmente, o mercado do boi gordo no Brasil é distribuído de forma bastante heterogênea, sendo desenvolvido de diferentes formas, em diferentes regiões. Com isso, contribuindo à prática de diferentes preços. Além disso, tem como característica a concentração de mercado, sobremaneira na produção e exportação.

Os resultados indicaram que os estados de Goiás e Mato Grosso recebem influência dos demais estados produtores, porém, não influenciam nas variações das outras regiões, resultado obtido em função dos custos de produção mais elevados, o que os define como tomadores de preços. Além disso, foi identificada transmissão bilateral e positiva entre os estados de Santa Catarina e Paraná, como também entre os estados de Paraná e Mato Grosso do Sul e, ainda, Paraná e São Paulo. Transmissão bilateral de preços, porém negativa ocorreu entre os estados de Mato Grosso do Sul e Santa Catarina e Santa Catarina e São Paulo.

Além disso, os estados do Paraná, Santa Catarina e São Paulo exercem influência tanto negativa quanto positiva nos demais estados, sugerindo características de formadores de preços no mercado de carne bovina. Esse resultado pode estar relacionado a presença de portos exportadores nessas regiões, os quais são responsáveis por escoar produtos oriundos da pecuária bovina e, não necessariamente por condições locais de mercado.

Os resultados encontrados para os preços de arroba do boi gordo possuem características diferentes nos diferentes estados analisados. O mesmo ocorre com os demais diversos produtos agrícolas, já que o Brasil possui diferentes estruturas produtivas, de custos e de preços. Nesse caso, as variações ocorridas na quantidade produzida e preços são absorvidas de formas diferentes dependendo da região estudada.

Como limitações, indica-se a falta de dados de um conjunto maior de regiões brasileiras, o que permitiria um panorama mais completo a respeito dos fluxos comerciais do produto, bem como séries de dados mais longas. Como proposta, sugerem-se análises de integração espacial com relação à outros países e/ou regiões com participação na produção de carne bovina, fornecendo com isso informações de como os preços externos influenciam os domésticos, como também o processo contrário.

REFERÊNCIAS

ALVES, J. A.; LIMA, R. C. Transmissão de preços entre os mercados de açúcar espacialmente separados no Brasil: uma análise de co-integração. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL. 2010.

ARÊDES, A. F. de. Interdependência dos preços da carne suína brasileira e estrangeira. *Revista de Política Agrícola*, v. 19, n. 4, p. 95-104, 2010.

BARROS, G. S. de C. *Economia da comercialização*. Piracicaba: FEALQ, 1987.

BAYER, F. M.; VICINI, L.; SOUZA, A. M. Modelo De Vetores Autoregressivos No Monitoramento Do Preço Do Boi Gordo: Uma Ferramenta Auxiliar Na Tomada De Decisão. XXVII Encontro Nacional de Engenharia da Produção. 2007

BORGES, S. L. *Integração espacial dos estados produtores de açúcar no Brasil e o mercado internacional*. 2010. Dissertação (Mestrado). Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada. Disponível em: <<http://www.locus.ufv.br/handle/123456789/41>>. Acesso em: 01 jun. 2016.

COSTA, S. M. A. L.; FERREIRA FILHO, J. B. de S. “Liberação comercial no Brasil e integração nos mercados de commodities agrícolas: Os mercados do algodão, milho e arroz”. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 38(2): 41-70, 2000.

CORRÊA, A.C.M.; LEÃO, I.A.; ARAÚJO, L.T.; SOARES, L.A.; SOUZA, W.A. avaliação dos preços do boi gordo no estado de Goiás: análise da trajetória de 2008 a 2012. In: *Anais eletrônicos*. Convibra, 2014.

CUNHA, D. A; VALE, S. M. L. R. D; BRAGA, M. J; CAMPOS, A. C. Integração e transmissão de preços no mercado internacional de café arábica. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 48, n. 4, p. 515-542, 2010.

DIAS, D. F., KRETZMANN, C. K., ALVES, A. F., PARRÉ, J. L. Análise da transmissão de preço para o leite paranaense utilizando modelos de séries temporais. *Revista em Agronegócio e Meio Ambiente*, 1(1), 09-24. 2007.

FERNANDES, R. A. S., BRAGA, M. J., LIMA, J. E. D. Elasticidade Na Transmissão E Formação Espacial De Preços De Leite Ao Produtor Nos Principais Estados Brasileiros. In 46th Congress, July 20-23, 2008, Rio Branco, Acre, Brasil (No. 108577). Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER). 2008.

FOOD AND AGRICULTURAL ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS - FAO. *FAO Statistics Series*. Roma, 2016. Disponível em: <<http://faostat3.fao.org/home/>>. Acesso em: 10 jun. 2016.

_____. *Perspectivas Agrícolas no Brasil: desafios da agricultura brasileira 2015-2024*. Disponível em: <<https://www.fao.org.br/download/PA20142015CB.pdf>>. Acesso em: 09 ago. 2016.

GOODWING, B. K.; SCHROEDER, T. C. Cointegration tests and spacial price linkages in regional cattle markets. *American Journal of Agricultural Economics*, Manhattan, v. 73, n. 2, p. 452-64, may. 1991.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. *Pesquisa Pecuária Municipal*. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/pesquisas/ppm/default.asp?o=28&i=P>>. Acesso em: 10 jun. 2016.

MARGARIDO, M. A. ANÁLISE DA TRANSMISSÃO ESPACIAL DE PREÇOS NO MERCADO INTERNACIONAL DE SOJA. *Revista de Economia e Administração*, v. 11, n. 3, 2012.

MATTOS, L. B. de; LIMA, J. E. de; LIRIO, V. S. Integração espacial de mercados na presença de custos de transação: um estudo para o mercado de boi gordo em Minas Gerais e São Paulo. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 47, n. 1, p. 249-274, 2009.

MENDONÇA, T. G. de; LÍRIO, V. S; PEREIRA, V. da F. INTEGRAÇÃO ESPACIAL NO MERCADO BRASILEIRO DE SOJA EM GRÃO. *Anais... CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL*, 2009. Disponível: <<http://www.sober.org.br/palestra/13/571.pdf>>. Acesso em: 6 jun. 2016.

ROSADO, P. L. *Integração espacial entre os mercados brasileiros de suínos*. Tese (Doutorado) Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada – Universidade Federal de Viçosa, 2016.

SAITH, W.; ALVES, A. F.; PARRÉ, J. L. Transmissão e Integração de Preço no Mercado de Boi Gordo Entre a Região Centro-Oeste e o Estado de São Paulo. *Revista de Administração e Negócios da Amazônia*, v. 5, n. 1, p. 71-84, 2013.

SANGUINET, E. R.; LORENZONI, R. K.; PELEGRINI, T.; DÖRR, A. C.; FRUET, A. P. B.; KLINGER, A. C. K; MERCADO INTERNACIONAL DE CARNE BOVINA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE DOS ÍNDICES DE CONCENTRAÇÃO DAS EXPORTAÇÕES DE 2000 A 2011. *Revista Eletrônica em Gestão, Educação e Tecnologia Ambiental*, 11(11), 2389-2398. 2013.

SANTANA, A. C. & MEYER, L. F. F. “Integração Espacial e Causalidade de Preços no Mercado de Boi Gordo no Pará”. XXXIX Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Juiz de Fora. *Anais...* 2003.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. FOREIGN AGRICULTURAL SERVICE - USDA. *World supply and distribution online*. Washington, 2016. Disponível em: <<http://www.fas.usda.gov/psdonline>> Acesso em: 20 mai. 2016.