

TRANSMISSÃO ESPACIAL DE PREÇOS ENTRE MERCADOS PRODUTORES DE SUÍNOS DO SUL E SUDESTE BRASILEIRO

SPATIAL PRICE TRANSMISSION BETWEEN PORK PRODUCER MARKETS IN SOUTHERN AND SOUTHEASTERN BRAZIL

Aline Carvalho de Castro

Doutora em Agronegócio (PPGAgro /UFG). Professora do Instituto Federal Goiano –
Campus Iporá

aline.castro@ifgoiano.edu.br

Cleyzer Adrian da Cunha

Doutor em Economia Aplicada (UFV). Professor Titular de Teoria Econômica e Coordenador
do Mestrado Economia Aplicada da UFG. Professor do Mestrado e Doutorado em
Agronegócio da Escola de Agronomia (PPGAgro/UFG)

cleyzer@ufg.br

Alcido Elenor Wander

Doutor em Ciências Agrárias (Univ. Göttingen). Pesquisador da Embrapa Arroz e Feijão e
Docente Permanente do Programa de Pós-Graduação em Agronegócio (PPGAgro/UFG)

alcido.wander@embrapa.br

Grupo de Trabalho (GT): GT01. Mercados agrícolas e comércio exterior

Resumo

O objetivo do presente artigo consiste em analisar a transmissão de preços entre os mercados produtores de suínos do Sul e Sudeste brasileiro. O trabalho pretende ainda identificar o mercado central, estimar se a lei do preço único (LPU) é satisfeita e averiguar se há custos de transação entre os mercados. A fundamentação teórica está baseada nos conceitos e teorias de transmissão espacial de preços: integração de mercado, arbitragem e lei do preço único. Para atingir o objetivo foram utilizados dados diários de preços do suíno vivo recebido pelos produtores em cinco estados: Minas Gerais, São Paulo, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, disponibilizados pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA). O arcabouço metodológico contou com testes de cointegração de Engle e Granger, Johansen e o modelo vetorial de correção de erros (VEC) e o modelo vetorial de correção de erro com *threshold* (TVEC). Os resultados mostraram alta elasticidade de transmissão de preços do estado de Minas Gerais para as demais praças. São Paulo e Paraná ajustam os preços mais rapidamente a desvios que ocorrem nos preços em Minas Gerais, e três pares de mercado apresentaram custos de transação significativos: São Paulo-Minas Gerais; Paraná-Minas Gerais e Santa Catarina-Minas Gerais. A diferença de preços entre São Paulo e Minas Gerais deve ser de pelo menos 3,98% para que os arbitradores ajustem a oferta e direcionem o preço para uma situação de equilíbrio. Para Santa Catarina esta diferença deve ser de 7,49% e, para o Paraná, de 11,57%. São Paulo e Paraná conseguem eliminar metade dos desvios nos preços em 5 e 4 dias, respectivamente, e Santa Catarina em 24 dias. A cointegração com *threshold* não se mostrou significativa para o Rio Grande do Sul, indicando que o ajuste de preços se dá de forma constante.

Palavras-chave: Economia Agrícola. Lei do Preço único. Integração de Mercado. Arbitragem. Modelo Vetorial de Correção de Erro com *Threshold* (TVEC).

Abstract

The aim of this article is to analyze the spatial price transmission in the main pork-producing markets in Southern and Southeastern Brazil. The study also intends to identify the central market, estimate whether the law of one price (LPU) is satisfied, and determine if there are transaction costs between markets. The theoretical framework is based on concepts and theories of spatial price transmission: market integration, arbitrage and the law of one price. To achieve the objective, daily data on live hog prices received by producers in five states: Minas Gerais, São Paulo, Paraná, Santa Catarina and Rio Grande do Sul, provided by the Center for Advanced Studies in Applied Economic Research (CEPEA), were used. The methodological framework included Engle and Granger cointegration tests, Johansen's vector error correction model (VEC), and the vector error correction model with threshold (TVEC). The results showed high price transmission elasticity from the state of Minas Gerais to other markets. São Paulo and Paraná adjust prices more quickly to deviations that occur in prices in Minas Gerais, and three market pairs showed significant transaction costs: São Paulo-Minas Gerais; Paraná-Minas Gerais and Santa Catarina-Minas Gerais. The difference in prices between São Paulo and Minas Gerais must be at least 3.98% for the arbitrators to adjust the offer and direct the price towards an equilibrium situation. For Santa Catarina, this difference should be 7.49% and, for Paraná, 11.57%. São Paulo and Paraná managed to eliminate half of the price deviations in 5 and 4 days, respectively, and Santa Catarina in 24 days. Rio Grande do Sul showed no significant cointegration with threshold, indicating constant price adjustment.

Keywords: *Agricultural Economics. Law of One Price. Market Integration. Arbitration. Threshold Error Correction Vector Model (TVEC)*

1. Introdução

A transmissão espacial de preços se refere à extensão com que choques de preços em uma região afeta o preço em outra região. Quando há a transmissão total dos choques de preços os mercados são considerados eficientes e sem atrito. Por outro lado, na ausência de transmissão de preços pode-se tornar questionável a existência do próprio mercado. O grau de transmissão de preços comunica a extensão com que os mercados estão operando de forma previsível e se as informações de preços estão passando de forma consistente entre eles (CONFORTI, 2004).

Conforme Fackler e Goodwin (2001), a transmissão de preços afeta o grau de integração entre os mercados, pois quanto maior a transmissão de preços, maior a integração. No entanto, a presença de custos de transação pode afetar a transmissão dos sinais de preços entre os mercados. Custos de transação se referem aos custos que os agentes incorrem ao recorrer ao mercado para realizar transações, incluem-se os custos de celebração e de monitoramento dos contratos, bem como os custos de transferência da mercadoria, como os custos de transporte (CONFORTI, 2004; WILLIAMSON, 2010).

Para o mercado produtor de suínos os custos de transação podem variar de acordo com a estrutura de governança empregada comumente em cada região. Na governança de mercado, Rocha (2006) explica que os produtores independentes vendem a mercadoria diretamente para a agroindústria sem compromissos contratuais firmados previamente e neste modelo os produtores estão mais suscetíveis às oscilações de preços no mercado. No modelo de governança hierárquico os produtores mantêm uma relação contratual com o agente integrador. De acordo com a Lei n. 13.288/2016 o produtor integrado se vincula ao integrador por meio de “contrato de integração vertical, recebendo bens ou serviços para a produção e para o fornecimento de matéria-prima, bens intermediários ou bens de consumo final” (BRASIL, 2016).

Espera-se que transações que envolvam a compra de animais proveniente de produtores independentes incorram em custos de transação no que se refere à sanidade e peso da carcaça devido à incerteza e a possibilidade de comportamento oportunista. Já as transações que envolvem a compra de animais de produtores integrados são esperadas menor grau de incerteza e menor assimetria de informação, pois é o agente integrador quem fornece os insumos e a assistência técnica utilizada na propriedade, e há, portanto, maior controle e acesso à informação acerca da qualidade e sanidade da matéria-prima adquirida. O risco, o oportunismo e conseqüentemente os custos de transação podem ser aqueles incorridos nas transações realizadas via mercado.

Além da estrutura de governança os custos de transação também podem estar associados aos custos de transporte, que dependem da distância geográfica entre os mercados e a qualidade e disponibilidade de infraestrutura de transportes. A produção suinícola no Brasil está em sua maior parte concentrada na Região Sul do país e, de acordo com a Associação Brasileira de Proteína Animal (ABPA, 2022), em 2021 os estados de Santa Catarina, do Rio Grande do Sul e do Paraná lideraram o abate de suínos no Brasil, seguidos pelo estado de Minas Gerais, na Região Sudeste. Juntos, os quatro estados são responsáveis por mais de 80% do abate de suínos no país. O estado de São Paulo também apresenta atividade suinícola e representa 3,22% do abate no país de acordo com os dados da ABPA (2022). Mesmo não apresentando parcela significativa no canário nacional se faz necessária sua inclusão na análise por se tratar de um importante mercado consumidor, que pode influenciar na dinâmica de preços.

As diferentes estruturas de governança, a quantidade produzida, a distância geográfica entre os mercados e o destino da produção são aspectos que podem indicar que os mercados não apresentam integração e podem estar sujeitos a algum tipo de ineficiência que deve ser corrigida pela formulação de políticas públicas específicas. Assim, o objetivo da presente pesquisa consiste em analisar a transmissão de preços do suíno vivo em cinco praças no Brasil: Santa Catarina, Rio Grande do Sul, Paraná, Minas Gerais e São Paulo. Especificamente, pretende-se identificar o mercado central, investigar a validade da lei do preço único e averiguar se há custos de transação entre os mercados. A escolha das praças se deve à importância nacional em termos de produção para Santa Catarina, Rio Grande do Sul, Paraná e Minas Gerais e consumo para São Paulo, além da disponibilidade dos dados.

Desta forma, parte-se da hipótese de que a maior distância geográfica entre os mercados produtores de suínos pode levar o mercado a uma situação de não integração e ineficiência, em que os ganhos provenientes do processo de arbitragem podem ser explorados. Para verificar a hipótese são utilizados o modelo vetorial de correção de erro (VEC) e o modelo vetorial de correção de erro com *threshold* (TVEC). O primeiro é um modelo linear que permite analisar a velocidade de ajuste dos preços aos desvios do equilíbrio de longo prazo, no entanto, não incorpora a presença de custos de transação que podem interferir na dinâmica de preços. Visando solucionar essa limitação optou-se pela utilização do modelo não linear TVEC.

2. Referencial Teórico

Não há consenso da literatura sobre o conceito de integração de mercados espacialmente separados. Fackler e Goodwin (2001) definem integração de mercado como uma medida do grau em que os choques de demanda e oferta que surgem em uma região são transmitidos para outra região. Considerando um choque hipotético que leva a um excesso de demanda por um bem na região A, então a razão de transmissão de preços associada a este choque é

$$R_{AB} = \frac{\frac{\partial p_B}{\partial \varepsilon_A}}{\frac{\partial p_A}{\partial \varepsilon_A}} \quad (1)$$

em que:

R_{AB} é a razão de transmissão de preços entre as regiões A e B;

$\partial \varepsilon_A$ é o choque hipotético no mercado A;

$\frac{\partial p_B}{\partial \varepsilon_A}$ é a variação no preço de B em decorrência do choque de demanda em A e

$\frac{\partial p_A}{\partial \varepsilon_A}$ é a variação no preço em A em decorrência do choque de demanda na mesma região.

A integração de mercado é medida pela razão de transmissão de preços e se defende que há uma integração perfeita quando $R_{AB} = 1$. É possível que $R_{AB} \neq R_{BA}$ se a região A for mais integrada com a região B do que a região B com a A. Além disso, não é necessário que duas regiões sejam parceiros comerciais diretos para que haja integração. As regiões A e B podem fornecer um bem para a região C e ainda assim serem integradas de forma tão forte como se realizassem comércio diretamente entre as duas (FACKLER; GOODWIN, 2001).

Segundo Fackler e Goodwin (2001), a análise de transmissão espacial de preços emprega alguns termos e conceitos que são geralmente utilizados na literatura, além da integração de mercado: arbitragem, lei do preço único (LPU) e eficiência. O conceito de arbitragem envolve uma situação em que as ações dos agentes envolvidos nas transações de um produto homogêneo em quaisquer duas localidades garantirão que o preço desse produto nesses locais se difira, no máximo, pela diferença entre os custos de transportar a mercadoria entre as regiões. Sendo representado da seguinte forma

$$p_j - p_i \leq r_{ij} \quad (2)$$

em que r_{ij} é o custo de movimentar o bem do local i para o local j. Os autores definem como custos de transporte, mas pode ser qualquer custo necessário para realização da transação entre as duas localidades.

A LPU aponta que mercados regionais ligados por comércio ou arbitragem terão em comum um único preço, abstraindo os custos de transação. Muitos autores não diferenciam a LPU da condição de arbitragem descrita na equação (2). No entanto, argumenta-se que a equação (2) se refere à versão fraca da LPU. Já a versão forte da LPU requer uma condição de igualdade $p_j - p_i = r_{ij}$, presumindo assim que o comércio é contínuo. Violações da forma forte da LPU indicam falta de estabilidade nas transações comerciais ou situações de desequilíbrio.

Para Balcombe, Bailey e Brooks (2007), a LPU determina que o preço de um mesmo bem em mercados espacialmente separados devem ser o mesmo quando convertidos na mesma moeda. Tal condição é mantida pela arbitragem, que garante que mercadorias com excesso de oferta e baixo preço em uma localidade sejam transportadas para outra com escassez e preço alto. No entanto, assimetrias no ajustamento de preços podem ocorrer quando há baixa transmissão de preços entre as regiões, que pode ser justificada pela presença de custos de transporte, custos de transação, barreiras de mercado, proteção e competição imperfeita.

Em tais condições a arbitragem estará presente se o preço de uma mercadoria no local A (P_A) mais o custo de transporte de A para B (k^{AB}) for menor ou igual que o preço do mesmo bem no local B (P_B), ou seja, $P_A + k^{AB} \leq P_B$. A arbitragem deixa de acontecer quando o custo de transportar a mercadoria de A para B mais o preço em A excede o preço em B: $P_A + k^{AB} > P_B$. No entanto, os dois mercados podem ser considerados integrados se $P_A + k^{AB} \leq P_B$ desde que $P_A + k^{AB} < P_B$ (BALCOMBE, BAILEY E BROOKS, 2007).

Para González-Rivera e Helfand (2001), quanto maior a distância entre os mercados, maiores são os custos de transportar mercadorias e informações e maiores também os custos de transação. Maiores custos de transação aumentam a probabilidade de os mercados serem segmentados e pertencerem a um próprio mercado de oferta e demanda. Quanto maiores os

volumes transacionados, maior o grau de integração porque reduz os custos de transação. Os autores destacam ainda que pares de importadores ou exportadores pode ser mais integrado que pares de locais com o mesmo nível de produção. A infraestrutura pode reduzir custos de logística e transporte reduzindo assim os custos de transação e aumentar o grau de integração.

Conforti (2004) também destaca os principais fatores que afetam as transmissões de preços entre os mercados: custos de transporte e custos de transação, poder de mercado, aumentos nos retornos da escala de produção, homogeneidade dos produtos e diferenciação, taxas de câmbio e políticas comerciais. No contexto espacial o autor destaca que adoção de políticas comerciais tem sido mais utilizada na literatura como fator que afeta a integração entre os mercados.

Em mercados integrados as variações nos preços em uma região são repassadas para outra região. A velocidade e extensão com que os choques são repassados e a força da interdependência são indicativos do grau de integração e eficiência dos mercados (SANJUÁN; GIL, 2010).

A eficiência é normalmente uma justificativa para estudos de integração de mercados. Neste contexto os mercados são ditos eficientes quando não há oportunidades de lucros provenientes da arbitragem que não foram exploradas pelos agentes. Assim, os mercados devem produzir preços que reflitam corretamente todas as informações disponíveis e de forma que o bem-estar agregado não possa ser melhorado com uma realocação dos recursos (FACKLER; GOODWIN, 2001).

O estudo de integração de mercado fornece informações importantes para entender como os mercados funcionam. Os custos de transação são importantes determinantes no grau de integração entre os mercados e consequentemente na eficiência deles, ao influenciar a disponibilidade de bem em cada localidade e também o preço. Os agentes que participam das transações são partes interessadas nos estudos de integração e transmissão de preços ao entender até que ponto a adoção ou ausência de políticas podem impactar seus ganhos ou perdas (BALCOMBE; BAILEY; BROOKS, 2007).

A análise da integração e transmissão de preços tem sido alvo de estudos em diversos mercados, sobretudo em mercados agropecuários. As análises podem ser verticais ou horizontais. Quando se trata de transmissão vertical, em que é estudado a transmissão de preços de um mesmo produto em diferentes níveis de mercado, o intuito consiste em investigar se algum dos agentes está capturando o excedente do outro e, desta forma, gerando ineficiência no mercado (MEYER E VON CRAMON-TAUBADEL, 2004). Alguns autores se dedicaram a esta investigação sobre o mercado de carne suína nos Estados Unidos (YOON JONG-YEOL; BROWN, 2018), na Europa (RUDINSKAYA, 2019) e na China (CHAVAS; PAN, 2020). Em relação à transmissão horizontal, de acordo com Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) se refere ao estudo do mesmo produto, no mesmo nível de mercado em diferentes localidades, e o objetivo consiste em investigar se há um mercado central formador de preços.

No mercado internacional Holst e Von Cramon-Taubadel (2013) estudaram a transmissão horizontal de preços no mercado de suínos da União Europeia e chegaram à conclusão que a transmissão de preços entre dois países pode ocorrer mesmo que não se tenha a transação física de mercadorias entre eles. Além disso, a transmissão de preços é mais rápida entre países que compartilhavam fronteira e moeda.

Mu (2018) chegou a uma conclusão semelhante a Holst e Von Cramon-Taubadel (2013), desta vez para o mercado chinês, ao considerar que a proximidade é muito importante para o processo de integração do mercado de suínos. De acordo com o autor a transmissão de preços é mais rápida entre províncias mais próximas, e mais eficiente naquelas com menor distância, fronteira comum, maior quantidade de rodovias *per capita* e maior produção.

Já Jeremić et al. (2019) chegaram à conclusão de que o mais importante no processo de transmissão de preços na República da Sérvia era a representatividade das importações de

determinado país. No estudo em questão choques nos preços na Espanha eram os que mais impactavam o mercado na Sérvia, mais que a Hungria, que é um país mais próximo do mercado estudado.

Para o Brasil o mercado de carne suína nos estados de Minas Gerais, São Paulo e Santa Catarina foi objeto do estudo de Aredês et al. (2012). Os autores chegaram ao entendimento de que o mercado de Santa Catarina é mais exógeno que os demais e foi considerado o mercado central, que participa da formação de preços dos outros, o que foi explicado pela representatividade do estado na produção nacional. A maior influência se deu no estado de São Paulo pelo fato de não ser autossuficiente e precisar importar parte da oferta para abastecer o mercado interno. Já no mercado em Minas Gerais a influência é menor devido à distância entre os dois estados e a autossuficiência do mercado mineiro no período analisado.

Saith, Alves e Parré (2013) também encontraram evidências de que mercados localizados mais próximos tendem a ser cointegrados, como o foi o caso dos estados da Região Centro-Oeste quando se consideram os preços do boi gordo para o período de 2002 a 2011. Os resultados mostraram ainda que não havia integração dos preços da Região Centro-Oeste e o estado de São Paulo pois a primeira parecia seguir seu próprio regime de preços e era quem transmitia as informações. Alguns anos depois Cunha, Wander e Silva Neto (2016) encontraram que o mercado de bezerras em Mato Grosso do Sul e São Paulo são integrados, indicando mudanças na dinâmica do mercado.

Desta forma, atentos a esta possibilidade, Pancera e Alves (2020) investigaram se as mudanças na estrutura da cadeia produtiva alteraram os centros formadores de preços do boi gordo no Brasil de 2006 a 2017. Os resultados mostraram que de 2006 a 2008 o estado de São Paulo era o que mais influenciava os preços nas outras regiões. No entanto, de 2009 a 2017 o Mato Grosso do Sul passou a ser o estado com maior influência nos preços, comprovando que as modificações no mercado alteraram o centro formador de preços.

Para o mercado de carne de frango Mattos *et al.* (2015) estudaram a transmissão de preços entre mercados regionais e o estado de São Paulo, que seria o mercado central. As regiões mais propensas à transmissão dos acréscimos no mercado central foram Descalvado, Goiânia, Recife, Belém e Belo Horizonte e, destas, apenas Descalvo e Belo Horizonte são próximas a São Paulo. Já as praças localizadas na Região Sul mostraram barreiras aos choques de preços ocorridos no mercado central, o que foi justificado pela maior produção de carne de frango e menor dependência do mercado interno.

Desta forma, pode-se perceber pela análise das pesquisas mencionadas que os principais condicionantes do processo de transmissão de preços é a distância entre os mercados, a representatividade em nível de produção, dependência de importações e o destino da produção. Estes são fatores elucidados tanto pela literatura nacional quanto pela literatura internacional. O fator distância como determinante do processo de integração mostra a necessidade de se considerar os custos de transição na análise de transmissão de preços.

3. Materiais e Métodos

3.1 Método

Para se estimar as elasticidades de transmissão de preços, os efeitos contemporâneos e defasados de uma variável sobre a outra é comum a utilização do Modelo Autorregressivo Vetorial (VAR). No entanto, a especificação VAR não é apropriada para séries não estacionárias e que apresentam algum vetor de cointegração. Variáveis cointegradas possuem uma relação de equilíbrio no longo prazo, mas esta relação é perturbada por choques de curto prazo e neste caso se pode aplicar uma correção de erro. Em um modelo de correção de erro as dinâmicas de curto de prazo das variáveis no sistema são influenciadas pelos desvios do equilíbrio (ENDERS, 2004).

Neste trabalho utiliza-se o modelo VEC porque as séries de preços analisadas possuem uma relação de equilíbrio no longo prazo. No entanto, pode haver desvios no curto prazo, que fazem com que os preços seguem uma trajetória própria. O modelo VEC permite identificar a velocidade com que os preços retornam para sua trajetória de longo de prazo em relação aos desvios que ocorrem no curto prazo.

Conforme Bueno (2018), o Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) é uma versão mais completa do modelo VAR. Segundo Enders (2004) a ideia é que o modelo VAR com variáveis não estacionárias, mas diferenciadas, omite variáveis relevantes. O modelo VEC corrige esse problema. Pode-se escrever um VEC a partir de um modelo VAR multivariado em nível:

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + e_t \quad (3)$$

A equação (3) representa um modelo multivariado em que cada X_t é um vetor $n \times 1$ de variáveis endógenas. A ordem p pode ser escolhida de forma a não gerar resíduos correlacionados entre si. Após algumas manipulações algébricas, o modelo VEC em sua forma geral apresenta a seguinte forma:

$$\Delta X_t = \phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-1} + e_t \quad (4)$$

em que $\Lambda_i = -\sum_{j=1}^p \phi_j$, $i = 1, 2, \dots, p - 1$.

Se houver raiz unitária, então $\phi(1) = 0$, de modo que $\phi = \alpha\beta'$, assim β é uma matriz com r vetores de cointegração e α é uma matriz de ajustamento, com r vetores de ajustamento. O modelo de correção de erro é chamado desta forma porque explica ΔX_t por dois componentes, os fatores de curto prazo, $\sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-1}$, e pela relação de longo prazo, ϕX_{t-1} , dada pelas coordenadas do vetor de variáveis endógenas considerando que haja cointegração (BUENO, 2008).

Johansen (1988) propõe um teste para definir o posto da matriz ϕ e estimar os vetores de cointegração da matriz β . A metodologia por ele proposta permite a estimação de um modelo VEC de forma simultânea aos vetores de cointegração. Para estabelecer o teste de cointegração de Johansen convém introduzir variáveis determinísticas no modelo, que farão parte da variável ΔX_t no nível do vetor de cointegração:

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + \delta' d_t + e_t \quad (5)$$

em que $d_t = [1, t]'$ é um vetor de variáveis determinísticas e δ é uma matriz de coeficientes de tamanho $2 \times n$. Ao escrever a equação (4) na forma de um modelo VEC tem-se:

$$\Delta X_t = \phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-1} + \delta' d_t + e_t \quad (6)$$

Conforme Bueno (2008), é possível calcular o posto da matriz ϕ para determinar se os elementos de X_t são cointegrados ou não. Cabe ressaltar que existem no máximo $n-1$ vetores de cointegração. Desta forma, se

- posto (ϕ) = n , todas as séries são cointegradas de ordem $I(0)$;
- posto (ϕ) = 0 , as séries não cointegram e
- $0 < \text{posto}(\phi) = r < n$, há r vetores de cointegração.

Bueno (2008) destaca ainda que é preciso notar as seguintes condições: se $\phi = n$ pode-se estimar a equação sem problemas porque as variáveis são estacionárias em nível; se $\phi = 0$ é preciso estimar o sistema em primeira diferença, e se $0 < \phi = r < n$ não é permitido estimar o modelo em primeira diferença. A isso se deve a importância de se definir em um modelo VAR se as variáveis cointegram ou não.

Neste trabalho se utiliza o teste de cointegração de Johansen incluindo todas as cinco praças analisadas, para verificar se os estados pertencem a um mercado econômico comum, isso acontece quando encontramos $n-1$ vetores de cointegração conforme González-Rivera e Helfand (2001). Depois disso é feito o teste de exogeneidade fraca para encontrar o mercado central e então partir para a análise bivariada: mercado secundário e mercado central. Estima-se o modelo VEC para analisar as velocidades de ajustamento de cada par de mercado a desvios da relação de equilíbrio de longo prazo. Desta forma, a equação a ser estimada no modelo linear é

$$\begin{aligned} P_t^S &= \alpha_0 + \alpha_1 ECT_t + \alpha_2 P_{t-1}^S + \alpha_3 P_{t-1}^C + e_t, \\ P_t^C &= \alpha_0 + \alpha_1 ECT_t + \alpha_2 P_{t-1}^C + \alpha_3 P_{t-1}^S + e_t, \end{aligned} \quad (7)$$

em que P_t^S é o preço no mercado secundário e P_t^C é o preço no mercado central e ECT é o termo de correção de erro. É estimada a velocidade de ajustamento dos preços do mercado secundário a desvios que ocorrem no mercado central, como também são estimadas as velocidades de ajustamento dos preços no mercado central a desvios que ocorrem em cada um dos mercados secundários. No entanto, o modelo VEC assume que os ajustamentos em relação aos desvios de longo prazo são contínuos. Assim, os preços sempre se ajustarão, não permitindo incorporar informações sobre o custo de transferência dos bens (AMIKUZUNO, 2010).

A principal suposição dos modelos com *threshold* é que a correção dos desvios em torno de um equilíbrio de longo prazo ocorre dentro de um limite, ou seja, um comportamento de *threshold*. Os modelos com *threshold* são frequentemente utilizados para analisar a transmissão espacial de preços de um mesmo produto em diferentes localidades. Parte-se do pressuposto que há uma banda neutra, em que os preços dentro desse limite não são ajustados por algum motivo como, por exemplo, os custos de transação, que podem ser maiores que o benefício líquido do comércio. A transmissão de sinais de preço entre mercados depende de os desvios do preço de equilíbrio estarem dentro da banda neutra ou não, ou seja, a transmissão de preços muda dependendo da magnitude dos desvios (IHLE; CRAMON-TAUBADEL, 2008).

O conceito de modelos não lineares com *threshold* foi originalmente desenvolvido por Tong (1978) e aplicados em modelos autorregressivos simples. Posteriormente, Balke e Fomby (1997) perceberam a relação entre modelos de correção de erro representando a relação de cointegração e modelos autorregressivos de um termo de correção de erro, estendendo os modelos autorregressivos com *threshold* para um quadro de cointegração, assim como mostrou Godwin e Piggott (2001).

Em sua análise de cointegração com *threshold* Balke e Fomby (1997) consideraram um sistema bivariado simples (y_t, x_t):

$$\begin{aligned} y_t + ax_t &= z_t & \text{em que } z_t &= \rho^{(i)} z_{t-1} + \varepsilon_t & (8) \\ y_t + \beta x_t &= \beta_t & \text{em que } \beta_t &= \beta_{t-1} + \eta_t & (9) \end{aligned}$$

A equação (8) representa a relação de equilíbrio entre y_t e x_t , z_t são os desvios do equilíbrio. O termo β_t na equação (9) representa um termo estocástico de tendência comum entre y_t e x_t . Os autores consideraram que z_t segue uma autorregressão com *threshold* em que

$$\rho^{(i)} = 1 \text{ se } |z_{t-1}| \leq \theta \text{ e}$$

$$\rho^{(i)} = \rho, \text{ com } |\rho| < 1 \text{ se } |z_{t-1}| > \theta.$$

O termo θ representa o valor do *threshold* que delimita os regimes alternativos. Quando $\rho = 1$ significa a ausência de cointegração e não há tendência de que o sistema volte para uma relação de equilíbrio. Por outro lado, quando $|z_{t-1}| > \theta$ há uma tendência para que o sistema volte para uma relação de equilíbrio. Isto equivale a dizer que se o erro de equilíbrio é menor que um valor de *threshold* não há tendência de que o sistema volte para o equilíbrio (não são cointegradas), mas quando o erro de correção é maior que o valor de *threshold* há uma tendência para que y_t e x_t se movam em direção de algum equilíbrio, ou seja, há cointegração (BALKE; FOMBY, 1997).

Pode-se generalizar a dinâmica de equilíbrio da seguinte forma, considerando que z_t segue um modelo autorregressivo com *threshold* de três regimes:

$$\begin{aligned} z_t &= \mu^{(u)} + \rho^{(u)}(L)z_{t-1} + \varepsilon_t^{(u)}, & \theta^{(u)} < z_{t-d} \\ z_t &= \mu^{(m)} + \rho^{(m)}(L)z_{t-1} + \varepsilon_t^{(m)}, & \theta^{(l)} \leq z_{t-d} \leq \theta^{(u)} \\ z_t &= \mu^{(l)} + \rho^{(l)}(L)z_{t-1} + \varepsilon_t^{(l)}, & \theta^{(l)} > z_{t-d} \end{aligned} \quad (10)$$

Nesse modelo, $\theta^{(u)}$ e $\theta^{(l)}$ representam os parâmetros de *threshold* que delimitam os diferentes regimes, $\rho^{(i)}(L)$ é a defasagem polinomial. O termo z_t segue uma autorregressão diferente dependendo do valor de z_{t-d} . O número inteiro d representa a defasagem do processo de correção de erro levando em consideração a possibilidade de os agentes econômicos regerem a desvios do equilíbrio com uma defasagem, como destacaram (BALKE E FOMBY, 1997).

Para um correspondente modelo de correção de erro com *threshold* o intercepto e os parâmetros de correção de erro podem refletir o ajustamento em direção a um equilíbrio. Balke e Fomby (1997) o representaram da seguinte maneira, considerando que $\beta'X_t = B_t$ e $a'X_t = z_t$, onde $X_t = (y_t x_t)'$, $\Delta B_t = \mu_B + B(L)\Delta B_{t-1} + \eta_t$. O resultado do modelo de correção de erro é:

$$\Delta X_t = \mu_x^{(i)} + C^{(i)}(L)\Delta X_t + \gamma^{(i)}z_{(t-1)} + v_t^{(i)} \quad i = l, m, u \quad (11)$$

Na equação (11) $\gamma^{(i)}$ é o vetor contendo os parâmetros de correção de erro. Os termos constantes do modelo $\mu_x^{(i)}$ são, em parte, uma função do parâmetro constante do erro de equilíbrio. Então, juntamente com os parâmetros de correção de erro, os termos constantes no modelo de correção de erro podem desempenhar um papel no direcionamento do sistema volta para o seu equilíbrio, assim como enfatizaram Balke e Fomby (1997).

Os modelos de correção de erro com *threshold* foram empregados, por exemplo, nos trabalhos de Goodwin e Piggott (2001), que utilizaram os modelos de cointegração e autorregressão com *threshold* para testar cointegração nos mercados de soja e milho na Carolina do Norte, e Abdulai (2002), que empregou testes de cointegração com *threshold* para estudar o processo de ajuste assimétrico entre os preços do produtor e varejo no mercado de carne de suína na Suíça.

Neste trabalho especificamente será aplicada a versão do modelo com apenas um *threshold* (θ), que é o parâmetro utilizado para medir a magnitude dos custos de transação da mercadoria entre duas regiões produtoras: o mercado central e o mercado secundário. O primeiro regime, denominado Regime I, para desvios do termo de correção de erro que estão abaixo do valor do *threshold* (θ), e o Regime II, para desvios do termo de correção de erro que estão acima do valor do *threshold* (θ). Conforme as equações:

$$P_t^a = \alpha_0 + \alpha_1 ECT_t + \alpha_2 P_{t-1}^a + \alpha_3 P_{t-1}^b + e_t, \text{ se } |ECT| < \theta - \text{Regime I} \quad (12)$$

$$P_t^a = \alpha_0 + \alpha_1 ECT_t + \alpha_2 P_{t-1}^a + \alpha_3 P_{t-1}^b + e_t, \text{ se } |ECT| > \theta - \text{Regime II} \quad (13)$$

P_t^a é o preço no mercado A e P_t^b é o preço no mercado B. ECT é o termo de correção de erro. As equações (12) e (13) serão estimadas para cada um dos pares de mercados assim definidos: mercado central e mercado secundário.

3.2 Dados

Para atingir o objetivo proposto foram utilizados dados dos preços do suíno vivo por quilograma recebido pelo produtor em cinco estados: Minas Gerais, São Paulo, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul. A análise para demais praças foi limitada pelos dados, que não estão disponíveis para outros estados. Os dados são diários, cinco dias por semana de 03 de janeiro de 2011 a 28 de agosto de 2021, totalizando 2648 observações de cada série. A fonte é o Centro de Estudos Avançados em Econômica Aplicada (CEPEA) da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ/USP). Os preços são nominais e as variáveis foram transformadas em logaritmo natural pois assim expressam os resultados em termos de elasticidade. O Quadro 1 mostra a descrição de cada umas das variáveis.

Quadro 1: Descrição das variáveis

Variável	Descrição	Fonte
MG	Logaritmo natural dos preços diários do suíno vivo recebido pelo produtor em Minas Gerais. De janeiro de 2011 a agosto de 2021.	CEPEA (ESALQ/USP)
SP	Logaritmo natural dos preços diários do suíno vivo recebido pelo produtor em São Paulo. De janeiro de 2011 a agosto de 2021.	CEPEA (ESALQ/USP)
PR	Logaritmo natural dos preços diários do suíno vivo recebido pelo produtor no Paraná. De janeiro de 2011 a agosto de 2021.	CEPEA (ESALQ/USP)
SC	Logaritmo natural dos preços diários do suíno vivo recebido pelo produtor em Santa Catarina. De janeiro de 2011 a agosto de 2021.	CEPEA (ESALQ/USP)
RS	Logaritmo natural dos preços diários do suíno vivo recebido pelo produtor no Rio de Janeiro. De janeiro de 2011 a agosto de 2021.	CEPEA (ESALQ/USP)

Fonte: Elaboração própria.

4. Resultados e Discussões

A Tabela 1 mostra as estatísticas descritivas das séries de preços nos cinco estados analisados de janeiro de 2011 a agosto de 2021. O estado com maior preço médio no período analisado é Minas Gerais, R\$ 4,19 por quilograma do suíno vivo recebido pelo produtor, seguido por São Paulo (R\$ 4,08). O menor preço médio é verificado no estado do Rio Grande do Sul (R\$ 3,55). O maior preço no período analisado é verificado em São Paulo (R\$ 9,84) que é também o estado com maior dispersão de preços em torno da média.

Tabela 1 – Estatística Descritiva dos Preços do Suíno Vivo de 2011 a 2021.

Estados	Minas Gerais	Paraná	Rio Grande do Sul	Santa Catarina	São Paulo
---------	--------------	--------	-------------------	----------------	-----------

Média	4,19	3,71	3,55	3,61	4,08
Mediana	3,94	3,43	3,19	3,26	3,83
Valor Máximo	9,49	9,20	8,74	9,15	9,84
Valor Mínimo	2,10	1,76	1,83	1,79	1,90
Desvio Padrão	1,38	1,37	1,33	1,36	1,4

Fonte: Elaboração própria.

Para prosseguir com os procedimentos metodológicos, quando se trabalha com dados dispostos ao longo do tempo é necessário investigar a presença de raiz unitária nas séries, pois trabalhar com séries não estacionárias pode levar a regressão espúria. Os testes utilizados para tal são o de Dickey Fuller Generalized Least Square (DF-GLS) e o teste de Teste de Kwiatkowski- Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Os resultados estão disponíveis na Tabela 2, em que se pode verificar que as variáveis em nível apresentam raiz unitária a 1% de significância em se tratando do teste KPSS, no entanto são estacionárias em primeira diferença, sendo integradas de ordem um I (1). Assim, sendo todas as séries de preços integradas de mesma ordem se pode seguir com os procedimentos metodológicos necessários para atingir o objetivo proposto.

Tabela 2 – Teste de Raiz Unitária

Variável	Lags	Em Nível		Primeira Diferença		
		ADF-GLS	KPSS	Lags	ADF-GLS	KPSS
MG	26	-2.78*	0,59***	11	-11,22***	0,016***
PR	15	-3.05**	0,92***	14	-13,4***	0,017***
RS	11	-2.42 ns	1,61***	10	-11,87***	0,040***
SC	18	-2.39*	1,02***	17	-11,26***	0,025***
SP	14	-3.09**	1,59***	19	-9,79***	0,015***

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Valores críticos teste ADF-GLS com constante e tendência: 1% = -3,48; 5% = -2,89; 10% = -2,57.

Valores críticos do teste KPSS com constante e tendência: 1% = 0,216; 5% = 0,146; 10% = 0,119.

*Número de lags selecionados com base no critério de Akaike.

Para verificar se as variáveis apresentam uma relação de equilíbrio no longo prazo foi utilizado o teste de cointegração de Johansen (1988). Em primeiro lugar foi estimado um modelo vetorial autorregressivo (VAR) para saber o número de defasagens ótimas a ser utilizada no teste de cointegração e, pelos critérios de Schwarz e Hannan-Quinn, foram indicadas 6 defasagens. Assim, para estimar o teste utiliza-se uma defasagem a menos que a indicada pelos critérios de informação, sendo cinco defasagens. O teste de traço, como pode ser visto na Tabela 3, indicou que a 5% de significância há quatro vetores de cointegração entre as variáveis. Dado que são cinco variáveis e quatro vetores de cointegração, o resultado indica que no longo prazo os preços do suíno nos cinco estados analisados caminham juntos e de forma equilibrada. Assim, a produção de suínos nos cinco estados considerados pertence a um mercado econômico comum.

Tabela 3 - Teste de cointegração de Johansen (1988)

Hipótese Nula	Traço	Valor Crítico a 5%	P-valor
---------------	-------	--------------------	---------

Nenhum *	404,25	698,18	0,0001
No máximo 1 *	207,62	478,56	0,0000
No máximo 2 *	112,59	297,97	0,0000
No máximo 3 *	49,17	154,94	0,0000
No máximo 4 *	1,24	38,41	0,2637

Fonte: Elaboração própria.

No teste de cointegração de Johansen todas as variáveis são consideradas endógenas, no entanto, a fim de definir o mercado central para a carne suína se faz necessário investigar se alguma das variáveis pode ser considerada exógena no modelo. Para isso foi aplicado o teste de exogeneidade fraca, em que uma variável é considerada fracamente exógena se não responde aos desvios da relação de cointegração no longo prazo, sendo considerado o mercado central.

Em consonância com o teste de exogeneidade fraca de Wald tem-se que a hipótese nula é de não causalidade. Desta forma, a variável é considerada fracamente exógena em relação às demais se não responde aos desvios da relação de equilíbrio de longo prazo. Os resultados mostraram que os preços nos estados de Santa Catarina, Paraná e Rio Grande Sul são causados no sentido de Granger pelos preços em todos os demais estados, e são variáveis que não podem ser consideradas fracamente exógenas. Já os preços nos estados de São Paulo são causados no sentido de Granger pelos preços no Paraná, Santa Catarina e em Minas Gerais e causam os preços em todos os demais estados. O preço em Minas Gerais é causado no sentido de Granger por Santa Catarina e São Paulo e também causa os preços em todos os demais estados.

Assim, podemos dizer que os preços nos estados do Sudeste (MG e SP) apresentam características de mercado central, sendo centros consumidores de carne suína, enquanto os mercados produtores do Sul (SC, PR, RS) do país representam os mercados secundários. No entanto, considerando o teste de exogeneidade fraca a variável fracamente exógena a 5% de significância são os preços no estado de Minas Gerais, pois é aquela que menos responde a desvios da relação de equilíbrio de longo prazo.

Tabela 4 – Teste de Exogeneidade Fraca

Variável Dependente: MG			
Mercados	Estatística Qui-Quadrado	Defasagens	P-valor
PR	9,503466*	5	0,0906
RS	9,162800 ns	5	0,1027
SC	34,96772***	5	0,0000
SP	99,35560***	5	0,0000
Todos	241,4026	20	0,0000
Variável Dependente: PR			
Mercados	Estatística Qui-Quadrado	Defasagens	P-valor
MG	24,01212***	5	0,0002
RS	15,22385***	5	0,0094
SC	21,17994***	5	0,0007
SP	221,3833***	5	0,0000
Todos	486,1481***	20	0,0000

Variável Dependente: RS

Mercados	Estatística Qui-Quadrado	Defasagens	P-valor
MG	20,47902***	5	0,0010
PR	43,23999***	5	0,0000
SC	39,72023***	5	0,0000
SP	63,16529***	5	0,0000
Todos	444,2932***	20	0,0000

Variável Dependente: SC

Mercados	Estatística Qui-Quadrado	Defasagens	P-valor
MG	29,34951***	5	0,0000
PR	28,66202***	5	0,0000
RS	21,66000***	5	0,0006
SP	170,7978***	5	0,0000
Todos	456,7271***	20	0,0000

Variável Dependente: SP

Mercados	Estatística Qui-Quadrado	Defasagens	P-valor
MG	55,53302***	5	0,0000
PR	23,24531***	5	0,0003
RS	3,670158 ns	5	0,5978
SC	12,68915**	5	0,0265
Todos	102,5479***	20	0,0000

Fonte: Elaboração própria.

De acordo com González-Rivera e Helfand (2001) no contexto espacial a distância física entre os mercados são capturados pelos custos de transação, que é um dos determinantes do grau de integração entre os mercados. Os custos de transação tendem a aumentar com a distância e o tempo necessário para transferir bens e informações entre as regiões. Quanto maior a distância, menor tende a ser a integração e mais segmentado o mercado, pois é provável que a localidade tenha seu mercado local de oferta e demanda pela mercadoria.

Ao determinar o mercado central para o mercado produtor de suínos é possível estabelecer pares de mercados para a análise bivariada. A análise que segue é voltada para o estudo de transmissão de preços entre o mercado central e cada um dos mercados secundários.

A Tabela 5 mostra as estimativas dos coeficientes da relação de cointegração em que as variáveis dependentes são os logaritmos dos preços nos mercados secundários e a variável independente é sempre o logaritmo dos preços no mercado central (MG). O α representa a presença de custos de transação quando é estatisticamente diferente de zero e β representa a elasticidade de transmissão de preços. Assume-se que há cointegração perfeita quando $\alpha = 0$ e $\beta = 1$, ou seja, quando não há custos de transação e perfeita elasticidade de transmissão de preços.

Os resultados da Tabela 5 mostram que todos os coeficientes estimados são estatisticamente diferentes de zero. Em relação às elasticidades de transmissão de preços (β)

podemos perceber que todos os coeficientes são muitos próximos da unidade, sendo maior a elasticidade de transmissão de preços de Minas Gerais para o Paraná, seguido por São Paulo. Em todos os casos também se pode perceber a presença de custos de transação, sendo maiores nos estados do Rio Grande do Sul, Paraná e Santa Catarina, já que estão mais distantes geograficamente do mercado central. Os custos de transação são menores em São Paulo, que está geograficamente mais próximo de Minas Gerais.

Tabela 5 – Estimativa da relação de cointegração pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) – Considerando Minas Gerais (MG) como mercado central

Mercados secundários - variáveis dependentes	α	β	R-quadrado
PR	-0,2597*** (-53,0583)	1,0906*** (316,2404)	0,9742
RS	-0,2606*** (-37,9842)	1,0598*** (219,2369)	0,9478
SC	-0,2513*** (-42,0821)	1,0655*** (253,2525)	0,9604
SP	-0,1284*** (-34,1977)	1,0673*** (403,3639)	0,9840

Fonte: Elaboração própria.

Observação: os valores em parênteses são referentes à estatística *t* de Student. Todos os coeficientes estimados são estatisticamente significativos a 1% de significância. A variável independente é o logaritmo dos preços no mercado central (MG).

Seguindo a análise bivariada se faz necessário investigar se os pares de mercado são cointegrados, ou seja, se apresentam uma relação de equilíbrio no longo prazo. Para todos os pares de mercado foi analisado o resíduo da equação de cointegração. Como todas as séries de preços apresentam raiz unitária, pelo teste de Engle e Granger (1987) se os resíduos da relação entre as duas séries são estacionários as variáveis podem ser consideradas cointegradas. Os resultados mostram que todos os pares de mercado analisados são cointegrados pelo teste ADF e pelo teste KPSS para detecção de raiz unitária, com exceção do par PR/MG, que não mostrou cointegração pelo teste KPSS.

Tabela 6 – Teste de Cointegração de Engle e Granger (1987) para os resíduos da relação da equação de cointegração dos pares de mercado.

Pares de Mercado	Teste ADF		Teste KPSS
	Estatística <i>t</i>	P-valor	Estatística LM
PR/MG	-7,4019***	0,0000	0,9806 ns
RS/MG	-7,1990***	0,0000	0,5576**
SC/MG	-6,6492***	0,0000	0,4817*
SP/MG	-9,1140***	0,0000	0,2252***

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Valores críticos teste ADF com constante: 1% = -3,43; 5% = -2,86; 10% = -2,56.

Valores críticos do teste KPSS com constante: 1% = 0,739; 5% = 0,463; 10% = 0,347.

Conforme Abdulai (2000) a cointegração de longo prazo neste contexto implica que os preços no mercado local e no mercado central podem se afastar em alguns períodos, no entanto eventualmente eles irão retornar para a margem de longo prazo. Isso quer dizer que os agentes que realizam arbitragem neste mercado agem de forma rápida, aumentando ou reduzindo a oferta do bem de forma que, em média, os preços não apresentem desvios significativos.

Adicionalmente também foi realizado o teste de perfeita cointegração de mercado (Tabela 7) para restrição nos parâmetros da equação de cointegração, $\alpha = 0$ e $\beta = 1$. O teste de Wald para restrição nos coeficientes mostrou pela estatística Qui-Quadrado que não se pode aceitar a hipótese nula de perfeita cointegração entre os pares de mercado. Este resultado também foi verificado em Goodwin e Piggott (2001) e Alves (2009), e tal constatação não foi tomada como uma rejeição à integração de mercado. Assim, como foi mostrado pelo teste de cointegração de Engle e Granger que há uma relação equilíbrio de longo prazo entre os pares de mercado produtores de suínos estima-se então um Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC) para cada par de mercado e se analisa as velocidades de ajustamento de correção de erros.

Tabela 7 – Teste de perfeita integração de mercado – Teste de Wald para restrição nos parâmetros de cointegração

Pares de Mercado	Estatística Qui-Quadrado	P-valor
PR/MG	177753,40	0,0000
RS/MG	15426,40	0,0000
SC/MG	16679,36	0,0000
SP/MG	2627,15	0,0000

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 8 mostra como se dá o ajuste de preços entre duas regiões decorrente dos desvios do equilíbrio de longo prazo, estimados conforme equação (7). Os resultados pela estimativa do modelo VEC mostram que todos os mercados secundários respondem aos desvios da relação de equilíbrio de longo prazo que ocorrem no mercado central, sendo que tal ajuste ocorre de forma mais rápida em São Paulo que nos demais estados. Sendo Minas Gerais o mercado central, os resultados também apontam que responde aos desvios da relação de equilíbrio de longo prazo que ocorrem nos mercados secundários. Além do mais, o mercado central se ajusta mais rapidamente a choque de preços nos mercados secundários, seguindo sua trajetória de equilíbrio no longo prazo.

Tabela 8 – Estimativa da velocidade de ajustamento do modelo de correção de erro (VEC)

Pares de Mercado	α	α
	Mercado secundário	Mercado central
PR/MG	-0,0140***	0,030***
	(-3,11050)	(-5,70422)
RS/MG	-0,008***	0,0289***
	(-3,47423)	(-7,64413)
SC/MG	-0,005*	0,026***
	(-1,9554)	(-6,32724)
SP/MG	-0,032***	0,030***
	(-5,20743)	(-4,24774)

Fonte: Elaboração própria.

Observação: os valores em parênteses são referentes à estatística *t* de Student.

Nota: ***estatisticamente significativos a 1% de significância; *significativo a 10% de significância.

O modelo VEC pressupõe que os ajustes em relação aos desvios no equilíbrio de longo prazo são contínuos. Desta forma, as séries de preços sempre voltam para a sua trajetória de longo prazo mesmo quando ocorrem pequenos desvios. O modelo não leva em consideração a presença de custos de transação que podem afetar a dinâmica dos preços. Devido a isso foi estimado o modelo TVEC utilizando a rotina de Hansen e Seo (2002), conforme as equações (12) e (13). Os parâmetros de ajustamento do modelo TVEC são apresentados na Tabela 10.

Para cada par de mercado foi estimado um valor de *threshold* (θ), que representa a magnitude dos custos de transação entre o mercado central e o mercado secundário. Assim, foram estimados $\theta + 1$ regimes. O regime I expressa os coeficientes de ajustamento das observações em que o desvio do equilíbrio é inferior ao valor do *threshold*, enquanto o regime II expressa os coeficientes de ajustamento das observações em que o desvio do equilíbrio é superior ao valor de *threshold*.

Os resultados mostram que São Paulo, que é o mercado mais próximo do mercado central, apresenta o menor valor estimado de *threshold* (-0,0398), o que está de acordo com o esperado, pois mercados com menor distância geográfica tendem a apresentar menores custos de transação. O resultado indica que a diferença de preços do suíno vivo entre São Paulo e Minas Gerais deve ser de pelo menos 3,98% para que seja feito o ajuste de preços pelos arbitradores. A diferença de preços entre Paraná e Minas Gerais deve ser de 11,57% para que o ajuste de preços entre os dois estados seja feito. Por fim, entre Santa Catarina e Minas Gerais esta diferença deve ser de pelo menos 7,49% para que os arbitradores ajustem a oferta.

Tabela 9 – Velocidades de ajustamento e valores de *threshold* do modelo TVEC

Par de Mercado	Regime I		Regime II		Threshold (θ)
	M. Secundário	M. Central	M. Secundário	M. Central	
PR/MG	0,0079*	0,008 ns	0,1658***	-0,0497 ns	0,1157
RS/MG	-0,0244 ns	-0,0729***	0,0057**	-0,0070*	-0,1693
SC/MG	0,0172*	-0,0100ns	0,0123***	-0,0096*	-0,0749
SP/MG	0,1505***	-0,0140 ns	0,0128 ns	-0,0380***	-0,0398

Fonte: Elaboração própria.

Nota: ***estatisticamente significativos a 1% de significância; **significativo a 5% de significância; *significativo a 10% de significância.

Em relação à velocidade ajustamento, no Regime I os preços se ajustam de forma mais rápida em São Paulo, sendo a velocidade maior no modelo com *threshold* do que no modelo VEC, enquanto a menor velocidade de ajustamento ocorre no Paraná. Já no Regime II a maior velocidade de ajustamento é no Paraná e a menor, no Rio Grande do Sul.

A porcentagem de observações em cada regime é apresentada na Tabela 11. Em três dos quatro pares de mercado, a maior parte das observações estão no Regime II, em que os desvios do equilíbrio estão acima dos valores de *threshold*. Apenas no par de mercado Paraná – Minas Gerais a maior parte das observações (88%) apresentam desvios menores que o valor de *threshold*. Para o par de mercado Paraná – Minas Gerais a maior parte dos desvios são de pequena magnitude, o que indica um ajuste mais lento ou a não transferência de choques entre os mercados.

A Tabela 10 apresenta o resultado do cálculo das meias-vidas, que representa o período de tempo necessário para que metade dos desvios do equilíbrio sejam eliminados e, neste caso, como se trata de dados diários, as meias-vidas são expressas em dias. As meias-vidas foram

calculadas em relação ao mercado secundário, denotando o tempo necessário para que metade dos desvios que ocorram no mercado central sejam eliminados. Os mercados mais próximos do mercado central, São Paulo e Paraná, levam cinco e quatro dias, respectivamente para eliminar metade dos desvios, resultado que corrobora empiricamente a teoria de que mercados mais próximos levam menos tempo para se ajustar aos desvios. Os mercados mais distantes, como Santa Catarina e Rio Grande do Sul, levam vinte e quatro e trinta e sete dias, respectivamente, para a eliminação.

Para detectar a presença de não-linearidade é estimado o teste de Hansen e Seo (2002). Os resultados também são apresentados na Tabela 11 e a hipótese nula de cointegração linear é rejeitada para três pares de mercado: Paraná – Minas Gerais, Santa Catarina – Minas Gerais e São Paulo – Minas Gerais, considerando significância a nível de 10%. A significância do teste é feita por meio de 1000 replicações de *bootstrap* para as estimativas de *p-valor*. Assim, pelo teste de Hansen e Seo (2002) nos três pares de mercado citados há significativos valores de *threshold*, indicando a presença de custos de transação que afetam a dinâmica dos preços.

Tabela 10 – Número de Observações em cada regime do modelo TVEC, Meias-vidas e Teste de Hansen e Seo (2002)

Par de Mercado	Regime I % de Observações	Regime II % de Observações	Meias vidas M. Secundário	Teste Hansen e Seo (2002)
PR/MG	88,00%	12,00%	-4	0,04**
RS/MG	6,00%	94,00%	37	0,51 ns
SC/MG	15,90%	84,10%	-24	0,00***
SP/MG	17,20%	82,80%	-5	0,08*

Fonte: Elaboração própria.

Nota: ***estatisticamente significativos a 1% de significância; **significativo a 5% de significância; *significativo a 10% de significância, ns: não significativo.

Para os mercados Rio Grande do Sul – Minas Gerais a hipótese de linearidade não pode ser rejeitada, o que indica que o ajuste de preços se dá de forma linear e os custos de transação não interfere na dinâmica de ajuste de preços entre os dois mercados.

5. Considerações Finais

O objetivo da presente pesquisa consistiu em analisar a transmissão espacial de preços entre os mercados produtores de suínos do Sul e Sudeste brasileiro, identificando o mercado central, a validade da lei do preço único e a presença de custos de transação. Para atingir o objetivo proposto foi realizado o teste de cointegração de Johansen no qual foi identificado que os preços nos mercados do Sul e Sudeste tendem a apresentar uma trajetória comum no longo prazo, apesar das variações de curto prazo. Foi aplicado o teste de exogeneidade fraca pelo qual se identificou que Minas Gerais é o mercado central formador e transmissor de preços e, a partir daí, foi realizada a análise bivariada entre cada mercado local e o mercado central.

Os resultados mostraram que a elasticidade de transmissão de preços entre o mercado central e os mercados locais é alta, indicando que variações de preços no estado de Minas Gerais são repassadas aos demais estados de forma integral. Além disso, há a presença de custos de transação e eles são maiores nos mercados mais distantes geograficamente do mercado central: Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Paraná. Este resultado é condizente com a literatura vigente sobre o tema. Mercados mais distantes tendem a apresentar custos de transação mais elevados e conseqüentemente tendem a ser menos integrados. No entanto, os resultados não sugerem que as elasticidades de transmissão de preços sejam menores nas regiões mais distantes. Pela análise

de Engle e Granger os pares de mercado analisados se mostram cointegrados, o que quer dizer que mesmo que os preços em alguns períodos se afastem, no longo prazo os arbitradores ajustam a oferta de modo que o preço volte em direção ao equilíbrio.

No curto prazo os preços podem se desviar da sua trajetória de equilíbrio de longo prazo e por este motivo foi estimado um modelo vetorial de correção de erro, que apresenta um termo que corrige esses desvios na relação de cointegração. O modelo VEC mostrou que todos os mercados secundários ajustam os seus preços aos desvios que ocorrem nos preços no estado de Minas Gerais. No estado de São Paulo os preços voltam para sua trajetória de equilíbrio mais rapidamente, seguido por Paraná, Rio Grande do Sul e Santa Catarina. Isso implica que as informações sobre os preços fluem de forma mais rápida para os mercados mais próximos geograficamente.

Para verificar se os mercados mais distantes do mercado central apresentam maiores custos de transação aplicou-se o modelo TVEC, que indicou que para três pares de mercado, Paraná-Minas Gerais, Santa Catarina – Minas Gerais e São Paulo-Minas os custos de transportar as mercadorias entre os estados representam um papel importante no processo de ajuste dos preços. Os custos de transportes são menores no mercado mais próximo de Minas Gerais, que é São Paulo, indicando menores custos de transação. Os cálculos das meias-vidas indicam maior integração e transmissão de preços entre os pares de mercado São Paulo- Minas Gerais e Paraná- Minas Gerais.

O estudo em questão mostrou-se relevante para o conhecimento sobre os mercados produtores de suínos espacialmente distantes, no entanto a análise realizada não permite identificar como os preços transitam em diferentes regimes. Além disso, ao longo dos anos analisados o mercado vem sofrendo mudanças quanto à participação de cada localidade na produção, o montante que é destinado às exportações, ao destino e preço recebido pelas exportações. A análise não capta tais mudanças ocorridas na dinâmica do mercado que podem apresentar regimes diferentes para os preços ao longo do período em análise e a evidência de assimetrias. Sugere-se para análises futuras a utilização de modelos econométricos que incorporem esta dinâmica como o modelo de alternância de regimes de Markov, *Markov-Switching Vector Error Correction Models* (MSVEC).

6. Referências

ABDULAI, Awudu. Spatial price transmission and asymmetry in the Ghanaian maize market. **Journal of Development Economics**, vol. 63, p. 327–349, 2000. Disponível em: www.elsevier.com/locate/reconbase.

ABDULAI, Awudu. Using threshold cointegration to estimate asymmetric price transmission in the Swiss pork market. **Applied Economics**, vol. 34, n° 6, p. 679–687, 2002. <https://doi.org/10.1080/00036840110054035>.

ABPA, Associação Brasileira de Proteína Animal. Mercados. 2022. Disponível em: <https://abpa-br.org/mercados/>. Acessado em: 4 mar. 2022.

ALVES, Janaina da Silva. **Transmissão de preços de açúcar e álcool em mercados espacialmente separados no Brasil na presença de custos de transação**. 2009. 1–140 f. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal do Pernambuco, Recife, 2009.

AMIKUZUNO, Joseph. Spatial Price Transmission Analysis in Agricultural Markets: Does the Data Frequency Improve our Estimation? 23 set. 2010. **3rd African Association of Agricultural Economists (AAAE) and 48th Agricultural Economists Association of South Africa (AEASA) Conference** [...]. Cape Town: South Africa, 23 set. 2010. p. 1–19.

AREDÊS, A.F.; SANTOS, M.L.; GOMES, M.F.M.; LIMA, J.E. Uma análise da transmissão de preços da carne suína em mercados selecionados no Brasil no período de 2000 a 2009. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, vol. 14, nº 1, p. 142–154, 2012. .

BALCOMBE, Kelvin; BAILEY, Alastair; BROOKS, Jonathan. Threshold effects in price transmission: The case of Brazilian wheat, maize, and soya prices. **American Journal of Agricultural Economics**, vol. 89, nº 2, p. 308–323, maio 2007.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-8276.2007.01013.x>.

BALKE, Nathan S; FOMBY, Thomas B. THRESHOLD COINTEGRATION. **International Economic Review**, vol. 38, nº 3, p. 627–645, 1997.

BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. 2º ed. São Paulo: Cengage Learning, 2018.

CHAVAS, Jean-Paul; PAN, Fanghui. The Dynamics and Volatility of Prices in a Vertical Sector. **American Journal of Agricultural Economics**, vol. 102, nº 1, p. 353–369, 30 jan. 2020. <https://doi.org/10.1093/ajae/aaz038>.

CONFORTI, Piero. Price Transmission in selected agricultural markets. Rome, p. 1–91, mar. 2004.

DA CUNHA, Cleyzer Adrian; WANDER, Alcido Elenor; DA SILVA NETO, Waldemiro Alcântara. Integração entre mercados de bezerros dos estados de Mato Grosso do Sul e São Paulo, Brasil. **Espacios**, vol. 37, nº 13, p. 1–11, 2016.

DE MATTOS, Leonardo Bornacki; LIRIO, Viviani Silva; DE LIMA, João Eustáquio; CAMPOS, Antônio Carvalho. Transmissão De Preços Entre Mercados Regionais De Carne De Frango No Brasil. **Revista de Economia e Agronegócio**, vol. 8, nº 1, p. 75–98, 2015.
<https://doi.org/10.25070/rea.v8i1.162>.

ENDERS, Walter. **Applied Econometric Time Series**. New York: Jonh Wiley & Sons, INC, 2004.

ENGLE, Robert F; GRANGER, C W J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation. **Econometrica**, vol. 55, nº 2, p. 251–276, 1987. Disponível em:
<https://about.jstor.org/terms>.

FACKLER, Paul L.; GOODWIN, Barry K. Chapter 17 Spatial price analysis. **Handbook of Agricultural Economics**. 1º ed. Raleigh: Elsevier, 2001. vol. 1, p. 971–1024. DOI 10.1016/S1574-0072(01)10025-3. Disponível em:
<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S1574007201100253?via%3Dihub>.

GONZÁLEZ-RIVERA, Gloria; HELFAND, Steven M. Economic Development and the Determinants of Market Integration: The Case of the Brazilian Rice Market. Riverside, , p. 1–28, ago. 2001. Disponível em: <https://economics.ucr.edu/repec/ucr/wpaper/201437.pdf>.
 Acessado em: 10 jul. 2022.

GOODWIN, Barry K; PIGGOTT, Nicholas E. Spatial Market Integration in the Presence of Threshold Effects. **Amer. J. Agr. Econ**, vol. 83, nº 2, p. 302–317, maio 2001. .

HANSEN, Bruce E; SEO, Byeongseon. Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models. **Journal of Econometrics**, vol. 110, p. 293–318, 2002. Disponível em: www.elsevier.com/locate/econbase.

HOLST, Carsten; VON CRAMON-TAUBADEL, Stephan. Trade, Market Integration and Spatial Price Transmission on EU Pork Markets following Eastern Enlargement. **Department für Agrarökonomie und Rurale Entwicklung**, vol. 1307, 2013.

IHLE, Rico; CRAMON-TAUBADEL, Stephan von. A Comparison of Threshold Cointegration and Markov-Switching Vector Error Correction Models in Price Transmission. **NCCCC-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis Forecasting, and Market Risk Management**, 2008.

JEREMIĆ, Marija; ZEKIĆ, Stanislav; MATKOVSKI, Bojan;; KLEUT, Žana. Spatial price transmission in pork market in Serbia. **Custos e Agronegócio**, vol. 15, nº 2, p. 328–346, 2019.

JOHANSEN, Soren. STATISTICAL ANALYSIS OF COINTEGRATION VECTORS. **Journal of Economic Dynamics and Control**, vol. 12, p. 231–254, 1988.

MEYER, Jochen; VON CRAMON-TAUBADEL, Stephan. Asymmetric price transmission: A survey. **Journal of Agricultural Economics**, vol. 55, nº 3, p. 581–611, 2004.
<https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2004.tb00116.x>.

MU, Y. Pork price transmission and efficiency in China. 2018. **30 TH International Conference of Agricultural Economists**. [...]. Vancouver: Internacional Association of Agricultural Economists, 2018. p. 1–20.

PANCERA, Aline de Queiroz Assis Andreotti; ALVES, Alexandre Florindo. Testando a hipótese do mercado central: uma análise dos preços do boi gordo na presença de quebras estruturais. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, vol. 58, nº 4, p. 1–20, 2020.
<https://doi.org/10.1590/1806-9479.2020.206751>.

ROCHA, D. T. **Competitividade entre os Sistemas Integrado e Independente de Produção de Suínos**. 2006. 1–121 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2006.

RUDINSKAYA, Tamara. Asymmetric price transmission analysis in the Czech pork market. **Journal of Central European Agriculture**, vol. 20, nº 3, p. 986–994, 2019.
<https://doi.org/10.5513/JCEA01/20.3.2278>.

SAITH, W.; ALVES, A. F.; PARRÉ, J. L. Mercado De Boi Gordo Entre a Região Centro-Oeste e o estado de São Paulo. **Revista de Administração e Negócios**, vol. 5, nº 1, p. 71–84, 2013.

SANJUÁN, Ana I.; GIL, José M. Price transmission analysis: A flexible methodological approach applied to European pork and lamb markets. **Applied Economics**, vol. 33, nº 1, p. 123–131, 2010. <https://doi.org/10.1080/00036840122171>.

WILLIAMSON, O. E. Transaction Cost Economics: The Natural Progression. **The American Economic Review**, v. 100, n. 3, p. 673–690, 2010.

YOON JONG-YEOL, Yoon; BROWN, Yoon Jong-yeol Scott. An Asymmetric Price Transmission Analysis in the U.S. Pork Market Using Threshold Co-integration Analysis. **Journal of Rural Development**, vol. 41, nº Special Issue, p. 41–66, 2018.
<https://doi.org/10.36464/jrd.2018.41..002>.