



Análise da transmissão de preços de suínos entre os estados brasileiros *Analysis of pork price transmission among Brazilian states*

Autor(es): Cristiane Ogino¹; Juliana Rodrigues Ferraz¹; Thiago Bernardino de Carvalho²

Filiação: Filiação: ¹Cepea/Esalq/USP, ²UNESP

E-mail: cristianeogino@gmail.com; julianarferraz@hotmail.com; tbcarval@gmail.com

Grupo de Trabalho (GT1) Mercados agrícolas e comércio exterior

Resumo

Nos últimos anos, especialmente a partir de 2019, os preços do suíno vivo têm apresentado grandes oscilações no Brasil. Um dos fatores que levaram a isso foi a Peste Suína Africana (PSA) na China, que devastou a produção chinesa de suínos, afetando os preços no mercado internacional. Diante da instabilidade de preços, o presente estudo teve como objetivo analisar a transmissão de preços de suíno vivo entre os estados de São Paulo, Minas Gerais, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, por meio do Modelo Autorregressivo Vetorial com Correção de Erro (VEC) e o Modelo Autorregressivo Não-Linear de Defasagens Distribuídas (NARDL). Os dois modelos evidenciaram que o estado de Minas Gerais apresenta maior variação de preços para outros estados no longo prazo. Além disso, a região mineira é impactada em menor magnitude por outros estados. Por sua vez, os resultados do modelo NARDL indicaram que Minas Gerais apresenta respostas assimétricas de transmissão de preços vindos dos demais estados no longo prazo, cujas respostas as variações positivas foram estatisticamente maiores que as variações negativas.

Palavras-chave: Suínos, transmissão de preço, assimetria, modelo NARDL, estados brasileiros

Abstract

In recent years, especially from 2019 onwards, live hog prices have shown large fluctuations in Brazil. One of the factors that led to this was African Swine Fever (ASF) in China, which devastated Chinese pork production, affecting prices in the international market. Faced with price instability, the present study aimed to analyze the transmission of live hog prices between the states of São Paulo, Minas Gerais, Paraná, Santa Catarina and Rio Grande do Sul, using the Vectorial Autoregressive Model with Error Correction (VEC) and the Distributed Non-Linear Autoregressive Model (NARDL). The two models showed that the state of Minas Gerais presents a greater variation in prices compared to other states in the long run. In addition, the mining region is impacted to a lesser extent by other states. In turn, the results of the NARDL model indicated that Minas Gerais presents asymmetric responses of price transmission from other states in the long term, whose responses to positive variations were statistically greater than negative variations.

Key words: Pigs, price transmission, asymmetry, NARDL model, Brazilian states

1. Introdução

A suinocultura é uma das principais cadeias produtivas do agronegócio brasileiro. O Brasil se destaca como o quarto maior produtor e exportador de carne suína do mundo, segundo dados do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA).

Nos últimos anos, a suinocultura brasileira tem ganhado grande notoriedade tanto no cenário doméstico quanto no mercado internacional. Com a crise de Peste Suína Africana (PSA) que acometeu diversos países do mundo, mas principalmente a China, a produção e as exportações brasileiras da carne para suprir o déficit de produção desses países, cresceram significativamente.

De acordo com dados da Secretaria de Comércio Exterior (Secex), nos últimos quatro anos (2019-2022) os embarques nacionais da carne cresceram 56% frente ao quadriênio anterior, atingindo a marca recorde de 1,12 milhão de toneladas embarcadas em 2021.



No mercado doméstico, o cenário também foi de crescimento nos últimos anos. Levantamento da Associação Brasileira de Proteína Animal (ABPA), mostra que o consumo *per capita* da proteína cresceu em média 3% ao ano no período compreendido entre 2019 e 2021, chegando a 16,7 quilos no último ano.

Devido ao aumento nos preços da carne bovina, que de acordo com Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) teve nos últimos anos incremento superior ao da demais carnes, muitos consumidores migraram o consumo para proteínas mais em conta, como é o caso da carne suína, que possui um valor mais acessível.

Ainda de acordo com o Cepea, o preço médio do quilo da carcaça casada bovina entre os anos de 2019 e 2022 esteve 73% acima do registrado na média dos quatro anos anteriores, à medida que, na mesma comparação, os valores médios da carcaça especial suína e do frango inteiro resfriado tiveram acréscimos de 55% e 57%, respectivamente.

Dados do Instituto Brasileiro de Estatística e Geografia (IBGE), mostram que de 2021 para 2022 o abate de suínos cresceu 5,9%, totalizando 56,1 milhões de cabeças no último ano, volume recorde de toda a série histórica do IBGE, iniciada em 1997. Ainda de acordo com IBGE, a área que concentra a maior parte da produção de suínos no Brasil é a região Sul do país. Os principais produtores são: Santa Catarina, Rio Grande do Sul e Paraná. No entanto, a atividade também é bastante consolidada no sudeste do Brasil, nos estados de São Paulo e de Minas Gerais, sendo este último o quarto maior produtor dentre todas as unidades da federação.

O Sul se caracteriza pelo modelo de produção verticalizada, no qual empresas e/ou cooperativas gerenciam toda a cadeia produtiva suinícola, desde a produção de ração até o abate e processamento da carne. Nesse sistema, produtores são contratados pelas empresas e produzem conforme critérios estabelecidos por elas. De acordo com mapeamento publicado em 2016 pela Associação Brasileira dos Criadores de Suínos (ABCS), nos estados do Sul cerca de 81% dos produtores são cooperados ou integrados.

Já na região Sudeste, com prevalência de 77%, ainda de acordo com ABCS, se destaca o modelo de produção independente, no qual o suinocultor é o responsável por todo o processo produtivo, desde a alimentação animal e cuidados veterinários até a comercialização do suíno.

Por se tratar dos estados mais populosos do País, o que consequentemente gera um grande fluxo de negociações da carne e, por concentrar o maior número de produtores independentes, conforme aponta Associação Brasileira dos Criadores de Suínos (ABCS), acredita-se que os preços do animal comercializado na região paulista e de minas gerais exerçam maior influência na transmissão de preços do suíno vivo para outros estados brasileiros.

Para testar essas hipóteses, o presente estudo tem como objetivo analisar a transmissão de preços entre os estados de Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo durante janeiro de 2011 a dezembro de 2022, período que engloba a alta variação de preços de suíno vivo no mercado brasileiro, utilizou-se como ferramenta metodológica o modelo de Vetor Autor-regressivo (VEC) e modelo Autorregressivo Não-Linear de Defasagens Distribuídas (NARDL). O primeiro modelo permite a análise das elasticidades de transmissão de preços e termos de erro. Diferentemente desse modelo que analisa a transmissão de preços de forma simétrica, o segundo modelo possibilita a análise de transmissão de preços decompondo o choque em variações positivas e negativas. O que proporciona investigar se aumentos e reduções de preço é transmitido de modo semelhante ou diferente.

2. Revisão de Literatura



A análise de transmissão de preços é utilizada para entender o grau de interação entre mercados. Por meio dessa, busca verificar os efeitos que um choque em determinado mercado gera em outros. Esses mercados podem estar separados quanto à forma, o espaço e o tempo (VON CRAMON-TAUBADEL; GOODWIN, 2021).

Com foco no espaço, tem-se a análise horizontal, em que o preço de um mesmo produto é analisado em locais diferentes. Nesse contexto, a lei do preço único é o axioma que vigora nas relações de preços. Isto é, os preços tendem, no longo prazo, a ser os mesmos nas diferentes localidades, distinguindo somente pelo custo da arbitragem (AGUIAR, 1995; VON CRAMON-TAUBADEL; GOODWIN, 2021). Os ajustes de preços não são instantâneos, devido à presença de alguns obstáculos interferindo no desempenho do repasse de preços, como as assimetrias de informação, restrições contratuais, entre outros (AGUIAR, 1995).

O comportamento da transmissão de preços pode ser analisado em dois âmbitos no curto e no longo prazo. Segundo Frey e Manero (2007), a análise de curto-prazo é utilizada para verificar a intensidade das variações causadas por um choque não antecipado, enquanto que a análise de longo-prazo é empregada para análise do tempo de reação com que as oscilações ocorrem, isto é, a velocidade de ajuste do mercado.

As variações de preços são causadas por diversos fatores relacionados a oferta e a demanda. Com relação ao mercado de suínos, os preços desses são muito instáveis e incertos (ARÊDES, 2010; PATIAS et al., 2019). Citam-se os seguintes fatores que podem afetar os preços de suínos como preços dos insumos (ROSADO et al., 2006; MARTIS, 2010; MELZ, 2019); preços externos do produto (ARÊDES, 2010; MARTINS, 2010); e preços de outras carnes (FOUSEKIS; TZAFERI, 2022); questões sanitárias de doenças, como a febre aftosa (OTUKI et al., 2009) e, mais recentemente, a Peste Suína Africana (MASON-D'CROZ et al., 2020).

Estudos que realizam a análise de transmissão de preços permitem ter maior entendimento do dinamismo do desempenho do mercado. A respeito dos estudos que analisam a transmissão de preços de suíno no contexto horizontal e no mercado brasileiro encontram-se de Weydmann e Seabra (2006), Arêdes (2010), Rosado et al. (2008) e Arêdes et al. (2012).

Weydmann e Seabra (2006) analisaram a transmissão de preços de carne suína entre o produtor, atacado e varejo. Os resultados encontrados foram que o atacado é o elo da cadeia que mais influencia as variações de preços do produtor e do varejo.

Rosado et al. (2008), por sua vez, investigaram o padrão de integração entre os mercados de carne suína dos estados de Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, Rio de Janeiro, Minas Gerais, São Paulo, Paraná, Rio Grande do Sul e Santa Catarina entre o período de 1980 a 2005. Os autores encontram grande dinamismo de preços entre os mercados. Além de determinarem que os estados que possuem maior grau de integração de mercado são aqueles que apresentam maiores níveis educacionais, melhor infraestrutura de transporte e mais eficiente meio de comunicação.

Arêdes et al. (2012), analisaram a transmissão de preços de carne suína entre os estados de Santa Catarina, Minas Gerais, São Paulo e o mercado internacional durante o período de 2000 a 2009. Um dos resultados encontrados foi a maior interferência de Santa Catarina para São Paulo. Isso, devido a São Paulo não ser autossuficiente na oferta de carne suína, dependendo de outras regiões, como Santa Catarina, para atender a demanda. Apesar de Minas Gerais sofrer influência, também, de Santa Catarina, o efeito é menor quando comparado a São Paulo, o que é explicado pela maior distância entre os mercados e a maior autossuficiência de produção de Minas Gerais.

Arêdes (2010) analisou a transmissão de preços de carne suína entre o mercado brasileiro e o externo durante o período de 1994 a 2008. Os achados do estudo foi que os preços interno e externo apresentam cointegração, e que o preço externo influencia mais o preço



interno do que a relação inversa. Também, encontraram que as maiores magnitudes de resposta ocorrem quando aplicado choque no próprio preço, isto é, quando ocorre choque de preços internos, esses são transmitidos mais intensamente ao preço interno do que ao preço externo.

Tais estudos não diferenciam o sinal do choque. Porém, é possível aprofundar a análise, como por exemplo, verificar se a transmissão de preços ocorre de forma simétrica ou assimétrica. A primeira é identificada quando não há diferença no repasse de preços entre choque positivo (aumento de preços) e choque negativo (diminuição de preços). Já a segunda se constata quando há diferença de reposta entre choque positivo e negativo. De acordo com Frey e Manera (2007), a chance de transmissão de preços serem assimétrica é mais provável de ser encontrada do que simétrica.

Uma das metodologias empregadas para a análise de assimetria de transmissão preços é o modelo (NARDL). Na literatura encontram-se diferentes trabalhos que usa esse modelo para produtos pecuários como de bovino (FOUSEKIS; KATRAKILIDIS; TRACHANAS, 2016; EROL; SAGHAIAN, 2022), de frango (JOJO, et al. 2021), de produtos lácteos (REZITIS, 2018) e de peixe (BRONNMANN; BITTMANN, 2019).

Especificamente para o mercado de suíno têm-se os estudos de Panagiotou (2021), Karatininis et al. (2011), que analisaram a transmissão entre os diferentes elos da cadeia de carne suína. Ambos encontraram assimetria em alguns dos elos da cadeia. Panagiotou (2021) justificou a assimetria devido um possível poder de mercado entre um dos elos, no que se refere Karatininis et al. (2011) pela questão biológica causadora de oferta inelástica.

De acordo com Meyer e Cramon Taubadel (2004), a presença de assimetria é muito associada à falha de mercado, que reduzem o bem-estar social. Segundo os mesmos autores, as possíveis explicações para a ocorrência de assimetrias espaciais de transmissão de preços podem estar relacionadas aos custos de ajustes, poder de mercado e assimetria de informação. Há um desafio em determinar as causas exatas das assimetrias de preços, porém, elucidar possíveis causas pode ajudar a elaboração de políticas em prol da maior eficiência de mercado (MEYER; VON CRAMON-TAUBADEL, 2004).

3. Metodologia

3.1. Modelo

A análise de transmissão de preços foi realizada utilizando dois modelos de séries temporais, o Modelo Autoregressivo Vetorial com Correção de Erro (VEC) e o Modelo Autorregressivo Não-Linear de Defasagens Distribuídas (NARDL). O primeiro modelo possibilita analisar as relações entre as variáveis, como a elasticidade de transmissão de preços e termos de erro, porém de forma simétrica. Enquanto que o segundo modelo, proposto por Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014), permite aprofundar a análise por meio da decomposição de uma das variáveis em somas parciais negativas e positivas. Essa decomposição possibilita explorar a presença de possíveis assimetrias de transmissão de preços na resposta de uma variável quando aplicado choque positivo e negativo em outra variável.

A seguir encontra-se uma breve descrição dos modelos.

Modelo Autorregressivo Vetorial (VAR) e Modelo Autoregressivo Vetorial com Correção de Erro (VEC)

O modelo VAR, proposto por Sims (1980), é utilizado quando as variáveis não apresentam cointegração. Esse modelo pode ser representado de acordo com Enders (2015) da seguinte forma:

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que, X_t é um vetor ($n \times 1$) das n variáveis incluídas no modelo; α_0 é o vetor ($n \times 1$) de termos de interceptos; A_i é a matriz ($n \times n$) dos coeficientes estimados; ε_t é o vetor ($n \times 1$) dos termos de erros; e p é o número de defasagens consideradas pelo critério de informação de Akaike (AIC). No presente estudo $n=2$, devido à análise de transmissão de preço ser verificada entre pares de estados.

Caso as variáveis sejam cointegradas, ou seja, as variáveis apresentam relações de equilíbrio de longo prazo, é preciso ajustar o modelo VAR para acomodar a dinâmica das variáveis de curto prazo em uma estrutura com equilíbrio de longo prazo. Assim, ao ajustar o modelo VAR (eq.1), tem-se o seguinte modelo VEC:

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \Pi X_t + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (2)$$

onde $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$; $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_p)$; e I , sendo uma matriz identidade ($n \times n$). Mais detalhes desse modelo podem ser encontrados em Enders (2015).

No presente estudo todas as relações de preços analisadas apresentaram pelo menos um vetor de cointegração. Logo, utilizou-se o modelo VEC.

Modelo Autorregressivo Não-Linear de Defasagens Distribuídas (NARDL)

O modelo NARDL desenvolvido por Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014) a partir do Modelo Autorregressivo de Defasagens Distribuídas (ARDL) de Pesaran, Shin e Smith (2001), tem como principal avanço não requerer a premissa de linearidade da relação de longo prazo. Esse modelo propicia a análise de assimetria de transmissão de preços ao decompor uma das variáveis explicativas, x_t , na seguinte forma:

$$x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^-$$

em que x_t^+ e x_t^- são processos de somas parciais de retornos positivos e negativos de x_t , respectivamente, definidos por:

$$x_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta x_j, 0)$$
$$x_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta x_j, 0)$$

Logo, pode-se representar o modelo NARDL da seguinte forma simplificada:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \pi_j^- \Delta x_{t-j}^-) + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde y e x são as variáveis do modelo; ρ e θ são os coeficientes de longo prazo; α e π são os coeficientes de curto prazo; p e q são as defasagens ótimas selecionadas por meio do critério de informação AIC.

De acordo com Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014), a partir do modelo NARDL (eq. 3) especificado é possível avaliar a cointegração entre as séries realizando dois testes, o teste t-BDM e a estatística F-PSS. O teste t-BDM de Banerjee, Dolado e Mestre (1998) testa a hipótese nula de não existência de relações de longo prazo entre as variáveis y_t , x_t^+ e x_t^- , isto é, $H_0: \rho = 0$ versus $H_A: \rho < 0$. A estatística F-PSS desenvolvida por Pesaran, Shin e Smith (2001), testa se os conjuntos de parâmetros são não nulos, em que $H_0: \rho = \theta^+ = \theta^- = 0$ versus $H_A: \rho \neq \theta^+ \neq \theta^- \neq 0$.

Somado a esses testes, analisou-se a presença de assimetria de curto prazo ($\sum_{j=0}^{q-1} \pi_j^+ \neq \sum_{j=0}^{q-1} \pi_j^-$) e longo prazo ($\hat{\beta}^+ = -\hat{\theta}^+/\rho \neq \hat{\beta}^- = -\hat{\theta}^-/\rho$) por meio do teste padrão de Wald.

3.2. Dados e análise descritiva



As séries de dados de preço dos estados de Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo utilizados foram os indicadores de preços do suíno vivo divulgados no site do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA, 2023). O período da amostra engloba dados de 03 de janeiro de 2011 a 29 de dezembro de 2022. A frequência dos dados utilizados foi semanal, perfazendo um total de 626 observações. As estatísticas descritivas estão apresentadas na Tabela 1.

Tabela 1. Estatística descritiva das séries dos indicadores de preços do suíno vivo (R\$/kg)

Estado	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
MG	7,43	1,22	4,94	12,10
PR	6,51	1,20	4,16	11,59
RS	6,25	1,10	4,31	10,87
SC	6,35	1,15	4,27	11,50
SP	7,21	1,31	4,44	12,24

Fonte: elaboração própria com dados do CEPEA (2023).

A figura 1 ilustra a evolução das séries de preços nos estados de Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo.

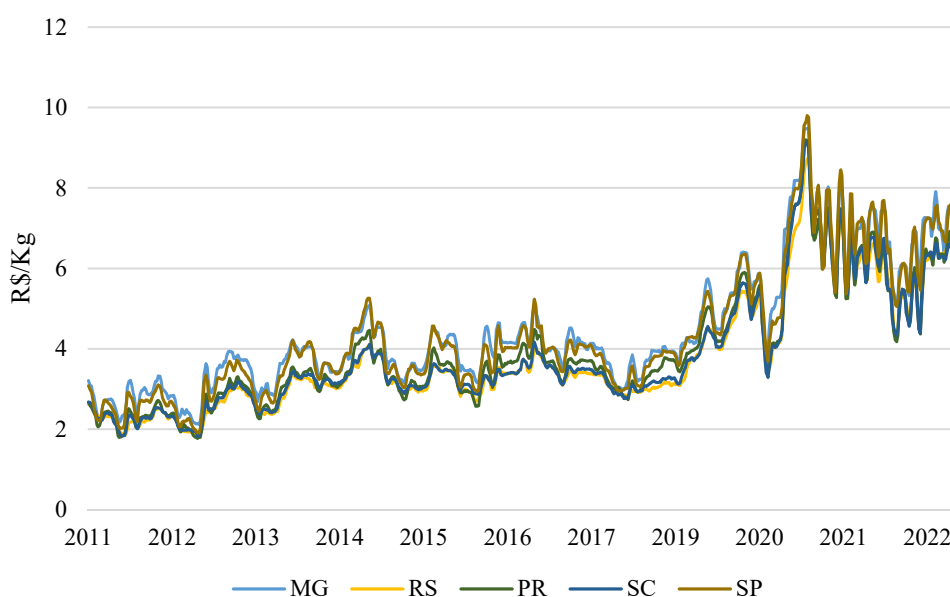


Figura 1. Séries dos indicadores de preço de suíno vivo em nível nos estados de Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo entre 03 de janeiro de 2011 a 29 de dezembro de 2022.

Fonte: elaboração própria com dados do CEPEA (2023).

Os modelos de séries temporais exigem que as séries das variáveis sejam estacionárias para evitar relações espúrias. Uma série é dita estacionária quando apresenta média e a variância constantes, e a covariância depende apenas do intervalo de tempo. Caso a série seja não estacionária, tem-se a presença de pelo menos uma raiz unitária.

Para avaliar a estacionariedade da série foi empregado o teste de raiz unitária DF-GLS proposto por Elliott, Rothenberg e Stock (1996). Esse teste tem como hipótese nula a presença de uma raiz unitária contra a série ser estacionária. De acordo com os resultados, tabela A –



anexo, todas as séries de preços apresentaram não ser estacionária em nível para todos os testes com/sem componentes determinísticas (constante e tendência). Como não são estacionárias em nível, realizou-se o mesmo teste nas séries em diferenças. Todos os testes indicaram a rejeição de raiz unitária. Logo, assume-se que as séries são integradas de ordem 1.

Quando as séries apresentam o mesmo número de integração é preciso realizar o teste de cointegração para observar se os pares de preços apresentam relações de longo-prazo. Para tanto foi aplicado o teste de cointegração de Johansen (1988) sem a inclusão de termos determinísticos na matriz de cointegração. Esse teste é realizado de forma sequencial, primeira testa se $H_0: r = 0$, as quais foram rejeitadas ao nível de significância de 1%. Subsequentemente testa se $H_0: r \leq 1$, as quais não foram rejeitadas. De acordo com esses resultados, todas as relações indicaram pelo menos 1 vetor de cointegração. Assim, o modelo para os pares de preços aplicados foi o Modelo Autoregressivo Vetorial com Correção de Erro (VEC).

Tabela 2. Teste de cointegração de Johansen

Estados	Hipótese		Estatística do teste	Valores críticos	
	Nula	Alternativa		5%	1%
MG-PR	$r=0$	$r>0$	40.71	17.95	23.52
	$r \leq 1$	$r > 1$	2.80	8.18	11.65
MG-RS	$r=0$	$r>0$	67.97	17.95	23.52
	$r \leq 1$	$r > 1$	1.26	8.18	11.65
MG-SC	$r=0$	$r>0$	55.40	17.95	23.52
	$r \leq 1$	$r > 1$	1.57	8.18	11.65
MG-SP	$r=0$	$r>0$	51.36	17.95	23.52
	$r \leq 1$	$r > 1$	3.16	8.18	11.65
PR-RS	$r=0$	$r>0$	59.36	17.95	23.52
	$r \leq 1$	$r > 1$	0.87	8.18	11.65
PR-SC	$r=0$	$r>0$	43.70	17.95	23.52
	$r \leq 1$	$r > 1$	1.14	8.18	11.65
PR-SP	$r=0$	$r>0$	54.59	17.95	23.52
	$r \leq 1$	$r > 1$	2.54	8.18	11.65
RS-SC	$r=0$	$r>0$	90.33	17.95	23.52
	$r \leq 1$	$r > 1$	1.15	8.18	11.65
RS-SP	$r=0$	$r>0$	80.14	17.95	23.52
	$r \leq 1$	$r > 1$	0.99	8.18	11.65
SC-SP	$r=0$	$r>0$	61.43	17.95	23.52
	$r \leq 1$	$r > 1$	1.22	8.18	11.65

Ademais, realizou-se também o teste de causalidade de Granger (1969) entre os pares de preços dos diferentes estados. Uma vez que na análise de transmissão de preços é preciso saber a direção da origem e propagação do choque. O teste de Granger é um teste que avalia a precedência temporal entre duas séries. Os resultados do teste indicam bicausalidade para todas as relações de preços analisadas.

Tabela 3. Teste de causalidade de Granger

Direção do efeito	Defasagem	Valor do Teste	P-valor	Conclusão ¹
MG → PR	9	6.452	0.000	Sim



PR → MG	9	11.608	0.000	Sim
MG → RS	9	6.443	0.000	Sim
RS → MG	9	5.532	0.000	Sim
MG → SC	9	8.538	0.000	Sim
SC → MG	9	14.143	0.000	Sim
MG → SP	9	13.113	0.000	Sim
SP → MG	9	26.547	0.000	Sim
PR → RS	9	8.575	0.000	Sim
RS → PR	9	5.089	0.000	Sim
PR → SC	9	5.860	0.000	Sim
SC → PR	9	7.969	0.000	Sim
PR → SP	12	3.385	0.000	Sim
SP → PR	12	14.519	0.000	Sim
RS → SC	9	3.315	0.001	Sim
SC → RS	9	15.074	0.000	Sim
RS → SP	27	4.113	0.000	Sim
SP → RS	27	7.276	0.000	Sim
SC → SP	9	4.853	0.000	Sim
SP → SC	9	14.278	0.000	Sim

Nota: ¹ rejeitando a hipótese nula de não causalidade.

4. Análise dos resultados

Resultados do modelo VEC

As séries de preços utilizadas no modelo VEC foram transformadas em logaritmos para que os parâmetros estimados sejam interpretados como elasticidade. As elasticidades de transmissão entre os pares de preços do suíno vivo nos estados constatarem na tabela 4 e o termos de erro do modelo VEC estimados na tabela 5.

Os resultados das elasticidades de transmissão, tabela 4, mostram que a transmissão de variações de um estado para outro ocorre de maneira diferentes. Considerando as variações de 10% no preço do suíno vivo em Minas Gerais está associada a variação de 10,9% no Paraná, 11,3% no Rio Grande do Sul, 11,1% em Santa Catarina e 10,6% em São Paulo. De acordo com esses resultados, as transmissões dos preços ocorrem mais que integralmente, e tem-se que essas são as maiores transmissões encontradas no estudo.

Também se verificou que as menores transmissões de preços ocorrem para o estado de Minas Gerais, em que variação de 10% no estado de Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo estão associadas a variações de 9,1%, 8,8%, 8,9% e 9,3%, respectivamente, para o estado de Minas Gerais.

Tais resultados podem ser explicados, ainda que em parte, pela existência da Bolsa de Suínos do Estado de Minas Gerais (BSEMG), associação sem fins lucrativos formados por suinocultores, que visa fortalecer a suinocultura mineira, e tem como uma das principais práticas, a sugestão de preços a serem realizados no estado, tornando-se referência para outras regiões.

A Bolsa de Suínos do Estado de Minas Gerais (BSEMG), foi criada há mais de 30 anos pela Associação dos Suinocultores do Estado de Minas Gerais (ASEMG), entidade de classe representativa dos suinocultores dos diversos polos suínos do Estado de Minas Gerais detentores de 70% de todo o plantel comercial mineiro.



De acordo com a BSEMG, a maior inovação da instituição é o compartilhamento de informações das granjas para a geração de análises, em especial, sobre a oferta de animais no mercado mineiro. Por intermédio de um processo automatizado, as granjas participantes enviam dados à BSEMG. Esses dados geram conteúdo que dão subsídios as decisões de preço a serem adotados na bolsa.

Semanalmente, suinocultores associados a ASEMG/BSEMG se reúnem com frigoríficos em um encontro virtual para discutir as condições de mercado e estabelecer o preço a ser praticado na semana. Após o encontro, os dados são publicados no site da própria instituição.

Tabela 4. Elasticidades de transmissão entre os pares de preços de suíno vivo nos estados

	MG	PR	RS	SC	SP
MG	1.000***	1.090**	1.130***	1.112***	1.067***
PR	0.917***	1.000***	1.039***	1.026***	0.976***
RS	0.885***	0.962***	1.000***	0.986***	0.948***
SC	0.899***	0.975***	1.014***	1.000***	0.958***
SP	0.937***	1.024***	1.055***	1.044***	1.000***

Nota: ***, ** e * denotam significância de 1%, 5% e 10% respectivamente.

Na tabela 5, encontram-se os termos de erro do modelo VEC. Esse valor mede a velocidade de ajustamento no curto prazo a choques na trajetória de preços entre os estados. Encontrou-se que 6,6% dos desvios na trajetória de transmissão de preço de longo prazo de Minas Gerais para Paraná são corrigidos a cada semana. Essa magnitude de velocidade de ajuste semelhante ao observado nas transmissões de preços de Paraná para Minas Gerais.

A maior magnitude de velocidade de ajuste foi verificada do estado de Santa Catarina para o estado de Rio Grande do Sul com 1,47% dos desvios na trajetória corrigidos a cada semana. Já a velocidade de correção de Rio Grande do Sul para Santa Catarina também ocorre de maneira rápida, com correção de 1,11% dos desvios na trajetória corrigido a cada semana.

Outras relações de preços entre estados que também tiveram velocidade de correção rápidas foram observadas dos estados de Minas Gerais, de Rio Grande do Sul, Santa Catarina e de Paraná para o estado de São Paulo com 1,25%, 1,12%, 1,10% e 1,09%, respectivamente, a cada semana. Isto é, São Paulo corrige mais rápido a sua trajetória quando recebe os desvios de outros estados, o que pode ser explicado pelo fato de São Paulo ter uma inter-relação com outros estados mais dinâmica. Esse movimento pode estar atrelado ao fato da região paulista possuir o maior aglomerado populacional e a maior concentração de renda do país, o que consequentemente resulta em maior demanda por produtos de origem suína. Além da oferta de suínos vivos do estado ser insuficiente para atender toda a demanda local de carne.

Quando os estados de Minas Gerais, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul apresentam oferta de carne suína acima de sua capacidade de absorção, a necessidade da indústria por novos lotes de animais para abate reduz, ocasionando a queda no preço do animal nessas regiões. Com efeito, o excedente de produtos suínos nos estados supracitados acaba sendo absorvido pelo estado de São Paulo, que por sua vez, também acaba assimilando a pressão de queda nos preços do animal.

O inverso também ocorre, quando a oferta de carne suína nos estados de Minas Gerais, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul está baixa, a necessidade da indústria de adquirir novos lotes de animais para abate aumenta, elevando a procura e os preços de suíno vivo nessas regiões, diminuindo, portanto, a transferência de produtos de origem suína para o estado de São Paulo, o que acaba fazendo com os preços do animal em São Paulo também aumente dado a menor oferta de produtos suínos advindos de outros estados.



Já a menor velocidade de ajuste foi observada do estado de Paraná para Santa Catarina, onde 0,14% dos desvios de trajetória são corrigidos a cada semana.

Tabela 5. Termos de erro do modelo VEC estimado para as séries de preço de suíno vivo

	MG	PR	RS	SC	SP
MG		0.067***	0.051***	0.052***	0.125***
PR	0.066***		0.038***	0.014***	0.109***
RS	0.101***	0.099***		0.111***	0.112***
SC	0.095***	0.104***	0.147***		0.110***
SP	0.107***	0.057***	0.053***	0.032***	

Nota: ***, ** e * denotam significância de 1%, 5% e 10% respectivamente.

Resultados do modelo NARDL

Os resultados do teste de assimetria de curto-prazo (tabela 6) mostram não rejeição da hipótese nula de simetria para a maioria das relações de preços, as exceções foram as transmissões de preços de Paraná para Rio Grande do Sul, de Santa Catarina para Paraná, e de Minas Gerais para São Paulo. No primeiro caso, o efeito positivo apresentou maior magnitude do que o efeito negativo, enquanto que nos dois últimos o efeito negativo apresentou maior magnitude do que o efeito negativo (tabela 7).

Tabela 1. Teste de assimetria de curto e longo prazo

Assimetria de curto prazo						Assimetria de longo prazo					
	MG	PR	RS	SC	SP		MG	PR	RS	SC	SP
MG		1.373	0.645	0.571	5.296**	MG		0.759	0.024	0.067	0.125
PR	0.569		3.047*	1.585	0.433	PR	4.504**		0.028	0.067	0.143
RS	0.425	0.822		0.299	0.518	RS	4.111**	1.995		0.007	3.124*
SC	1.054	4.664**	0.172		0.156	SC	4.473**	1.947	4.754**		2.751*
SP	2.607	0.125	0.048	0.007		SP	5.275**	1.963	1.008	0.683	

Nota: ***, ** e * denotam significância de 1%, 5% e 10% respectivamente.

De acordo com a tabela 7, no curto prazo, um aumento de 10% no preço do Paraná, aumenta o preço do Rio Grande do Sul em 6%, essa variação se diferencia estatisticamente (significância de 10%), quando ocorre uma redução de preços. Uma redução de 10% nos preços do Paraná reduz os preços em 5,11%, ou seja, magnitude menor, indicando assimetria positiva. Diferentemente, tem-se aumento no preço de 10% no preço de Santa Catarina impacta o preço de Paraná em 9,51%, enquanto uma redução em 10% impacta negativamente em 1,10% os preços do Paraná, isto é assimetria negativa. De forma semelhante ao último caso, tem-se aumento no preço de 10% no preço de Santa Catarina impacta o preço de Paraná em 9,51%, enquanto uma redução em 10% impacta negativamente em 1,10% os preços do Paraná.

Tabela 2. Efeito positivo e negativo de curto prazo

Efeito positivo de curto prazo						Efeito negativo de curto prazo					
	MG	PR	RS	SC	SP		MG	PR	RS	SC	SP
MG		0.562	0.443	0.472	0.567	MG		-0.649	-0.405	-0.517	-0.767
PR	1.005		0.600	0.741	1.058	PR	-0.942		-0.511	-0.679	-1.006
RS	0.949	0.878		1.009	1.594	RS	-0.855	-0.955		-0.979	-1.472
SC	1.031	0.951	0.692		1.086	SC	-0.916	-1.110	-0.670		-1.132



SP 1.316 0.981 0.394 0.519 SP -1.170 -1.002 -0.403 -0.516

Com relação ao teste de assimetria de longo-prazo, a maioria das relações estudadas, também, não rejeitou a hipótese nula de simetria, tabela 6. Às exceções foram para as transmissões de preços de Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e de São Paulo para Minas Gerais, de Santa Catarina para São Paulo e para Rio Grande de Sul, e do Rio Grande do Sul para São Paulo. De acordo com a tabela 8, aumentos de preços são transmitidos com maior intensidade do que as reduções de preços.

Uma das explicações possíveis de todas as transmissões de preços para o estado de Minas Gerais serem assimétricas positivas, deve-se a maior sinergia entre produtores de suíno do estado de Minas Gerais no momento de estabelecer um preço de venda para o animal. Isto é, em períodos de baixa de preços, os produtores travam um valor mínimo juntos, por meio da Bolsa de negociações, que impede uma maior variação negativa.

Tabela 3. Efeito positivo e negativo de longo prazo

Efeito positivo de longo prazo						Efeito negativo de longo prazo					
	MG	PR	RS	SC	SP		MG	PR	RS	SC	SP
MG		1.054	1.112	1.097	1.059	MG		-1.049	-1.111	-1.095	-1.058
PR	0.809		1.015	0.999	0.956	PR	-0.794		-1.015	-0.998	-0.954
RS	0.789	0.925		0.982	0.829	RS	-0.768	-0.915		-0.982	-0.809
SC	0.793	0.945	0.989		0.884	SC	-0.774	-0.936	-0.983		-0.870
SP	0.856	0.971	1.015	1.005		SP	-0.847	-0.965	-1.010	-1.001	

Os resultados dos testes de t-BDM rejeitaram a hipótese nula de não relação de longo-prazo entre as variáveis de todos os modelos à nível de significância de 5% (Tabela 5 - anexo). Assim, como no teste F-PSS, em que rejeitaram a hipótese nula do conjunto de parâmetros para todos os modelos (Tabela 5 - anexo). Diante desses resultados, tem-se que as variáveis dos modelos NARDL são cointegradas.

Semelhante ao modelo VEC, no longo prazo, o modelo NARDL indicou que as respostas de Minas Gerais a variações de preços de outros estados são as menores. Por sua vez, os choques provenientes de Minas Gerais afetam mais, maior magnitude, todos os estados considerados para os dois tipos de modelo.

Com relação a velocidade de ajuste, esses podem ser verificados através das figuras 2 a 21 – em anexo. Os choques de um estado para outro ocorrem, em sua maioria, de maneira rápida. Os estados que demoraram em até 5 semanas para que os preços se estabilizassem foram as transmissões de preços de Minas Gerais para os estados do Paraná, do Rio Grande do Sul e de São Paulo, as transmissões de preços do Paraná para os estados do Rio Grande do Sul, e de Santa Catarina, e a transmissões de preços de São Paulo para os estados do Rio Grande do Sul e de Santa Catarina. Essa menor velocidade de transmissão de choques vindos de Minas Gerais, Paraná e São Paulo podem estar relacionadas pela menor produção de suínos, quando comparado aos estados do Rio Grande do Sul e de Santa Catarina.

5. Considerações finais

O objetivo do estudo foi analisar a transmissão de preços de suínos vivos entre os estados de São Paulo, Minas Gerais, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul por meio dos



modelos VEC e o modelo NARDL. Os resultados mostraram que os estados se apresentam bem integrados.

Mais especificamente, encontraram-se fortes evidências de que o preço pago ao produtor independente em Minas Gerais lidera a transmissão de preços para os demais estados brasileiros analisados. Uma vez que ao comparar as elasticidades de transmissão de preços verificou-se que Minas Gerais transmite com maior intensidade as variações de preços para outros estados, ademais, Minas Gerais recebe menor variação de outros estados. Este movimento pode estar atrelado ao fato da existência da Bolsa de Suínos do Estado de Minas Gerais (BSEMG).

A adoção de uma plataforma de coleta e compartilhamento de dados e de análises pode ter aumentado confiança e credibilidade da BSEMG ao longo dos últimos anos, contribuindo para tornar a instituição referência de preços para outros estados.

Vale destacar que a existência de indicadores de preços é uma ferramenta importante que permite o fornecimento de dados que ajudam a entender o comportamento de preços de determinado produto, avaliar o desempenho, identificar tendências e contribuir para a tomada de decisões.

6. Referências Bibliográficas

AGUIAR, D. R. Transmissão de preços mensais entre os mercados externo e interno: uma adaptação do modelo de Mundlak-Larson. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 33, n. 4, p. 43-50, 2020.

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

ARÊDES, A. F.; GOMES, M. F. M.; SANTOS, M. L. Uma análise da transmissão de preços da carne suína em mercados selecionados no Brasil no período de 2000 a 2009. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, v. 14, n. 1, p. 142-154, 2012.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE PROTEÍNA ANIMAL – ABPA. Disponível em: <<https://abpa-br.org/wp-content/uploads/2023/01/abpa-relatorio-anual-2022.pdf>>. Acessado em 26 de janeiro de 2023.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DOS CRIADORES DE SUÍNOS – ABCS. Disponível em: <<https://abcs.org.br/noticia/mapeamento-da-suinocultura-brasileira-ja-esta-disponivel-no-site-da-abcs/>>. Acessado em: 24 de janeiro de 2023.

BANERJEE, A.; DOLADO, J.; MESTRE, R.. Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework. **Journal of time series analysis**, v. 19, n. 3, p. 267-283, 1998.

BOLSA DE SUÍNOS DO ESTADO DE MINAS GERAIS – BSEMG. Disponível em: <<https://www.asemg.com.br/bsemg>>. Acessado em 7 de fevereiro de 2023.

BRONNMANN, J.; BITTMANN, T. Asymmetric adjustment of retail cod and herring prices in Germany: A NARDL approach. **Marine Policy**, v. 106, p. 103513, 2019.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA – CEPEA. **Suínos**. Disponível em: <<https://www.cepea.esalq.usp.br/br/indicador/suino.aspx>>. Acessado em 1 de fevereiro de 2023.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, Oxford, v. 49, p. 1057-1072, 1981.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. **Econometrica**, Oxford, v.64, n.4, p. 813-836, 1996.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 4. Ed. New Jersey: John Wiley, 2015, 480 p.



- EROL, E.; SAGHAIAN, S. H. The COVID-19 Pandemic and Dynamics of Price Adjustment in the US Beef Sector. **Sustainability**, v. 14, n. 8, p. 4391, 2022.
- FOUSEKIS, P.; KATRAKILIDIS, C.; TRACHANAS, E. Vertical price transmission in the US beef sector: Evidence from the nonlinear ARDL model. **Economic Modelling**, v. 52, p. 499-506, 2016.
- FOUSEKIS, P.; TZAFERI, D. Tail price risk spillovers along the US beef and pork supply chains. **Australian Journal of Agricultural and Resource Economics**, v. 66, n. 2, p. 383-399, 2022.
- FREY, G.; MANERA, M. Econometric models of asymmetric price transmission. **Journal of Economic surveys**, v. 21, n. 2, p. 349-415, 2007.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, v.37, n.3, p. 424-438, 1969.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/home/abate/brasil>. Acessado em 15 de fevereiro de 2023.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of economic dynamics and control**, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.
- JOJO, J. et al. Price transmission in the broiler chicken sector in Indonesia: an asymmetric NARDL approach. **J. of the Austrian Society of Agricultural Economics**, v. 17, n. 2, 2021.
- KARANTININIS, K.; KATRAKYLLIDIS, K.; PERSSON, M. **Price transmission in the Swedish pork chain: Asymmetric non linear ARDL**. 2011.
- MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of applied econometrics**, v. 11, n. 6, p. 601-618, 1996.
- MARTINS, A. P. Transmissão de preços na cadeia produtiva de suínos. Dissertação (Magister Scientiae). Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2010.
- MASON-D'CROZ, D. et al. Modelling the global economic consequences of a major African swine fever outbreak in China. **Nature Food**, v. 1, n. 4, p. 221-228, 2020.
- MELZ, L. J. et al. Transmissão de preços dos insumos para a carne suína: análise com regime switching de markov/Price transmission of inputs for pork meat: analysis with markov regime switching. **Brazilian Journal of Development**, v. 5, n. 9, p. 16968-16989, 2019.
- MEYER, J.; VON CRAMON-TAUBADEL, S. Asymmetric price transmission: a survey. **Journal of agricultural economics**, v. 55, n. 3, p. 581-611, 2004.
- OTUKI, T. F.; WEYDMANN, C. L.; SEABRA, F. Febre aftosa e volatilidade dos preços do produtor de carne suína. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 7, n. 2, 2009.
- PANAGIOTOU, D. Asymmetric price responses of the US pork retail prices to farm and wholesale price shocks: A nonlinear ARDL approach. **The Journal of Economic Asymmetries**, v. 23, p. e00185, 2021.
- PATIAS, J. et al. Uma cadeia produtiva mais integrada? A utilização do hedge dinâmico na oscilação dos preços diários da cadeia produtiva da carne suína. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 57, p. 519-529, 2019.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. **Journal of applied econometrics**, v. 16, n. 3, p. 289-326, 2001.
- REZITIS, A. N. Investigating price transmission in the Finnish dairy sector: an asymmetric NARDL approach. **Empirical Economics**, v. 57, p. 861-900, 2019.
- ROSADO, P. L.; GOMES, M. F. M.; FIGUEIREDO, A. M. Comportamento dos preços no mercados brasileiros de suínos, milho e soja. In: CONGRESSO DA SOBER, 44., 2006, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza, 2006.
- ROSADO, P. L.; MACIEL, M. F.; LIMA, J. E. Análise da estrutura espacial do mercado brasileiro de suínos. In: CONGRESSO DA SOBER, 46., 2008, Rio Branco. **Anais...** Rio Branco, 2008.



SECRETARIA DE COMÉRCIO EXTERIOR – SECEX. Disponível em:<
<http://comexstat.mdic.gov.br/pt/geral>>. Acessado em 26 de janeiro de 2023.

SHIN, Y.; YU, B.; GREENWOOD-NIMMO, M. Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. **Festschrift in honor of Peter Schmidt**. Springer, v.4, n.0, p. 281-314, 2014.

SIMS, C. Are forecasting models usable for policy analysis? **Quarterly Review**, Saint Paul, v.10, n.1, p.2-16, 1986.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE – USDA. Disponível em:<
<https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/advQuery>>. Acessado em 25 de janeiro de 2023.

VON CRAMON-TAUBADEL, S.; GOODWIN, B. K. Price transmission in agricultural markets. **Annual Review of Resource Economics**, v. 13, p. 65-84, 2021.

WEYDMANN, C. L.; SEABRA, F.. Transmissão de preços na cadeia de carne suína: uma aplicação para os preços de São Paulo. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 4, n. 3, 2006.

Anexo

Tabela 4. Teste de raiz unitária

Série	Componente determinista	Nº de defasagens ¹	Estatística do teste	Valores críticos ²		Resultados da significância H ₀
				5%	1%	
MG	Tendência	5	-2.774	-2.89	-3.48	Não rejeita I(1)***
	Constante	5	-0.443	-1.94	-2.57	Não rejeita I(1)***
	Nenhum	8	0.609	-1.95	-2.58	Não rejeita I(1)***
ΔMG	Tendência	16	-3.620	-2.89	-3.48	Rejeita I(1)***
	Constante	0	-10.930	-1.94	-2.57	Rejeita I(1)***
	Nenhum	18	-7.245	-1.95	-2.58	Rejeita I(1)***
PR	Tendência	10	-3.248	-2.89	-3.48	Não rejeita I(1)**
	Constante	5	-0.375	-1.94	-2.57	Não rejeita I(1)***
	Nenhum	10	0.527	-1.95	-2.58	Não rejeita I(1)***
ΔPR	Tendência	15	-4.223	-2.89	-3.48	Rejeita I(1)***
	Constante	0	-10.510	-1.94	-2.57	Rejeita I(1)***
	Nenhum	18	-7.235	-1.95	-2.58	Rejeita I(1)***
RS	Tendência	18	-2.544	-2.89	-3.48	Não rejeita I(1)**
	Constante	18	-0.111	-1.94	-2.57	Não rejeita I(1)***
	Nenhum	14	0.481	-1.95	-2.58	Não rejeita I(1)***
ΔRS	Tendência	12	-5.399	-2.89	-3.48	Rejeita I(1)***
	Constante	0	-12.248	-1.94	-2.57	Rejeita I(1)***
	Nenhum	19	-7.128	-1.95	-2.58	Rejeita I(1)***
SC	Tendência	18	-2.630	-2.89	-3.48	Não rejeita I(1)**
	Constante	5	-0.033	-1.94	-2.57	Não rejeita I(1)***
	Nenhum	12	0.448	-1.95	-2.58	Não rejeita I(1)***
ΔSC	Tendência	0	-12.322	-2.89	-3.48	Rejeita I(1)***
	Constante	0	-12.311	-1.94	-2.57	Rejeita I(1)***
	Nenhum	25	-7.491	-1.95	-2.58	Rejeita I(1)***



SP	Tendência	11	-3.199	-2.89	-3.48	Não rejeita I(1)**
	Constante	10	-0.524	-1.94	-2.57	Não rejeita I(1)***
	Nenhum	12	0.413	-1.95	-2.58	Não rejeita I(1)***
ΔSP	Tendência	15	-3.818	-2.89	-3.48	Rejeita I(1)***
	Constante	0	-9.950	-1.94	-2.57	Rejeita I(1)***
	Nenhum	18	-6.956	-1.95	-2.58	Rejeita I(1)***

Notas: ***, ** e * denotam significância de 1%, 5% e 10% respectivamente; na ausência de termos deterministas, o teste DF-GLS é o equivalente ao teste ADF (DICKEY; FULLER, 1981); ¹ número de defasagens definida pelo critério MAIC; ² valores críticos obtidos em Mackinnon (1996).

Tabela 5. Teste de cointegração dos modelos NARDL

Modelo	F-PSS	t-BDM
MG = f (PR)	12.790	-5.891
PR = f (MG)	17.406	-7.188
MG = f (RS)	12.918	-5.892
RS = f (MG)	20.179	-7.548
MG = f (SC)	13.586	-6.121
SC = f (MG)	16.111	-6.825
MG = f (SP)	12.706	-6.003
SP = f (MG)	26.921	-8.977
PR = f (RS)	20.360	-7.533
RS = f (PR)	15.131	-6.643
PR = f (SC)	15.929	-6.824
SC = f (PR)	11.326	-5.780
PR = f (SP)	8.627	-5.078
SP = f (PR)	11.311	-5.797
RS = f (SC)	36.046	-10.299
SC = f (RS)	21.741	-7.998
RS = f (SP)	24.436	-8.299
SP = f (RS)	10.007	-4.890
SC = f (SP)	17.675	-7.130
SP = f (SC)	10.607	-5.464

Notas: valores críticos da estatística F-PSS a nível de 5% de significância são de 4,85 e 5,73 para k=1 e k=2, respectivamente; e os valores críticos do teste t-DBM a 5% de significância são de -3,53 e -3,22 para k=2 e para k=1, nessa ordem; em que k representa o número de variáveis utilizados no modelo (PESARIN, SHIN e SMITH, 2010).



61º Congresso da
SOBER
Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural

**AGROPECUÁRIA
DO FUTURO**
Tecnologia, Sustentabilidade e
a Segurança Alimentar

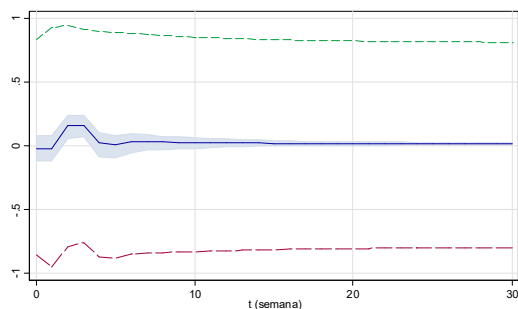


Figura 2. Choque sobre o modelo preço de suíno vivo em Minas Gerais decorrente da variação de 1% no preço de suíno vivo em Paraná

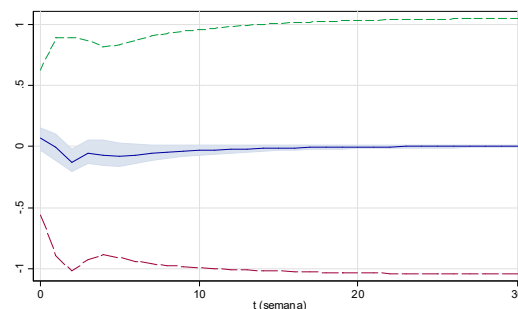


Figura 3. Choque sobre o modelo preço de suíno vivo em Paraná decorrente da variação de 1% no preço de suíno vivo em Minas Gerais

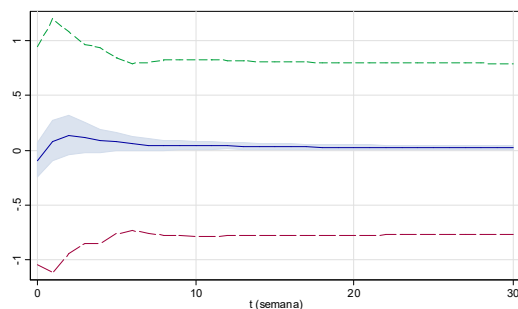


Figura 4. Choque sobre o modelo preço de suíno vivo em Minas Gerais decorrente da variação de 1% no preço de suíno vivo em Rio Grande do Sul

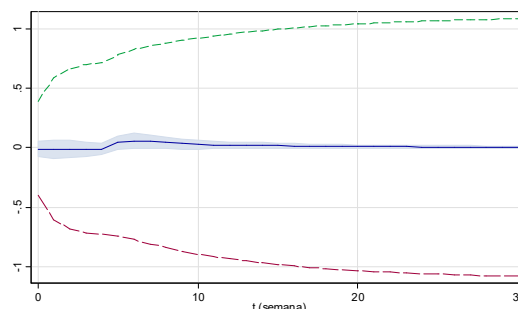


Figura 5. Choque sobre o modelo preço de suíno vivo em Rio Grande do Sul decorrente da variação de 1% no preço de suíno vivo em Minas Gerais

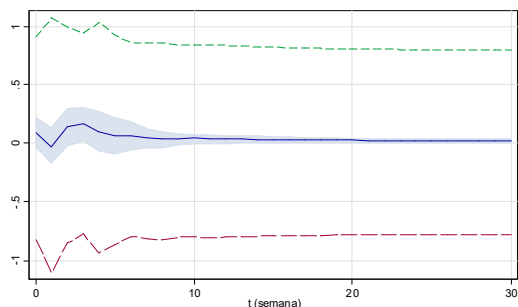


Figura 6. Choque sobre o modelo preço de suíno vivo em Minas Gerais decorrente da variação de 1% no preço de suíno vivo em Santa Catarina

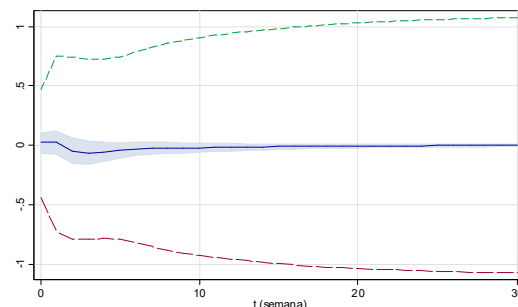


Figura 7. Choque sobre o modelo preço de suíno vivo em Santa Catarina decorrente da variação de 1% no preço de suíno vivo em Minas Gerais

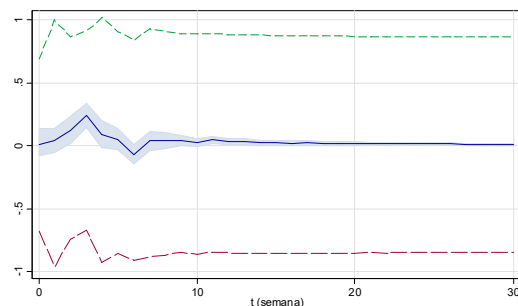


Figura 8. Choque sobre o modelo preço de suíno vivo em Minas Gerais decorrente da variação de 1% no preço de suíno vivo em São Paulo

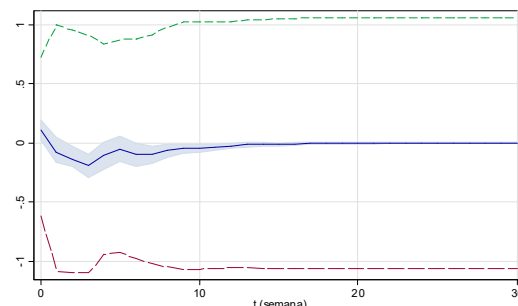


Figura 9. Choque sobre o modelo preço de suíno vivo em São Paulo decorrente da variação de 1% no preço de suíno vivo em Minas Gerais

--- Choque positivo
— Assimetria

--- Choque negativo
Intervalo de confiança para assimetria

Nota: intervalo de confiança de 90% de *bootstrap* baseado em 100 repetições.

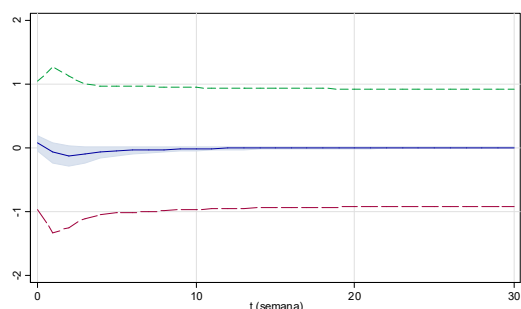


Figura 10. Choque sobre o modelo preço de suíno vivo em Paraná decorrente da variação de 1% no preço de suíno vivo em Rio Grande do Sul

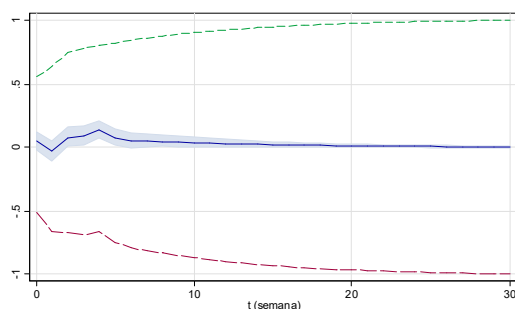


Figura 11. Choque sobre o modelo preço de suíno vivo em Rio Grande do Sul decorrente da variação de 1% no preço de suíno vivo em Paraná

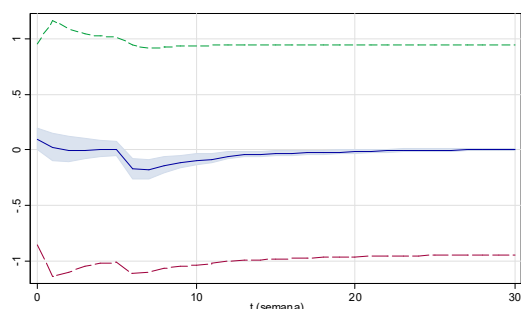


Figura 12. Choque sobre o modelo preço de suíno vivo em Paraná decorrente da variação de 1% no preço de suíno vivo em Santa Catarina

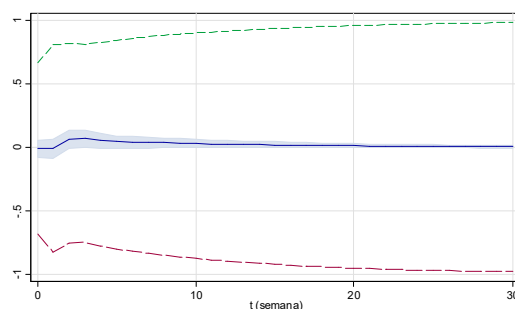


Figura 13. Choque sobre o modelo preço de suíno vivo em Santa Catarina decorrente da variação de 1% no preço de suíno vivo em Paraná

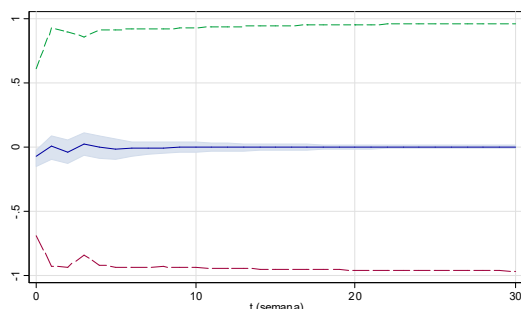


Figura 14. Choque sobre o modelo preço de suíno vivo em Paraná decorrente da variação de 1% no preço de suíno vivo em São Paulo

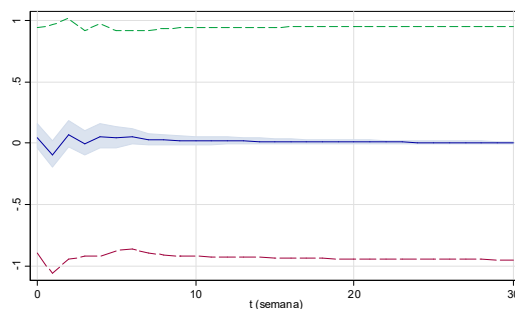


Figura 15. Choque sobre o modelo preço de suíno vivo em São Paulo decorrente da variação de 1% no preço de suíno vivo em Paraná

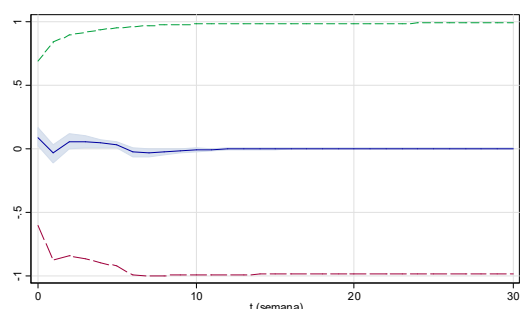


Figura 16. Choque sobre o modelo preço de suíno vivo em Rio Grande do Sul decorrente da variação de 1% no preço de suíno vivo em Santa Catarina

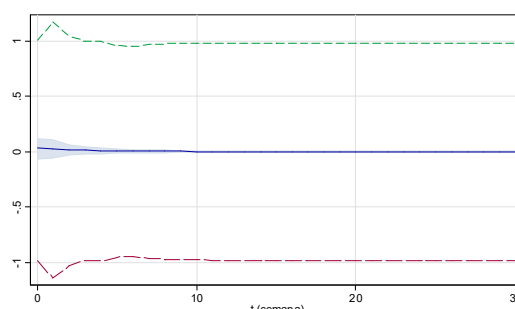


Figura 17. Choque sobre o modelo preço de suíno vivo em Santa Catarina decorrente da variação de 1% no preço de suíno vivo em Rio Grande do Sul

--- Choque positivo
--- Choque negativo

--- Assimetria
Intervalo de confiança para assimetria

Nota: intervalo de confiança de 90% de *bootstrap* baseado em 100 repetições.

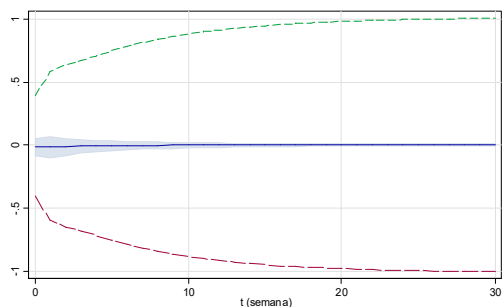


Figura 18. Choque sobre o modelo preço de suíno vivo em Rio Grande do Sul decorrente da variação de 1% no preço de suíno vivo em São Paulo

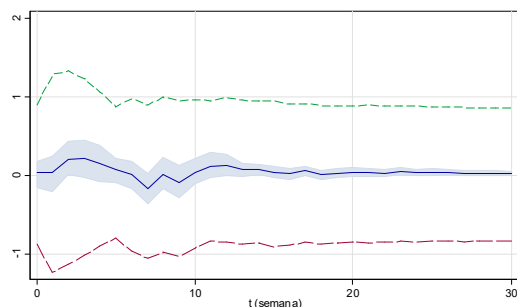


Figura 19. Choque sobre o modelo preço de suíno vivo em São Paulo decorrente da variação de 1% no preço de suíno vivo em Rio Grande do Sul

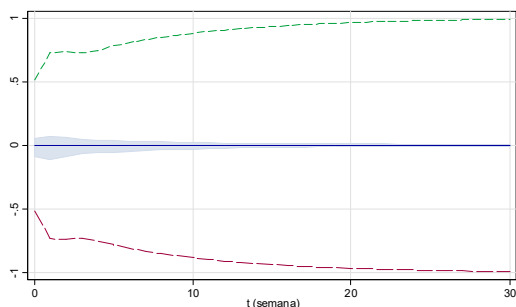


Figura 20. Choque sobre o modelo preço de suíno vivo em Santa Catarina decorrente da variação de 1% no preço de suíno vivo em São Paulo

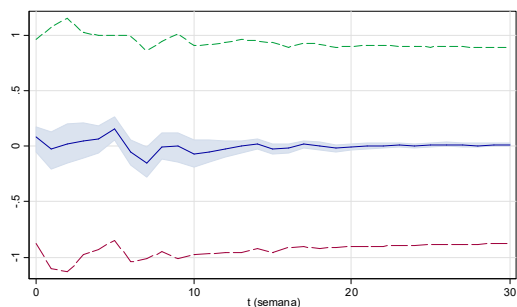


Figura 21. Choque sobre o modelo preço de suíno vivo em São Paulo decorrente da variação de 1% no preço de suíno vivo em Santa Catarina

--- Choque positivo
— Assimetria

--- Choque negativo
Intervalo de confiança para assimetria

Nota: intervalo de confiança de 90% de *bootstrap* baseado em 100 repetições.