

UMA ANÁLISE DA TRANSMISSÃO DE PREÇOS DA CARNE SUÍNA EM MERCADOS SELECIONADOS NO BRASIL NO PERÍODO DE 2000 A 2009

Analyzing the transmission of the swine-meat prices in markets selected in Brazil over the period from 2000 to 2009

RESUMO

Objetivou-se, no presente artigo, analisar as relações de transmissão de preços da carne suína entre os mercados de Santa Catarina, Minas Gerais e São Paulo, bem como avaliar o relacionamento dos preços dessas regiões com o preço da carne suína no mercado internacional. Para isso, foram utilizadas as séries de preços da carne ao atacado e utilizado o modelo de séries temporais Vector Autoregression (VAR). Constatou-se que os preços catarinenses tiveram maior impacto sobre a dinâmica das séries de preços mineira e paulista, tendo o preço catarinense e no mercado internacional apresentado maior exogeneidade. Verificou-se também que os choques de preços, embora desestabilizem o mercado, seus efeitos tendem a se dissipar em torno de um a dois anos, sugerindo que a incidência de inovações requer certo período de tempo para que o mercado e os preços se ajustem.

Alan Figueiredo de Arêdes
Professor Adjunto do Departamento de Ciências Econômicas
Universidade Federal Fluminense
aredess@yahoo.com.br

Maurinho Luiz dos Santos
Professor Associado do Departamento de Economia Rural
Universidade Federal de Viçosa
mlsantos@ufv.br

Marília Fernandes Maciel Gomes
Professora Associada do Departamento de Economia Rural
Universidade Federal de Viçosa
mfmgomes@ufv.br

Colaborador:
João Eustáquio de Lima
Professor Titular do Departamento de Economia Rural
Universidade Federal de Viçosa
jelima@ufv.br

Recebido em: 08/03/10. Aprovado em: 20/09/11
Avaliado pelo sistema blind review
Avaliador científico: Cristina Lelis Leal Calegario

ABSTRACT

This article was carried out in order to analyze price transmission relations of the swine meat among the markets in Santa Catarina, Minas Gerais and São Paulo states, as well as to evaluate the relation of prices prevailing in those areas with the price of the swine meat in the international market. So, the series of the meat wholesale prices and the temporal series model 'Vector Autoregression (VAR)' were used. According to the results, the following conclusions were drawn: Santa Catarina prices had a higher impact upon the dynamics of the price series in Minas Gerais and São Paulo, whereas the price in either Santa Catarina and international market presented larger exogeneity; and although the impact of the prices to destabilize the market, their effects tend to dissipate within a period from one to two years, thus suggesting the incidence of innovations to require a period of time for the market and prices to be adjusted.

Palavras-chave: Preço, suíno, mercado.

Keywords: Price, swine, market.

1 INTRODUÇÃO

A cadeia da carne suína tem sofrido bruscas mudanças ao longo dos anos, aprimorando-se e tornando-se mais competitiva. A utilização de material genético, nutricional, medicamento, manejo e equipamentos de última geração tem sido cada vez mais frequente, contribuindo,

sobremaneira, para a permanência dos integrantes da cadeia nesse setor.

A suinocultura que, até pouco tempo operava basicamente como meio de subsistência familiar e comercialização dos excedentes, tem, assim, abandonado os sistemas produtivos extensivos e de baixa tecnologia e usufruído de novas tecnologias. Como o setor é

acostumado a conviver com margens pequenas e oscilantes, elevar ao máximo a produtividade do rebanho utilizando novas tecnologias e operar com custos mínimos tem sido a estratégia adotada pelos suinocultores.

Embora o setor tenha alcançado elevado nível tecnológico e se tornado competitivo internacionalmente, a cadeia suinícola nacional ainda não superou seus principais entraves ao desenvolvimento: instabilidade e vulnerabilidade a choques de preços, o que classifica o mercado da carne suína como um dos mais incertos e oscilantes.

Assim, conhecer a formação dos preços da carne suína e seu mecanismo de transmissão entre mercados é de fundamental importância para a tomada de decisão dos agentes integrantes desse setor e para promoção de políticas públicas, visto que o nível de preço da carne e sua oscilação exercem grande influência na variabilidade da renda dos participantes da cadeia e do consumidor.

As crises do setor são decorrentes de diversos fatores, como da baixa inelasticidade da oferta da carne suína, em relação ao seu preço no curto prazo (SANTOS FILHO, 2008). Pelo fato de depender das condições do próprio mercado e de fatores climáticos e biológicos (TALAMINI, 1992), alterações de preços da carne suína e dos insumos também podem promover a instabilidade da cadeia.

Segundo Santos (2001), a atividade suinícola é caracterizada por ciclos, que lhe aumentam a instabilidade, uma vez que, quando os preços da carne estão atrativos, encorajam a entrada de novos produtores, elevando a produção, e, nos momentos de preços baixos, há tendência de redução do número de matrizes. Conforme Giroto, Lima e Bellaver (2008), as crises na suinocultura têm duração de aproximadamente dois anos.

Assim, por exemplo, a queda do preço da carne e a elevação dos preços dos insumos podem elevar o aumento dos abates, incluindo matrizes, aumentando a oferta e, conseqüentemente, ocasionando redução no preço pago pelo suíno. Com a queda do rebanho e das matrizes, a oferta do produto começa a tornar-se escassa no mercado, elevando o preço da carne e o alojamento de matrizes nas granjas, o que refletirá em aumento futuro da oferta da carne, resultando na diminuição do seu preço, que levará meses para ajustar-se à condição de equilíbrio.

Objetivou-se, neste artigo, analisar a transmissão de preços da carne suína nos mercados regionais de Santa Catarina, Minas Gerais e São Paulo, bem como a interdependência dos preços dessa carne entre essas localidades com o seu preço no mercado internacional.

Esses Estados caracterizam-se pela elevada produção, comercialização, exportação, consumo, desenvolvimento de tecnologia e grau de concentração das empresas abatedoras e processadoras da carne. Além de serem regiões com importante participação no mercado da carne suína nacional representam também distintos sistemas produtivos: integrado e independente.

No Brasil, predominam os sistemas produtivos sob essas duas formas (ROCHA, 2006). De acordo com os dados da Associação Brasileira da Indústria Produtora e Exportadora de Carne Suína - ABIPECS (2008), a produção nacional de carne suína pelo sistema integrado concentra-se nos estados de Santa Catarina, Paraná e Rio Grande do Sul, que, juntos, responderam por 56% do total produzido. Já a produção independente concentra-se especialmente em Minas Gerais e São Paulo, e respondem por 17% da produção nacional.

Assim, será avaliada a eficiência de operação do mercado regional considerando dois diferentes sistemas produtivos da carne suína e determinando o mercado central formador de preços e de sua variação, sendo analisados os efeitos de choques de preços, em cada região sobre as demais localidades, gerando informações para políticas agrícolas de intervenção no setor e de ações estratégicas empresariais, uma vez que a análise de preços é dos principais instrumentos de planejamento da produção agrícola.

Obter informações sobre o relacionamento dos preços entre regiões, que fazem parte da análise de integração de mercado, permite que sejam implementadas políticas mais eficientes. Conforme Santana (1998 citado por ROSADO, 2006), o conhecimento do grau de integração do mercado auxilia na elaboração de políticas agrícolas e pode reduzir os gastos orçamentários devido à duplicidade de intervenções, sendo ainda importante para uniformidade da tributação e dinamização do fluxo de comércio.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.2 Transmissão dos preços entre regiões

A questão da transmissão dos preços de uma *commodity* entre regiões está relacionada à análise espacial de preços, que, segundo Fackler e Goodwin (2000), estuda as relações de preços entre diferentes mercados, avaliando sua integração e desempenho. A seguir são apresentadas as principais teorias relacionadas à análise espacial de preços: arbitragem espacial, lei do preço único e integração de mercado.

O conceito de integração de mercado está relacionado ao grau de relacionamento dos preços de um

determinado produto, ao longo do tempo, entre regiões. Assim, Faminow e Benson (1990) definem integração de mercado como um processo em que ocorre a interdependência dos preços. Para Goodwin e Piggot (2001), a integração reflete a extensão da transmissão dos choques entre mercados e, conforme Fackler e Goodwin (2000), é uma medida do grau em que choques de demanda e oferta são transmitidos de uma localidade para outra.

Assim, considere duas regiões (A e B) e um choque que leve a um excesso de demanda do produto apenas na região A. Então, a razão de transmissão de preços associada ao choque é:

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

em que R_{AB} é a razão de transmissão associada ao choque do produto na região A; $\frac{\partial p_A}{\partial \varepsilon_A}$, a variação infinitesimal do choque em A que leva à variação do preço do produto nessa região; e $\frac{\partial p_B}{\partial \varepsilon_A}$, a variação infinitesimal do choque em A que promove a variação do preço do produto na região B (FACKLER; GOODWIN, 2000).

A razão de transmissão associada ao choque do produto mede o grau de integração dos mercados. Assim, quando $R_{AB} = 1$, a integração é perfeita e variações nos preços do produto homogêneo são transmitidas de forma completa entre as regiões. Além disso, quando $R_{AB} \neq R_{BA}$, a razão de transmissão não é simétrica e a região A pode estar mais integrada com B do que B com A (ROSADO, 2006).

Já por arbitragem espacial entende-se a compra de um produto em uma dada localidade em que seu preço esteja mais barato e a venda em um local em que ele esteja mais caro. Em um processo de arbitragem, os agentes garantem que os preços dos bens homogêneos em duas localidades diferiram, no máximo, pelo custo de transferência do bem da região que estiver com menor preço para a de maior preço, ou seja:

$$P_y - P_x \leq r_{yx} \quad (2)$$

em que P_y é o preço do produto na localidade y ; P_x , o preço do produto na localidade x ; e r_{yx} , o custo de transação do produto do local y para x .

A relação apresentada na equação ocorrerá se houver regularidade no comércio direto entre as localidades, sendo essa uma condição de arbitragem espacial e um conceito de equilíbrio. Além disso, os preços podem divergir, porém o processo de arbitragem em um

mercado de bom funcionamento tenderá a igualar os preços aos custos de transação e, embora possam ocorrer alguns desvios, eles são de natureza transitória (FACKLER; GOODWIN, 2000; NOGUEIRA, 2005; PEREIRA, 2005; ROSADO, 2006).

A validação da Lei do Preço Único (LPU) está diretamente relacionada ao processo de arbitragem espacial, que tende a igualar os preços internos e externos no longo prazo. As variações nos preços internacionais são transmitidas aos preços domésticos no longo prazo com elasticidade de transmissão igual a 1 (BARBOSA; MARGARIDO; NOGUEIRA JÚNIOR, 2002).

De acordo com a LPU, desde que haja ausência de barreiras comerciais, o preço de um bem homogêneo não poderá exceder o custo de transação em duas regiões, sendo esse processo garantido pela arbitragem. Segundo a LPU, abstraindo-se os custos de transação, o preço de um bem comum em mercados ligados pelo comércio e pela arbitragem será único (FACKLER; GOODWIN, 2000).

3 MODELO ANALÍTICO

3.1 Modelo Autorregressivo Vetorial

Análises que incluem mais de uma série temporal podem ser realizadas, utilizando-se o modelo Autorregressivo Vetorial (VAR). A principal vantagem no uso do VAR é que se trata de um modelo multivariado dinâmico que permite analisar a relação entre as variáveis ao longo do tempo, levando-se em consideração a interdependência entre elas.

O modelo VAR, proposto por Sims (1980), é constituído de séries temporais em que as variáveis dependentes estão em função de suas próprias defasagens e de outras variáveis. O modelo VAR(p) pode ser estimado método de Mínimo Quadrado Ordinário (MQO), sendo representado por:

$$y_t = \psi + \theta_1 y_{t-1} + \dots + \theta_p y_{t-p} + \omega d_t + u_t \quad (3)$$

em que y_t é um vetor de $k \times 1$ variáveis endógenas estacionárias; y_{t-p} , um vetor de $k \times 1$ variáveis defasadas estacionárias; $p_i = 1, 2, \dots, p$, a defasagem; ψ , um vetor de $k \times 1$ de intercepto; $\theta_i, i = 1, 2, \dots, p$, matrizes $k \times k$ dos coeficientes; u , um vetor de $k \times 1$ de erros; e d_t , um vetor de variáveis exógenas.

As análises utilizando o modelo são geralmente feitas a partir da matriz de relações contemporâneas, função impulso-resposta e a decomposição da variância do erro de previsão, fornecidos pelo modelo. O primeiro indicador

fornece as elasticidades contemporâneas de transmissão de preços. O segundo mede a intensidade e o tempo da resposta das variáveis do sistema a choques aplicados aos resíduos das séries. O terceiro informa o quanto da variância do erro de previsão de uma série é explicada pela própria série e por outras séries, indicando a influência de cada série sobre as demais.

As elasticidades contemporâneas são obtidas incorporando-se restrições na matriz de relações contemporâneas do modelo representado na equação, podendo ser utilizada para isso a decomposição recursiva de Cholesky.

$$By_t = \alpha + \theta_1 y_{t-1} + \dots + \theta_p y_{t-p} + \varphi d_t + e_t \quad (4)$$

em que B é a matriz de relações contemporâneas de ordem $k \times k$; y_t , um vetor de $k \times 1$ variáveis endógenas estacionárias; y_{t-p} , um vetor de $k \times 1$ variáveis defasadas estacionárias; $p_i = 1, 2, \dots, p$ a defasagem; α , um vetor de $k \times 1$ de intercepto; $\theta_i, i = 1, 2, \dots, p$, matrizes $k \times k$ dos coeficientes; e_t , um vetor de $k \times 1$ de erros ortogonais, sendo $E(e_t) = 0$ e $E(e_t e_t') = \Sigma_{Diagonal}$; e d_t , um vetor de variáveis exógenas.

Transformando o modelo VAR em um VMA (Vetor Média Móvel) e promovendo a ortogonalização dos resíduos e diagonalizando-se a matriz de variância-covariância dos erros para verificar o efeito do choque em apenas uma variável sobre o sistema, pode-se obter a função impulso-resposta e a decomposição da variância do erro de previsão. Conforme Enders (1995), na sua forma compacta, o VMA é apresentado como:

$$y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (5)$$

em que se denominam os coeficientes de ϕ_i de função impulso-resposta, observados a partir dos choques ε_t para as variáveis definidas y_t , mensurando o impacto nas variáveis, gerado pelos respectivos choques nos erros.

Utilizando-se a equação anterior para realização da previsão, o erro de previsão é expresso em função de seus próprios resíduos:

$$y_{t+n} - E_t y_{t+n} = \sum_{i=0}^{n-1} \phi_i \varepsilon_{t+n-i} \quad (6)$$

em que $y_{t+n} - E_t y_{t+n}$ é o erro de previsão n-período à frente; sendo y_t um vetor formado pelas variáveis endógenas x_t e z_t , focalizando-se somente a série $\{x_t\}$, o erro de previsão n-período à frente é representado como:

$$\begin{aligned} x_{t+n} - E_t x_{t+n} &= \phi_{11}(0) \varepsilon_{x_{t+n}} + \phi_{11}(1) \varepsilon_{x_{t+n-1}} \\ &+ \dots + \phi_{11}(n-1) \varepsilon_{x_{t+1}} + \phi_{12}(0) \varepsilon_{z_{t+n}} \\ &+ \phi_{12}(1) \varepsilon_{z_{t+n-1}} + \dots + \phi_{12}(n-1) \varepsilon_{z_{t+1}} \end{aligned} \quad (7)$$

Denotando a variância do erro de previsão n-período à frente de x_{t+n} como $\sigma_x(n)^2$:

$$\begin{aligned} \sigma_x(n)^2 &= \sigma_x^2 [\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2] + \\ &\sigma_z^2 [\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2] \end{aligned} \quad (8)$$

Como todos os valores de $\phi_{jk}(i)$ são necessariamente não negativos, $\sigma_x(n)^2$ cresce quando o horizonte de previsão n aumenta (ENDERS, 1995). Segundo esse autor, é possível decompor a variância do erro de previsão $\sigma_x(n)^2$ para n períodos de previsão dado um choque $\{\varepsilon_{x_t}\}$ e $\{\varepsilon_{z_t}\}$:

$$\frac{\sigma_x^2 [\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2]}{\sigma_x(n)^2} \quad (9)$$

e

$$\frac{\sigma_z^2 [\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2]}{\sigma_x(n)^2} \quad (10)$$

em que $\sigma_x(n)^2$ é decomposto em termos das séries $\{x_t\}$ e $\{z_t\}$.

3.2 Fonte de dados

Utilizaram-se as séries de preços mensais do quilo da carne suína ao atacado nos estados de Santa Catarina, Minas Gerais e São Paulo (SAFRAS & MERCADO, 2009) e a série de preço da carne suína no mercado internacional (INTERNATIONAL MONETARY FUND - IMF, 2009), referentes ao período de janeiro de 2000 a junho de 2009, sendo transformadas em logaritmo natural e deflacionadas pelo IGP-DI (INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA - IPEA, 2009), com período-base em junho de 2009.

As variáveis utilizadas no trabalho foram:

- PaSC: logaritmo natural da série de preços da carne suína ao atacado em SC;
- PaMG: logaritmo natural da série de preços da carne suína ao atacado em MG;
- PaSP: logaritmo natural da série de preços da carne suína ao atacado em SP;
- Pi: logaritmo natural da série de preços da carne suína ao mercado internacional.

4 RESULTADOS

4.1 Elasticidades contemporâneas de transmissão dos preços

Como o modelo VAR requer que as séries sejam estacionárias, realizou-se primeiramente o teste de estacionariedade das variáveis, utilizando-se o teste KPSS (KWIATKOWSKI et al., 1992). De acordo com os resultados do teste, todas as séries foram estacionárias em nível (Anexo - Tabela A.1).

Em seguida, foi utilizado os critérios de informação de Akaike (AIC), de Schwarz (SC), de Hannan-Quinn (HQ) e de Erro de Predição Final (FPE) para determinação da ordem de defasagem do modelo VAR, a ser estimado. Pela Tabela A.2 (Anexo), os critérios SC e HQ definiram um modelo com apenas uma defasagem, e os critérios FPE e AIC, com duas defasagens.

Porém, o teste de autocorrelação Multiplicador de Lagrange (LM) indicou a presença de resíduos serialmente correlacionados em ambos os modelos, especialmente no modelo com apenas um termo autorregressivo. Nesse sentido, elevou-se o número de *lags* para remoção da correlação serial, o que foi possível empregando-se oito termos autorregressivos (Anexo - Tabela A.3).

Assim, na análise de transmissão de preços entre as regiões foram utilizadas as séries de preços da carne ao atacado em cada localidade, sendo utilizado oito defasagens no modelo VAR, com as séries em nível para obtenção das elasticidades de transmissão de preços, fornecidas pela matriz de relações contemporâneas (Tabela 1).

Lembrando que os parâmetros devem ser interpretados com os sinais invertidos, pois a matriz é estimada com os sinais trocados, a maioria dos coeficientes apresentou sinais positivos, indicando que a elevação do preço da carne em uma região resulta no aumento dos preços em outras regiões. Além disso, os coeficientes

estimados foram, em grande parte, estatisticamente significativos em 1%, evidenciando que as restrições impostas foram adequadas.

Analisando, primeiramente, a equação de formação de preço em Minas Gerais, representada pela segunda coluna da Tabela 1, percebe-se que o preço da carne mineira sofreu influência contemporânea dos preços de São Paulo, Santa Catarina e internacional. Conforme os resultados, a elevação em 10% do preço nessas localidades elevou o preço da carne em Minas Gerais em 2,93%, 4,76% e 0,70%, respectivamente.

Em relação à equação de formação de preços em São Paulo, essa série sofreu forte influência dos preços catarinenses, pois a elevação do preço em 10% nessa região promoveu a elevação do preço paulista em 8,29%. Essa maior interdependência entre as séries PaSP e PaSC deve-se ao fato de São Paulo ser o principal mercado nacional consumidor da carne suína e de ser o principal destino da produção de Santa Catarina, que é o principal Estado produtor da carne.

Já os efeitos das variações do preço externo sobre o preço em São Paulo não foram estatisticamente significativos, sugerindo que as transmissões do preço no mercado internacional ocorrem de forma defasada. Resultado semelhante foi obtido para os estados de Minas Gerais e Santa Catarina, como é visto na equação de transmissão de preço desses estados.

4.2 Decomposição da variância dos erros de previsão dos preços

Os resultados encontrados para a decomposição da variância dos erros de previsão são apresentados nas Tabelas 2 a 5, cujas primeiras colunas referem-se ao horizonte temporal de previsão; as segundas, às variâncias do erro de previsão; e as demais colunas, às parcelas da variância do erro explicada por cada variável.

TABELA 1 – Elasticidades contemporâneas da transmissão de preços entre as regiões, 01/2000 a 06/2009

V.E.	Variável dependente			
	PaMG	PaSP	PaSC	Pi
PaMG	1			
PaSP	-0,2928 (0,0976)**	1		
PaSC	-0,4756 (0,0963)**	-0,8291 (0,0522)**	1	
Pi	-0,0703 (0,0404)*	0,0536 (0,0401)	-0,0131 (0,0749)	1

V.E.: Variável explicativa. **Significativo a 1%. *Significativo a 10%.

TABELA 2 – Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços em Minas Gerais, 01/2000 a 06/2009

Mês	E.P.	PaMG	PaSP	PaSC	Pi
1	0,06	34,32	2,94	61,91	0,83
2	0,09	29,95	6,79	62,82	0,44
4	0,13	30,46	7,01	61,85	0,68
6	0,15	28,68	7,10	58,67	5,55
12	0,19	24,96	16,69	42,84	15,51
18	0,20	22,91	15,37	47,25	14,48
24	0,20	22,50	16,02	46,93	14,55

E.P.: erro de previsão.

Fonte: Resultados da pesquisa.

TABELA 3 – Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços em São Paulo, 01/2000 a 06/2009

Mês	E.P.	PaMG	PaSP	PaSC	Pi
1	0,07	0,00	29,28	70,41	0,32
2	0,10	0,37	23,69	75,72	0,22
4	0,13	1,10	16,46	81,36	1,07
6	0,15	2,41	14,92	77,69	4,98
12	0,18	4,37	25,85	58,45	11,33
18	0,19	4,79	24,83	58,86	11,52
24	0,19	4,68	23,66	58,88	12,78

E.P.: erro de previsão.

Fonte: Resultados da pesquisa.

TABELA 4 – Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços em Santa Catarina, 01/2000 a 06/2009

Mês	E.P.	PaMG	PaSP	PaSC	Pi
1	0,07	0,00	0,00	99,97	0,03
2	0,10	0,00	0,95	98,28	0,77
4	0,13	3,10	0,74	94,08	2,09
6	0,15	5,54	1,82	87,03	5,61
12	0,18	5,74	14,19	68,23	11,83
18	0,19	5,83	13,59	68,39	12,19
24	0,19	5,80	12,81	67,76	13,63

E.P.: erro de previsão.

Fonte: Resultados da pesquisa.

O grau de explicação de cada série sobre o preço da carne ao atacado, em Minas Gerais, é visto na Tabela 2. Embora a importância da explicação de cada série sobre PaMG altere-se ao longo do período de previsão, o preço nessa região foi explicado principalmente pelo preço catarinense.

Passados 24 meses, 46,93% da variância do erro de previsão de PaMG foi atribuída à série de preços catarinense; 22,50%, à própria série; 16,02%, à série de

preços paulista; e 14,55%, à série de preços no mercado internacional. A explicação dessa interdependência do preço mineiro em relação às demais localidades deve-se ao fato do forte fluxo de informação de Minas Gerais com as demais regiões. Conforme o BDMG (2002), boa parte dos frigoríficos mineiros importam a carne suína de outros Estados, mantendo a suinocultura da região intensas relações com outras praças.

TABELA 5 – Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços no mercado internacional, 01/2000 a 06/2009

Mês	E.P.	PaMG	PaSP	PaSC	Pi
1	0,09	0,00	0,00	0,00	100,00
2	0,11	1,33	0,69	1,15	96,83
4	0,14	0,97	2,48	0,90	95,65
6	0,17	0,81	6,25	0,96	91,98
12	0,20	15,64	4,78	10,98	68,60
18	0,21	20,06	7,16	10,92	61,86
24	0,21	20,32	8,30	10,94	60,44

E.P.: erro de previsão.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Observou-se, já nos primeiros meses após o choque no modelo, uma significativa participação dos preços catarinenses sobre os preços mineiros, indicando que os preços em Santa Catarina influenciaram os preços em Minas Gerais e que ocorreu uma liderança de preços da carne suína por parte do estado de Santa Catarina, que é o maior produtor nacional da carne.

Para a série de preços de São Paulo, decorridos 24 meses, 58,88% da variância do erro de previsão foi pertinente às séries de preços no atacado catarinense e 23,66% à própria série PaSP, tendo a Pi contribuído com 12,78% e a PaMG com 4,68% da variância do erro de PaSP (Tabela 3).

Assim como o obtido para a decomposição da série de preços mineira, os preços em São Paulo foram fortemente explicados pelos preços da carne em Santa Catarina. Constatou-se ainda que, em termos percentuais da variância do erro de previsão, a PaSP sofreu maior influência da PaSC do que a série PaMG, e que os preços em Minas Gerais sofreram maior influência dos preços paulistas do que tenham afetado esses. Os resultados indicam que ocorre maior fluxo de informação e comercialização da carne suína entre os estados de Santa Catarina e São Paulo e que o preço em Minas Gerais é mais influenciado pelos preços paulistas, tendo os preços mineiros menor importância sobre os preços em São Paulo.

Quanto à série de preços de Santa Catarina, os resultados encontram-se na Tabela 4. A maior parcela da variância do erro de previsão foi ocasionada por choques próprios, conferindo à PaSC um comportamento tipicamente exógeno no mercado doméstico, contrariamente às séries de preços nos estados de Minas Gerais e São Paulo, que tiveram a série de preços catarinense como principal variável explicativa de suas variâncias.

A maior influência dos preços catarinenses sobre as demais séries de preços da carne deve-se ao fato de Santa Catarina concentrar um grande polo produtor de suínos e grandes empresas do setor. Segundo Takitane, Silva e Wilk (2009), historicamente, a suinocultura empresarial instalou-se no Sul, principalmente na região oeste do estado de São Catarina, o qual possui um dos maiores plantéis do País, concentrando as principais agroindústrias do setor na década de 1940: Sadia, Ceval, Perdigão, Aurora, entre outras.

Como visto na Tabela 4, até os quatro primeiros meses mais de 94% da variância do erro de previsão de PaSC foi pertinente a si própria. Após 24 meses, a proporção foi de 67,76%. Nesse mesmo período, 13,63% da variância do erro foi atribuída à série de preços no mercado internacional; 12,81%, à série de preços paulista; e 5,80%, à série de preços mineira. Assim, analisando-se todas as respostas obtidas pela decomposição da variância essas indicam maior influência dos preços catarinenses sobre os preços mineiros e paulistas, em um período de 24 meses.

Por fim, na Tabela 5 são apresentados os resultados para a série de preços no mercado internacional, que apresentou também um comportamento mais independente e exógeno, tendo até o sexto período mais de 90% de sua variância do erro de previsão devido à própria série Pi. O que se deve ao fato do Brasil ainda não ser um forte mercado na determinação do preço mundial da carne suína, embora os resultados mostrem que os preços no mercado da carne nacional estão relacionados com os preços no mercado internacional, evidenciando fluxos de informações entre os mercados.

O fluxo de informações entre o mercado interno e externo ocorre devido à presença nacional como um dos maiores exportadores da carne suína e de outros produtos

agrícolas, como das carnes bovina e de frango. Conforme Barbosa e Molina (2009), o Brasil apresenta-se como um importante mercado fornecedor de produtos alimentícios para o mundo. O País é o maior exportador de carne de aves e de bovinos, participando com 40% e 26% do total, e o quarto maior exportador de carne suína, 14% do total. De acordo com a ABIPECS (2009), o Brasil produziu, em 2008, 3.029 mil toneladas de carne suína e exportou 529 mil toneladas desse produto, tendo as exportações representado 17,46% do volume nacional produzido.

Dessa forma, dada a condição brasileira de fornecedora desses produtos, uma elevação no consumo da carne no mercado externo, por exemplo, promoverá o aumento das vendas e dos preços do produto nessa localidade. Como efeito, aumentará também as demandas e os preços da carne dos fornecedores brasileiros, ocorrendo um fluxo de informações entre as regiões.

4.3 Função impulso-resposta dos preços

As funções impulso-resposta obtidas são vistas nas Figuras 1 a 5, nas quais se constatou que as respostas das séries de preços em Santa Catarina, Minas Gerais, São Paulo e no mercado internacional convergiram após os choques no sistema, sendo o modelo estimado estável.

Analisando primeiramente os desvios dos preços em Minas Gerais, em relação ao choque não antecipado de um desvio-padrão no modelo, nota-se que os efeitos foram imediatos e duradouros sobre PaMG. Entretanto, decorridos 24 meses, os desvios nos preços convergiram e indicaram que o nível de preço da carne mineira tende a retornar ao nível de equilíbrio em que se encontrava antes do choque. Embora persistissem ainda oscilações em PaMG após 24 meses, seus valores foram baixos e oscilaram em torno de zero. Além disso, os efeitos mais duradouros sobre PaMG deve-se ao choque em PaSC (Figura 1).

A Figura 1 apresenta um choque nos preços mineiro, catarinense e no mercado internacional tendem a oscilar a série PaMG no mesmo sentido do choque. Assim, inovações de alta nos preços nessas regiões, provocada, por exemplo, pela elevação no consumo ou queda da produção em Minas Gerais, Santa Catarina e no mercado externo, resultam na elevação dos preços nessas regiões e aumentam também os preços mineiros.

De forma semelhante, os preços mineiros tendem a responder positivamente às elevações no preço paulista entre o primeiro e o quarto mês após o choque na série PaSP, embora o mesmo não ocorra entre o quinto e o décimo segundo mês. Contudo, ressalta-se que os resultados obtidos pela decomposição da variância para PaMG

mostraram que essa série respondeu com menor intensidade aos impactos no preço paulista, quando comparado aos choques próprios e no preço catarinense.

Os efeitos dos choques nas séries sobre o preço em São Paulo foram semelhantes aos obtidos para a série de preços em Minas Gerais, sendo o preço em Santa Catarina o maior responsável pela oscilação de PaSP (Figura 2). A função impulso-resposta para o preço paulista indica que, nos primeiros meses após a incidência dos choques, os maiores impactos em termos de desvios sobre PaSP se devem às variações no preço catarinense e que, no decorrer do tempo, eleva-se a influência dos preços no mercado mineiro e no mercado internacional, confirmando os resultados obtidos pela decomposição da variância para a série PaSP.

Para o preço em Santa Catarina, a função impulso-resposta mostrou que, embora a variação nessa série também seja explicada pelas séries de preços em Minas Gerais, São Paulo e no mercado internacional, o principal fator responsável pela sua instabilidade foram os choques próprios. Nessas circunstâncias, a PaSC comportou-se como uma sequência exógena aos choques em PaSP e PaMG, promovendo maior impacto nessas séries que sofrendo (Figura 3).

Como a PaSC destacou-se como principal fonte de instabilidade de PaMG e PaSP, os resultados sugerem que o preço catarinense seja responsável por uma maior transmissão de instabilidade no mercado da carne suína, promovendo oscilação nos preços de Minas Gerais e São Paulo.

Esse resultado confirma a decomposição da variância do erro de previsão, indicando que, ocorridos desajustes de produção e de preços no mercado, os preços devem ajustar-se inicialmente no estado de Santa Catarina e, em seguida, nos estados de São Paulo e Minas Gerais. Assim, choques que promovam a elevação/redução dos preços devem elevar/reduzir os preços primeiramente no Estado com maior participação na produção nacional de carne suína, para depois elevar/reduzir os preços no mercado paulista, maior consumidor do produto, e no mercado mineiro, maior representante na produção de carne suína no sistema independente.

Dessa forma, o estado de Santa Catarina destacou-se como formador dos preços da carne suína catarinense, mineira e paulista, explicando grande parcela dos seus desvios, o que se deve ao fato de esse Estado ser o principal produtor da carne suína e possuir grande parcela dos frigoríficos do País, tendo também uma das melhores estruturas produtivas e organizacionais dessa cadeia.

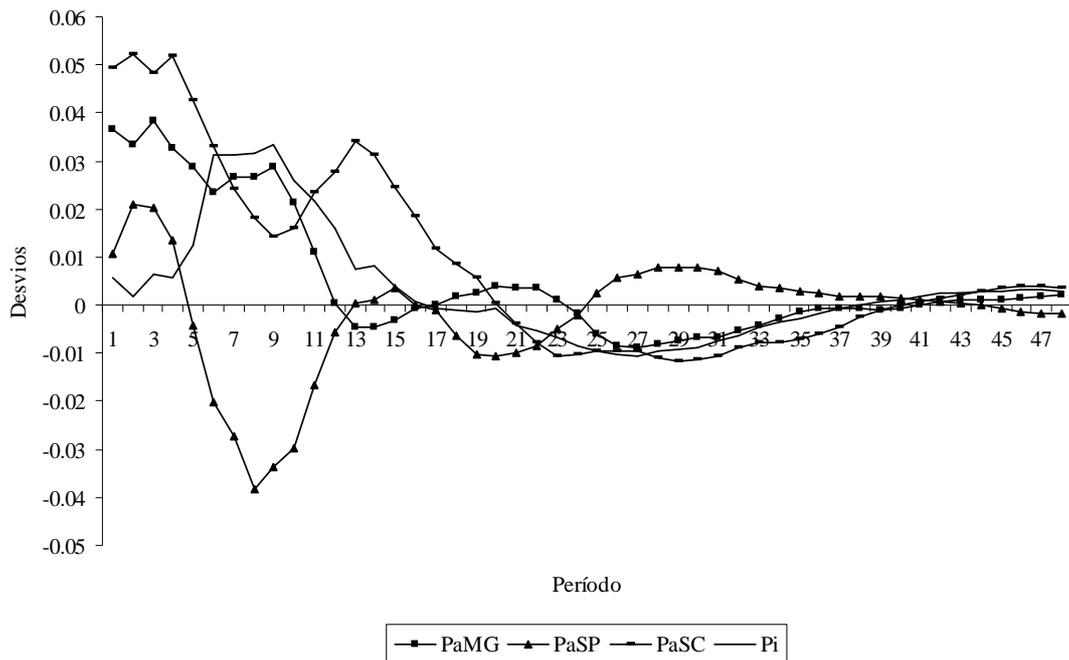


FIGURA 1 – Resposta da série de preços em Minas Gerais, devido à inovações nas séries, 01/2000 a 06/2009
 Fonte: Resultados da pesquisa.

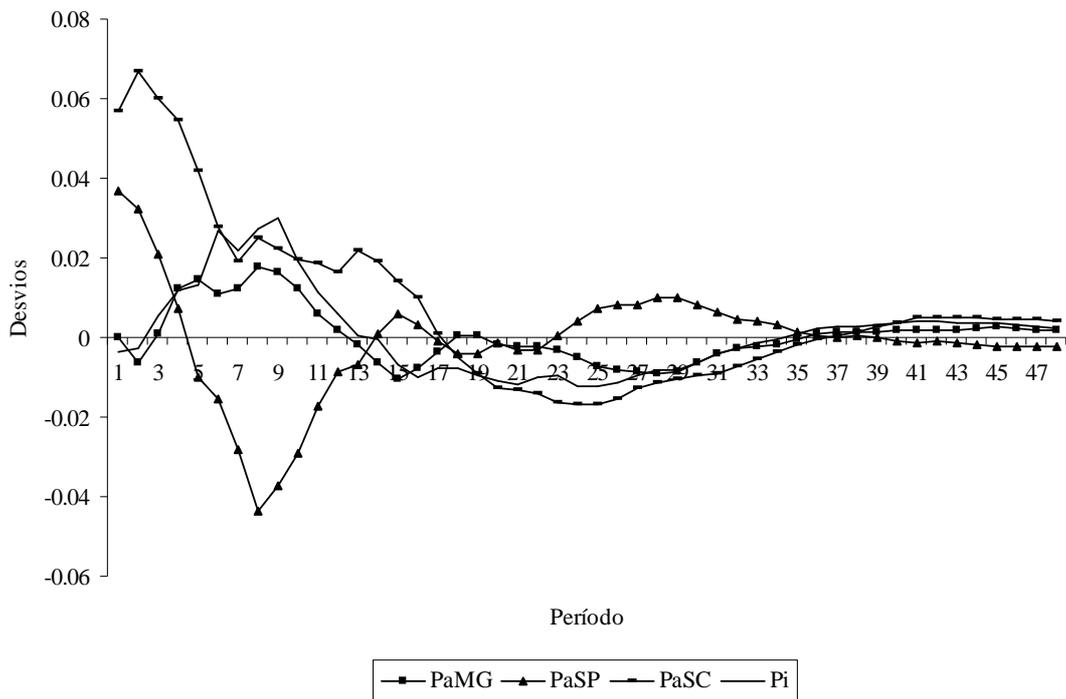


FIGURA 2 – Resposta da série de preços em São Paulo devido à inovações nas séries, 01/2000 a 06/2009
 Fonte: Resultados da pesquisa.

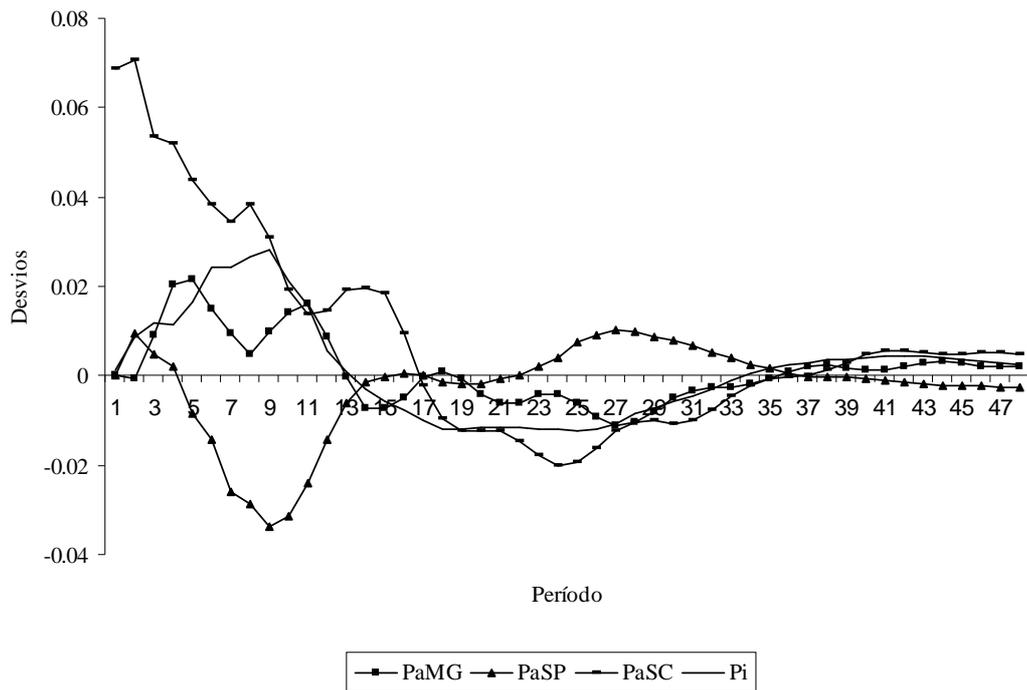


FIGURA 3 – Resposta da série de preços em Santa Catarina devido à inovações nas séries, 01/2000 a 06/2009
 Fonte: Resultados da pesquisa.

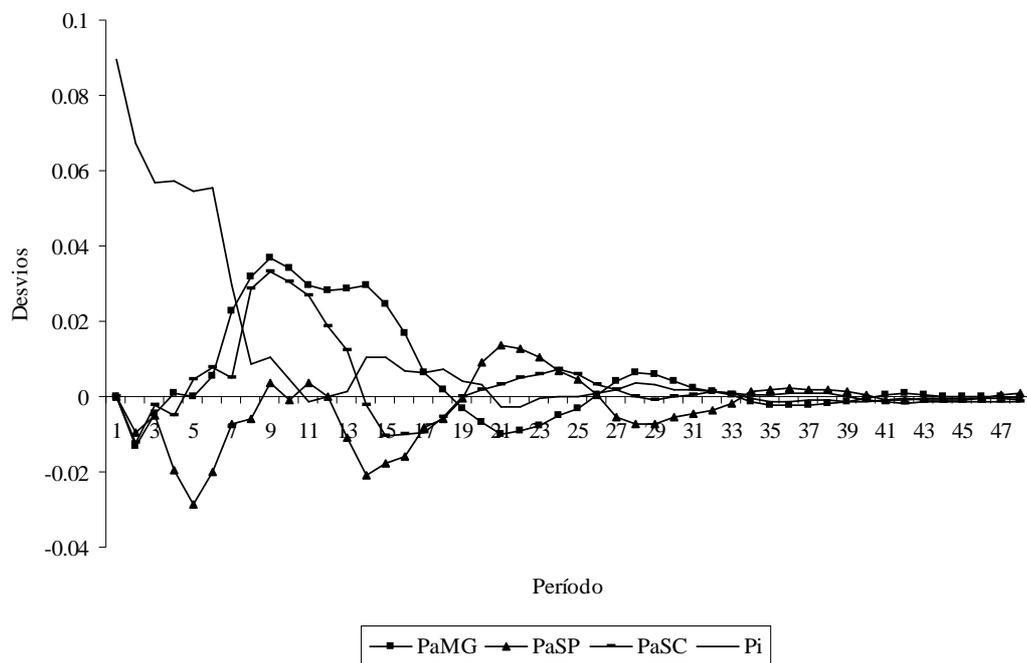


FIGURA 4 – Resposta da série de preços no mercado internacional devido à inovações nas séries, 01/2000 a 06/2009
 Fonte: Resultados da pesquisa.

No que diz respeito à série de preços no mercado internacional, após a incidência do choque no modelo, ela teve a própria série Pi como principal fator determinante de sua dinâmica, sendo responsável pelas suas oscilações (Figura 4). Pela função impulso-resposta, os impactos no mercado internacional da carne suína têm significativa influência sobre os preços domésticos, não sendo o Brasil um formador de preços da carne suína. Embora o País seja o quarto maior produtor e exportador da carne, sua participação em termos do mercado mundial da carne suína é baixa. Diferentemente de *commodities* como o café, em que se tem forte presença comercial e na formação de seus preços no mercado internacional.

Em resumo, pela análise da função impulso-resposta verificou-se que as séries de preços da carne suína em Minas Gerais e São Paulo responderam mais intensamente às mudanças de preços ocorridos em Santa Catarina e que o preço da carne no mercado internacional e em Santa Catarina responderam mais intensamente a choques próprios.

5 CONCLUSÃO

Diante da elevada instabilidade de preços e com a finalidade de melhor entender a formação e as flutuações dos preços da carne suína, objetivou-se, no presente trabalho, analisar a transmissão dos preços dessa carne entre os estados de Santa Catarina, Minas Gerais e São Paulo e seu preço no mercado internacional.

Os resultados indicam maior influência dos preços catarinenses sobre os preços mineiro e paulista, o que é explicado pela grande importância do estado de Santa Catarina no mercado da carne suína, destacando-se como grande produtor nacional e exportador do produto. As elasticidades de transmissão de preços indicaram que o estado de Santa Catarina teve maior influência sobre os preços de São Paulo, o que se deve ao fato de ele não ser autossuficiente na produção da carne suína e por ser o maior centro consumidor do produto.

Os efeitos dos preços de Santa Catarina sobre Minas Gerais foram menores, o que está relacionado à maior distância geográfica entre os mercados e à maior autossuficiência do mercado mineiro em relação ao produto, embora o Estado seja também demandante de carne suína de outras regiões, especialmente do Sul do País.

Adicionalmente, evidenciou-se interdependência ao logo do tempo entre as séries de preços, com especial influência dos preços de Santa Catarina sobre os preços de Minas Gerais e São Paulo, constatando a importância do mercado catarinense na formação dos preços da carne

suína regional, que sofreu influência da série de preços no mercado internacional.

Os desvios das séries de preços, após a incidência de um choque no sistema, também comprovou que os preços internos e externos estão interligados e ocorre fluxo de informações, tendo os choques de preços desaparecido em torno de um a dois anos, sugerindo que a incidência de inovações requer certo período de tempo para que o mercado e os preços se ajustem.

Por fim, ressalta-se que, sendo o mercado da carne suína sujeito às grandes variações de preços em decorrência principalmente de fatores climáticos e de doenças, como focos de febre aftosa, que atingem todo o setor de carnes nacional, as políticas públicas, como o combate às moléstias e políticas de estabilização dos preços da carne, poderiam regularizar o setor, tornando a atividade suinícola mais atrativa.

Os resultados do trabalho concluem que possíveis regularizações deveriam ocorrer sobre o mercado catarinense, pois surtiriam mais efeitos uma vez que essa região mostrou-se a principal formadora dos preços da carne. Os gastos para diminuir a instabilidade do setor seriam menores e os efeitos seriam mais rápidos.

Além disso, a possível criação de um mercado futuro e de opções para a comercialização da carne suína poderia agir reduzindo as incertezas e riscos da atividade, contribuindo para o desenvolvimento do setor, que tem operado com reduzidas e instáveis margens de retorno, levando à descapitalização dos agentes da cadeia e à concentração do setor.

6 REFERÊNCIAS

- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DA INDÚSTRIA PRODUTORA E EXPORTADORA DE CARNE SUÍNA. **Estatísticas**. Disponível em: <<http://www.abipecs.org.br/>>. Acesso em: 15 out. 2008.
- _____. _____. Disponível em: <<http://www.abipecs.org.br/>>. Acesso em: 18 jan. 2009.
- BARBOSA, F. A.; MOLINA, L. R. **Conjuntura da carne bovina no mundo e no Brasil**. Disponível em: <http://www.agronomia.com.br/conteudo/artigos/artigos_conjuntura_carne_bovina_mundo_brasil.htm>. Acesso em: 20 dez. 2009.
- BARBOSA, M. Z.; MARGARIDO, M. A.; NOGUEIRA JÚNIOR, S. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 12, n. 2, p. 79-108, 2002.

- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: J. Wiley, 1995. 433 p.
- FACKLER, P.; GOODWIN, B. K. **Spatial price analysis: a methodological review**. Raleigh: North Carolina State University, 2000.
- FAMINOW, M. D.; BENSON, B. L. Integration of spatial markets. **American Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v. 72, n. 1, p. 49-62, 1990.
- GIROTTO, A. F.; LIMA, G. J. M. M.; BELLAVER, C. **Como amenizar a crise da suinocultura**. Disponível em: <http://www.cnpsa.embrapa.br/down.php?tipo = artigos&cod_artigo=82>. Acesso em: 5 ago. 2008.
- GOODWIN, B. K.; PIGOTT, N. E. Spatial market integration in the presence of threshold effects. **American Journal of Agriculture Economics**, Saint Paul, v. 83, n. 2, p. 302-317, 2001.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Ipeadata**: série histórica. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 3 fev. 2009.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Data and statistics**. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/index.htm>>. Acesso em: 2 jun. 2009.
- KWIATKOWSKI, D. et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 54, p. 159-178, 1992.
- NOGUEIRA, F. T. P. **Integração dos mercados internos e externos de café**. 2005. 120 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2005.
- PEREIRA, L. R. **Integração espacial no mercado de boi gordo**. 2005. 166 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2005.
- ROCHA, D. T. **Competitividade entre os sistemas integrado e independente de produção de suínos**. 2006. 108 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2006.
- ROSADO, P. L. **Integração espacial entre os mercados brasileiros de suínos**. 2006. 117 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2006.
- SAFRAS & MERCADO. **Banco de dados**. Disponível em: <<http://www.safras.com.br/bancodedados.asp>>. Acesso em: 2 jun. 2009.
- SANTOS, A. H. G. **Potencialidade de implantação do contrato futuro de suínos no Brasil**. 2001. 110 f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2001.
- SANTOS FILHO, J. I. Formação de preços, rentabilidade e concentração no mercado de suinícola brasileiro. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 46., 2008, Rio Branco. **Anais...** Rio Branco: SOBER, 2008. 1 CD-ROM.
- SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, Chicago, v. 48, p. 1-48, 1980.
- TAKITANE, I. C.; SILVA, T. N.; WILK, E. O. **Sustentabilidade, competitividade e gestão ambiental no sistema de produção de suínos: uma discussão interdisciplinar**. Disponível em: <http://www.ecoeco.org.br/conteudo/publicacoes/encontros/v_en/Mesa4/4.pdf>. Acesso em: 12 jun. 2009.
- TALAMINI, D. J. D. **As questões dos preços na suinocultura**. Concórdia: EMBRAPA, 1992. 3 p.

ANEXO

TABELA A.1 – Teste de estacionariedade KPSS das séries de preços da carne suína, 01/2000 a 06/2009

Variável	Estatística	Valor calculado	Valor crítico			O.I.
			1%	5%	10%	
PaMG	η	0,099	0,216	0,146	0,119	I(0)
PaSP	η	0,068	0,216	0,146	0,119	I(0)
PaSC	η	0,068	0,216	0,146	0,119	I(0)
Pi	η	0,154	0,216	0,146	0,119	I(0)

O.I.: Ordem de integração.

Fonte: Resultados de pesquisa.

TABELA A.2 – Seleção da ordem de defasagem do modelo entre as regiões, 01/2000 a 06/2009

Defasagem	Critério de defasagem			
	FPE	AIC	SC	HQ
0	6,62E-08	-5,179	-5,078	-5,138
1	1,94E-10	-11,010	-10,504*	-10,805*
2	1,70E-10*	-11,144*	-10,234	-10,776
3	1,80E-10	-11,089	-9,775	-10,557
4	1,91E-10	-11,037	-9,318	-10,340
5	2,15E-10	-10,929	-8,806	-10,069
6	2,55E-10	-10,774	-8,247	-9,750
7	2,98E-10	-10,641	-7,709	-9,452
8	2,38E-10	-10,894	-7,557	-9,542

* Indica a ordem selecionada pelo critério.

Fonte: Resultados da pesquisa.

TABELA A.3 – Teste Multiplicador de Lagrange (LM) para autocorrelação nos resíduos dos modelos entre as regiões, 01/2000 a 06/2009

Defasagem	VAR(1)		VAR(2)		VAR(8)	
	Est. LM	Prob.	Est. LM	Prob.	Est. LM	Prob.
1	43,162	0,000***	24,556	0,078*	21,195	0,171
2	15,708	0,474	12,045	0,741	11,765	0,760
3	24,384	0,081*	20,101	0,216	19,916	0,224
4	21,476	0,161	14,999	0,525	9,259	0,902
5	27,001	0,042**	14,338	0,574	19,047	0,266
6	37,565	0,002***	18,547	0,293	14,433	0,567
7	55,598	0,000***	45,820	0,000***	19,648	0,237
8	24,981	0,070*	20,395	0,203	21,183	0,172

Hipótese nula: H_0 = ausência de autocorrelação serial. Hipótese alternativa: H_a = presença de autocorrelação serial. ***Significativo a 1%. **Significativo a 5%. *Significativo a 10%.

Fonte: Resultados da pesquisa.