

Interdependência dos preços da carne suína brasileira e estrangeira¹

Alan Figueiredo de Arêdes²

Resumo – O presente artigo tem por objetivo analisar a interdependência dos preços da carne suína nos mercados interno e externo, de julho de 1994 a setembro de 2008. Para isso, usou-se o Teste de Cointegração de Johansen e empregou-se o modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC). De acordo com os resultados, as séries de preços da carne brasileira e estrangeira são cointegradas. As variações dos preços externos são transmitidas aos preços domésticos em longo prazo e os desequilíbrios entre as séries são corrigidos. Pela Análise de Decomposição do Erro de Previsão, evidenciou-se maior importância da dinâmica da série externa de preços sobre a série de preços interna. Verificou-se, também, que essas séries de preços respondem mais intensamente aos choques de preços próprios.

Palavras-chave: mercado, cointegração, transmissão.

Interdependence of the prices of pork in the domestic and foreign markets

Abstract – This paper aims to analyze the interdependence of the prices of pork in the domestic and foreign markets from July 1994 to September 2008. For this, we used the Test of Co-integration of Johansen and employed the model of Vector Error Correction (VEC). According to the results, the price series of international and Brazilian beef are co-integrated. Changes in international prices are transmitted to domestic prices in the long-term imbalances between the series are corrected. The analysis of decomposition of the forecast error, there was greater focus on the dynamics of foreign price series on the series of internal prices. It was also that these price series more responsive to price shocks themselves.

Keywords: market, co-integration, transmission.

Introdução

A cadeia da carne suína tem sofrido bruscas mudanças aos longos dos anos, aprimorando-se e tornando-se mais competitiva. O uso 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 há pouco tempo operava basicamente como meio de subsistência familiar e comercialização dos excedentes, tem,

¹ Original recebido em 17/2/2010 e aprovado em 25/2/2010.

² Doutor em Economia Aplicada. Professor do Departamento de Fundamentos de Ciências da Sociedade da Universidade Federal Fluminense (UFF). E-mail: aredes@yahoo.com.br

assim, abandonado os sistemas produtivos extensivos e de baixa tecnologia, usufruindo de novas tecnologias. Como o setor é acostumado a conviver com margens pequenas e oscilantes, elevar ao máximo a produtividade do rebanho – usando novas tecnologias – e operar com custos mínimos têm 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 um de 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.

Grande parte da variabilidade dos preços internos da carne é decorrente das barreiras impostas sobre as exportações brasileiras, na maioria das vezes justificadas pelo aparecimento de moléstias no rebanho de bovinos e suínos, como o embargo russo às importações da carne suína em 2005, pela ocorrência de focos da febre aftosa no Brasil, nesse período. A queda das exportações levou a maior oferta da carne suína no mercado doméstico, promovendo a redução e a instabilidade do seu preço. Segundo Otuki et al. (2009), no Brasil, em 2004 e em 2005, os focos da febre aftosa tornaram a série de preços interna da carne suína mais volátil ao produtor.

Embargos como esse atingem fortemente o setor da carne suína nacional, uma vez que o Brasil é um dos maiores produtores mundiais desse produto. Assim, o presente artigo tem por objetivo analisar a interdependência entre o preço da carne suína nos mercados interno e externo, de julho de 1994 a setembro de 2008. Esse assunto ainda é pouco estudado e os resultados alcançados por este trabalho podem esclarecer melhor como os preços dessa carne nos mercados brasileiro e estrangeiro estão relacionados.

Essa questão ainda está em aberto, pois nenhum trabalho sobre a relação dos preços dessa carne nos mercados brasileiro e estrangeiro ainda foi realizado.

Referencial teórico

Transmissão dos preços entre regiões

A questão da transmissão dos preços de uma *commodity* entre regiões está relacionada à literatura sobre 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

$\frac{\partial p_B}{\partial \varepsilon_A}$, a variação infinitesimal do choque em A que leva à variação do preço do produto nessa região.

$\frac{\partial p_A}{\partial \varepsilon_A}$, a variação infinitesimal do choque

em A que promove a variação do preço do produto na região B (FACKLER; GOODWIN, 2000).

Já por arbitragem espacial, entende-se a compra de um produto numa dada localidade em que seu preço esteja mais barato e a venda num local em que ele esteja mais caro. Num 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, mas o processo de arbitragem num 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 em longo prazo. As variações nos preços internacionais são transmitidas aos preços domésticos em longo prazo, com elasticidade de transmissão igual a 1 (BARBOSA et al., 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. Ainda segundo a LPU, abstraído os custos de transação, o preço de um bem comum em mercados ligados pelo comércio e pela arbitragem será único (FACKLER; GOODWIN, 2000).

Material e métodos

Teste de raiz unitária e de cointegração

De acordo com Gujarati (2000), regressões entre séries temporais, não estacionárias, não geram resultados estatísticos confiáveis na medida em que, mesmo para grandes amostras, as distribuições da série não seguem as distribuições t de *student* e F , sendo as regressões estimadas espúrias, com tendência a apresentarem altas estatísticas t e F , e um alto coeficiente de determinação, mesmo não existindo relações econômicas entre as variáveis.

No entanto, mesmo sendo as séries não estacionárias, os coeficientes e os testes estatísticos t e F da regressão são confiáveis, caso as séries sejam integradas de mesma ordem e sincronizadas, ou seja, cointegradas.

A grande vantagem desse resultado é que mesmo séries com raízes unitárias podem ser trabalhadas em nível, mantendo-se assim as informações de longo prazo, pois, caso contrário, seria necessário estimar regressões em diferenças, trabalhando-se com informações de curto prazo.

O primeiro passo para verificar a cointegração entre séries econômicas é testando-se a estacionariedade das séries. O teste amplamente usado em análise de estacionariedade de séries temporais é o Teste de Raiz Unitária de Dickey-Fuller aumentado (ADF), que difere do Teste de Dickey-Fuller (DF), por incorporar, na equação de teste, defasagens para eliminação do problema de auto-correlação dos resíduos.

A equação de Teste de Raiz Unitária (ADF), em sua forma completa, com os componentes intercepto e tendência, é representado por:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_1 \sum_{i=1}^{m} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

em que:

Δ é o operador de diferença da variável em estudo, no caso Y_t ,

β_1 e β_2 , os parâmetros intercepto e tendência, respectivamente

δ , o parâmetro da variável defasada

$$\alpha, \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i},$$

o termo de diferenças defasadas para evitar problemas de auto-correlação existentes nos resíduos, cujas defasagens podem ser indicadas pelos critérios estatísticos de Akaike (AIC) e Schwarz (SC)

ε_t , o erro aleatório.

O teste ADF é usado para testar a significância estatística do parâmetro δ , estimado na equação (1), da seguinte forma:

$$\begin{aligned} H_0 : \delta_0 &= 0 \\ H_1 : \delta_1 &\neq 0 \end{aligned} \quad (4)$$

De acordo com Enders (1995), caso a hipótese nula testada seja rejeitada, i.e., se a estatística τ (*tau*) calculada for tal que $|\tau| > |\tau_c|$, em valor absoluto maior que a estatística tabelada (τ_c) na equação (1) – a um dado nível de significância estatística crítica (1%, 5% ou 10%) – conclui-se que a série não possui raiz unitária, sendo estacionária.

Entretanto, caso a hipótese nula não seja rejeitada, ou seja, $|\tau| < |\tau_c|$, deve-se analisar a significância estatística dos termos intercepto e tendência na equação de teste (1), uma vez que o teste de raiz unitária é sensível à presença desses termos. Assim, para a equação de teste (1), com intercepto e sem tendência, a estatística tabelada de teste passa a ser a τ_μ e para a equação sem intercepto e sem tendência, τ .

Caso a hipótese nula não seja rejeitada, não se deve aceitar, de imediato, a existência de raiz unitária na série, e a equação de teste deve ser estimada, incluindo ou excluindo os termos intercepto e tendência, de acordo com suas significâncias estatísticas.

Confirmada a hipótese da existência de raiz unitária na série, esta deve ser diferenciada e testada novamente para a presença de raiz

na série em diferenças, seguindo a sequência anteriormente apresentada, sendo realizadas d diferenciações até que o teste de raiz unitária seja rejeitado, e a ordem de integração da série indicada por $I(d)$.

Caso a primeira diferença seja estacionária, então se trabalha com a série em primeira diferença, sendo seu grau de integração igual a 1, ou seja, $I(1)$.

Modelo auto-regressivo vetorial

Confirmando que as séries são não-estacionárias e integradas de mesma ordem, passa-se à análise de co-integração propriamente dita. Neste trabalho, o teste usado para análise de co-integração é o Teste de Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990), o qual se fundamenta na versão reparametrizada de um modelo Auto-regressivo Vetorial (VAR). O modelo VAR(p) pode ser estimado por MQO, sendo representado por:

$$y_t = \alpha + \theta_1 y_{t-1} + \dots + \theta_p y_{t-p} + \varphi d_t + e_t \quad (5)$$

em que:

y_t é um vetor de $k \times 1$ variáveis endógenas

y_{t-p} um vetor de $k \times 1$ variáveis defasadas

$p_i = 1, 2, \dots, p$, a defasagem

α , um vetor de $k \times 1$ de intercepto

$\theta_i = 1, 2, \dots, p$, matrizes $k \times k$ dos coeficientes

e_t , um vetor de $k \times 1$ de erros aleatórios, sendo $E(e_t) = 0$ e $E(e_t e_s) \neq 0$ para $t \neq s$

φ , um vetor de $k \times 1$ de coeficientes que relaciona a variável dependente a variável exógena

d_t , um vetor de variáveis binárias para modelação de intervenções e variáveis exógenas.

A versão reparametrizada de um modelo VAR padrão é o modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC), é representado na forma:

$$\Delta y_t = \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \Pi y_{t-1} + \varphi d_t + e_t \quad (6)$$

sendo $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p \theta_{ji}$ e $\Pi = \sum_{i=1}^p \theta_i - I = -(I_k - \sum_{i=1}^p \theta_i)$

em que:

y_t é um vetor de k variáveis

p , a defasagem

$e_t \sim N(0, \Sigma)$ e $E(e_t, e_s) \neq 0$ para $t \neq s$

d_t , um vetor de variáveis binárias para modelação de intervenções e variáveis exógenas.

De acordo com o Teste de Cointegração, caso o *rank* (Π) seja igual a k , $\Pi = k$, há k combinações lineares estacionárias entre as variáveis, sendo as variáveis estacionárias e sendo as linhas de Π linearmente independentes; caso o *rank* (Π) = 0, não existe relação de cointegração; por fim, caso $0 < \text{rank}(\Pi) = r < k$, há $0 < r < k$ combinações lineares independentes estacionárias, sendo que se as variáveis y_t são $I(1)$, há r relações de cointegração e r vetores cointegrantes, sendo r o número de raízes característica diferente de zero, tendo-se $s = k - r$ combinações lineares não estacionárias e Πy_{t-1} as combinações lineares estacionárias.

Tendo-se *rank* (Π) = $r < k$, pode-se aplicar o Modelo de Correção de Erro Vetorial (VEC) que demonstra o ajustamento de equilíbrio entre curto e longo prazo, fornecido por um $VAR(p)$ reparametrizado e dadas às restrições de cointegração. O VEC pode ser apresentado como:

$$\Delta y_t = \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \alpha \beta' y_{t-1} + e_t \quad (7)$$

em que:

$\beta' y_{t-1}$ são relações de cointegração em nível que definem a trajetória de equilíbrio de longo prazo

α , a matriz de coeficientes de ajustamento para o equilíbrio de longo prazo

Γ_1 , a matriz de coeficiente que define as trajetórias ou dinâmica de curto prazo

$\Pi_{t-1} = \alpha \beta' y_{t-1}$, é o termo de correção de erro que garante o equilíbrio de longo prazo.

Para testar a hipótese nula do modelo, de não-existência de cointegração, pode-se aplicar o Teste Estatístico do Traço, $\lambda_{traço}$, e do autovalor, λ_{max} , comparando o valor do logaritmo da função de verossimilhança do modelo com restrição e sem restrição.

Ambas as versões, VAR e VEC permitem obter, também, a Função Impulso-Resposta e a Decomposição da Variância do Erro de Previsão a partir dos modelos nas formas convencional ou estruturado.

Assim, por exemplo, transformando-se o modelo VAR num VMA (Vetor Média Móvel), 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 (ENDERS, 1995).

Na sua forma compacta, o VMA é apresentado como:

$$y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (8)$$

em que se denominam os coeficientes de ϕ_i de Função Impulso-Resposta, observados a partir dos choques e_{it} para as variáveis definidas y_t , mensurando o impacto nas variáveis gerado pelos respectivos choques nos erros.

Usando-se a equação anterior para fazer a previsão, o erro de previsão é expresso em função de seus próprios resíduos:

$$y_{t+n} - E_t y_{t+n} = \sum_{i=0}^{n-1} \phi_i \varepsilon_{t+n-i} \quad (9)$$

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 $\{x_t\}$, a variância do erro pode ser decomposta em termos da série $\{x_t\}$ e $\{z_t\}$, obtendo-se a decomposição da variância do erro de previsão a partir do erro de previsão n -período à frente, representado como:

$$x_{t+n} - E_t x_{t+n} = \sum_{i=0}^{n-1} \phi_{11} \varepsilon_{x_{t+n-i}} + \sum_{i=0}^{n-1} \phi_{12} \varepsilon_{z_{t+n-i}} \quad (10)$$

Desenvolvendo-se a equação, tem-se:

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

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

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

Como todos os valores de $\phi_{jk}(i)^2$ 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 em $\{e_{x_t}\}$ e $\{e_{z_t}\}$:

$$\frac{\sigma_x^2 [\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2]}{\sigma_x(n)^2} \quad (13)$$

e

$$\frac{\sigma_z^2 [\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2]}{\sigma_x(n)^2} \quad (14)$$

em que $\sigma_x(n)^2$ é decomposto em termos das séries $\{x_t\}$ e $\{z_t\}$ (ENDERS, 1995).

Fonte de dados

Os dados utilizados são referentes às séries de preços mensais do quilo da carne suína ao atacado no Estado de São Paulo e o preço do quilo do mesmo produto no mercado internacional entre julho de 1994 e setembro de 2008, sendo a série paulista coletada junto ao Instituto de Economia Agrícola e o preço externo junto ao *International Monetary Fund*.

A primeira série de preços representa a série de preços da carne interna e a segunda série de preços, o preço externo. As séries foram logaritmizadas e deflacionadas pelo IGP-DI com período-base em setembro de 2008. O *software* usado nas análises foi o *EViews 5.0*.

Resultados e discussões

O primeiro procedimento foi fazer o teste de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado (ADF), para verificar a ordem de integração das séries de preços da carne suína nacional e externa, uma vez que os modelos de séries temporais como o VAR, requerem estacionaridade das variáveis.

Pelo teste ADF, a hipótese nula de existência de raiz unitária não foi rejeitada em ambas as séries de preços interna (IN) e externa (EX), pois o valor calculado foi menor em valor absoluto que os valores críticos a 1% e a 5%, sendo as séries de preços não estacionárias em nível. Contudo, o teste rejeitou a hipótese de raiz unitária nas séries em diferenças (DIN e DEX), classificando-as como integradas de ordem 1 (Tabela 1).

Assim, considerando ambas as séries de preços como integradas de ordem 1, realizou-se o Teste de Cointegração de Johansen. Para isso, definiu-se primeiramente a ordem de defasagem do modelo a ser estimado de acordo com os critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SC), Hannan-Quinn (HQ) (Tabela 2).

Contudo, pelo Teste de Autocorrelação Multiplicador de Lagrange (LM), todas as ordens de defasagens determinadas para o modelo pelos critérios apresentaram resíduos correlacio-

Tabela 1. Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) das séries de preços da carne suína nos mercados interno e externo, de julho de 1994 a setembro de 2008.

Variável ⁽¹⁾	Teste	Valor calculado	Valor crítico		Ordem de integração (O. I.)
			1%	5%	
IN	ADF ⁽²⁾	-2,863522	-3,468980	-2,878413	I(1)
EX	ADF ⁽²⁾	-2,250216	-3,468980	-2,878413	I(1)
DIN	ADF ⁽³⁾	11,50599	-2,578717	-1,942722	I(0)
DEX	ADF ⁽³⁾	-11,88734	-2,578717	-1,942722	I(0)

⁽¹⁾ Preços logaritimizados.

⁽²⁾ Equação de teste com intercepto e sem tendência.

⁽³⁾ Equação de teste sem intercepto e sem tendência.

IN = Série de preço interna.

EX = Série de preço externa.

DIN = Série de preço interna em diferença.

DEX = Série de preço externa em diferença.

IN = Série de preço interna.

EX = Série de preço externa.

DIN = Série de preço interna em diferença.

DEX = Série de preço externa em diferença.

Tabela 2. Seleção da ordem de defasagem do modelo para as séries de preços da carne suína nos mercados interno e externo, de julho de 1994 a setembro de 2008.

Lag	AIC	SC	HQ
0	-0,426266	-0,388305	-0,410854
1	-4,027972	-3,914092 ⁽¹⁾	-3,981738 ⁽¹⁾
2	-4,043301	-3,853500	-3,966244
3	-3,996965	-3,731244	-3,889085
4	-4,031842	-3,690201	-3,893140
5	-4,051629 ⁽¹⁾	-3,634068	-3,882104
6	-4,009214	-3,515733	-3,808866
7	-3,982052	-3,412650	-3,750881
8	-3,946043	-3,300721	-3,684049

⁽¹⁾ Indica a ordem de defasagem indicada pelo critério.

nados. Assim, foram usadas seis defasagens, uma vez que com esse número de lags não foram verificados resíduos autocorrelacionados.

Em relação ao Teste de Cointegração, foi feito também o Teste de Johansen com a equação com intercepto e sem tendência, conforme indicado pelos critérios de informação AIC e SC. O teste evidenciou relação de cointegração entre as variáveis, visto que a estatística $\lambda_{Traço}$ e λ_{max} rejeitaram a hipótese nula de ausência de cointegração entre os preços, pois o valor das estatísticas $\lambda_{Traço}$ e λ_{max} calculadas foram maiores que os valores críticos ao nível de significância de 5%.

Entretanto, os testes não rejeitaram a hipótese nula de existência de pelo menos uma relação de cointegração, uma vez que as estatísticas $\lambda_{Traço}$ e λ_{max} foram menores que os valores críticos a 5% (Tabela 3).

O passo seguinte foi estimar o modelo VEC e usá-lo para obter a estimativa do parâmetro de longo prazo, o termo de correção de erro, a decomposição da variância dos erros de previsão e a função impulso resposta dos preços da carne suína no Estado de São Paulo e no mercado externo.

Assim, a Tabela 4 mostra a estimativa do parâmetro de longo prazo para as séries de

Tabela 3. Resultados do teste de co-integração de Johansen entre as séries de preços da carne suína nos mercados interno e externo, de julho de 1994 a setembro de 2008.

Hipótese	Est. $\lambda_{\text{traço}}$	Valor crítico a 5%	P-valor
Não há co-integração ⁽¹⁾	22,13189	20,26184	0,0273
Pelo menos uma relação de co-integração	4,130600	9,164546	0,3930

Hipótese	Est. λ_{max}	Valor crítico a 5%	P-valor
Não há co-integração ⁽¹⁾	18,00129	15,89210	0,0230
Pelo menos uma relação de co-integração	4,130600	9,164546	0,3930

⁽¹⁾ Rejeição da hipótese nula a 5% de significância.

Tabela 4. Estimativa do parâmetro de longo prazo para as séries de preços da carne suína nos mercados interno e externo, de julho de 1994 a setembro de 2008.

Variável	Estimativa
IN ⁽¹⁾	1,000000
Constante	-1,154156
EX ⁽²⁾	-0,248184

⁽¹⁾ Variável dependente.

⁽²⁾ Variável explicativa.

preços, a qual corresponde ao vetor de cointegração. O resultado confirma que 24,82% das variações nos preços internacionais da carne suína foram transmitidos para o preço doméstico em longo prazo.

Por sua vez, a Tabela 5 mostra os resultados da estimação do termo de correção de erro do preço da carne suína nacional em relação ao seu preço externo. De acordo com a informação obtida, 13,05% do desequilíbrio de curto prazo entre as séries, foram corrigidos a cada período de tempo, ou seja, a cada mês, indicando que os desequilíbrios entre os mercados são corrigidos lentamente, ao longo do tempo.

Em relação à variância dos erros de previsão (Tabela 6), o preço internacional influenciou mais intensamente nos preços interno, explicando no décimo-segundo mês de previsão,

Tabela 5. Estimativa do termo de correção de erro para as séries de preços da carne suína nos mercados interno e externo, de julho de 1994 a setembro de 2008.

Termo de correção de erro	Estimativa	Estatística t	Desvio-padrão
U_{t-1}	-0,130479	-3,86001	0,03380

16,55% da variância do erro de previsão da série de preços nacional, ao passo que, no mesmo mês, os preços domésticos explicaram apenas 3,42% da dinâmica do preço externo, evidenciando, assim, maior importância do preço externo sobre o preço interno da carne.

Por meio da função impulso resposta, obteve-se o efeito de um choque não antecipado sobre as séries de preços. Dado um choque sobre o preço da carne no mercado interno e externo, percebeu-se que a série de preços nacional, após sofrer oscilações, se estabiliza e se ajusta ao longo do tempo, a um nível similar ao praticado antes da inovação nesses preços.

Contudo, os resultados mostram que a série de preços interna é mais fortemente influenciada pelos preços domésticos, pois estes transmitiram para ela maiores variações dos preços, como pode ser visto pelas elasticidades de preço na Figura 1.

Tabela 6. Proporção em porcentagem da decomposição da variância dos erros de previsão para as séries de preços da carne suína nos mercados interno e externo, de julho de 1994 a setembro de 2008.

Meses	Preço interno		Preço externo	
	IN	EX	IN	EX
1	99,94152	0,058479	0,000000	100,0000
2	99,11648	0,883521	0,341531	99,65847
3	99,24237	0,757630	0,312113	99,68789
4	99,21653	0,783466	1,284793	98,71521
5	96,82880	3,171203	1,958684	98,04132
6	93,59998	6,400019	2,110297	97,88970
7	91,04106	8,958945	2,025768	97,97423
8	88,60339	11,39661	1,899613	98,10039
9	86,73052	13,26948	1,992882	98,00712
10	85,39655	14,60345	2,281407	97,71859
11	84,29763	15,70237	2,800175	97,19982
12	83,45261	16,54739	3,416027	96,58397

IN = Série de preços interna.

EX = Série de preços externa.

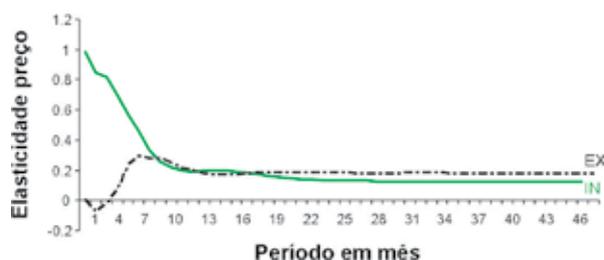


Figura 1. Resposta dos preços da carne suína interna a choques nos preços interno e externo.

De forma semelhante, um choque sobre as séries interna e externa de preços promoveram variações sobre o preço internacional, tendo este sofrido maior influência das inovações ocorridas nos preços externos (Figura 2).

Considerações finais

Sendo a análise de preços um dos principais instrumentos de planejamento da produção

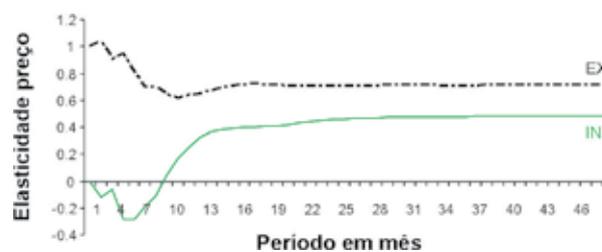


Figura 2. Resposta dos preços da carne suína externa a choques nos preços interno e externo.

agrícola, este artigo teve por objetivo analisar a relação do preço da carne suína nos mercados interno e externo de julho de 1994 a setembro de 2008, de forma a fornecer informações sobre o comportamento dos preços nessas regiões produtora e consumidora dessa carne.

Para testar a hipótese de ocorrência de equilíbrio de longo prazo entre as séries de preços praticadas nessas localidades, foi feito

o Teste de Cointegração de Johansen, o qual indicou equilíbrio entre as séries de preços. Contudo, as estimativas dos parâmetros de longo prazo e do termo de correção de erro mostraram que apenas uma pequena parcela das variações dos preços externos são transmitidas aos preços nacionais e que o processo de correção de erro ocorre lentamente.

Usando-se o modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC), verificou-se pela decomposição do erro de previsão, maior importância da dinâmica da série de preços externa sobre os preços internos. Além disso, dado um choque de preços nas séries nas duas localidades, constatou-se que os preços respondem mais intensamente aos choques de preços próprios, indicando que variações de preços internos são mais intensamente transmitidas aos preços domésticos e que as variações ocorridas nos preços externos são mais intensamente transmitidas aos preços nessa localidade.

Assim, o trabalho forneceu maior conhecimento sobre a formação dos preços da carne suína nacional, bem como seu relacionamento com o preço externo, seu mecanismo de transmissão ao longo do tempo e a intensidade das transmissões de choques e duração dos ajustes dos preços às condições de mercado, o que é de fundamental importância para a tomada de decisão dos agentes integrantes desse setor e para a promoção de políticas agrícolas, visto que o nível de preço da carne e sua oscilação exercem grande influência na variabilidade da renda dos participantes dessa cadeia e do consumidor.

Referências

BARBOSA, M. Z.; MARGARIDO, M. A.; NOGUEIRA JÚNIOR, S. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão. **Nova**

Economia, Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais. v. 12, n. 2, p. 79-108, 2002.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley, 1995. 433 p.

FAKLER, P.; GOODWIN, B. K. **Spatial price analysis: a methodological review**. North Carolina: North Carolina State University, 2000. Não publicado. FAMINOW, M. D.; BENSON, B. L. Integration of spatial markets. **American Journal of Agricultural Economics**, Lexington, v. 72, n. 1, p. 49-62, 1990.

GOODWIN, B. K.; PIGOTT, N. E. Spatial market integration in the presence of threshold effects. **American Journal of Agriculture Economics**, Lexington, v. 83, n. 2, p. 302-317, 2001.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3. ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.

IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Ipeadata**: série histórica. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 3 fev. 2009.

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

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

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.

OTUKI, T. F.; WEYDMANN, C. L.; SEABRA, F. Febre aftosa e volatilidade dos preços ao produtor de carne suína. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 7, n. 2, p. 235-257, 2009.

PEREIRA, L. R. **Integração espacial no mercado de boi gordo**. 2005. 166 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2005.

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.