

RELAÇÃO ENTRE OS PREÇOS DO FRANGO NO ATACADO, NOS ESTADOS DO PARANÁ E SÃO PAULO¹

Alan Figueiredo de Arêdes²

Matheus Wemerson Gomes Pereira³

Alexandre Bragança Coelho⁴

Marcelo de Castro Alves⁵

Resumo: O presente artigo objetivou analisar a relação entre os preços do frango no atacado nos estados do Paraná e São Paulo, no período de 01/1995 a 12/2007. Utilizou-se o modelo Auto-regressivo Vetorial (VAR) na realização do teste de causalidade e na obtenção da decomposição da variância do erro de previsão e função impulso-resposta. Verificaram-se relação de causalidade unidirecional entre os preços paulista e os paranaenses e importância da série de preços de São Paulo na explicação do comportamento da série de preços no Paraná. Por fim, constatou-se que embora choques ocorridos no preço do frango, nesses dois estados, levem inicialmente à instabilidade do preço, este tende a ajustar-se em ambas as localidades, voltando ao seu nível inicial anterior ao choque.

Palavras-chave: preços do frango, atacado, Paraná, São Paulo.

1. Introdução

Nos anos de 1998 a 2007, a produção brasileira de frango passou de um *quantum* correspondente a 4.854 mil toneladas de equivalente-carcaça⁶ para 9.989 mil, o que representa crescimento de, aproximadamente, 105,79 % nos últimos nove anos (ANUALPEC, 2007). A disponibilidade de grãos

¹ Recebido em: 29/06/09; Aceito em: 17/11/09.

² Economista, Doutorando em Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa; Professor da Universidade Federal Fluminense. E-mail: aredess@yahoo.com.br

³ Economista, Doutorando em Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa. E-mail: matheuswgp@yahoo.com.br

⁴ Economista, Doutor em Economia Aplicada - UFV, Professor Adjunto do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: acoelho@ufv.br

⁵ Médico Veterinário, Mestre em Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa.

⁶ Equivalente-carcaça tem como referência a comercialização da carne com osso (carcaça).

de qualidade nutricional satisfatória também tem contribuído para o avanço do segmento, além de o país não possuir casos registrados de Influenza Aviária, doença que pode comprometer o consumo interno e as exportações.

O país possui, ainda, o maior potencial de alojamento de matrizes de corte do mundo e, em 2006, foi responsável por um abate da ordem de 4.396 bilhões de cabeças (UBA, 2007). Os índices de produtividade são considerados altos, quando comparados aos de outros países, e o incremento da produção tem sido justificado por uma série de razões, como material genético de alta qualidade, conversão alimentar⁷, manejo, gestão do negócio e presença de grupos empresariais capitalizados.

Os dados da Tabela 1 demonstram o comportamento do alojamento de pintos de corte, produção de carne de frango, exportação, disponibilidade interna, população e disponibilidade *per capita* de carne de frangos no Brasil, no período de 2001 a 2007.

Tabela 1 - Alojamento de pintos de corte, produção de carne de frango, exportação, disponibilidade interna, população e disponibilidade *per capita* de carne de frangos no Brasil, 2001 a 2007

Ano	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007P
Alojamento de pintos de corte*	3.468	3.817	3.905	4.276	4.690	4.571	5.028
Produção de carne de frango**	6.567	7.449	7.645	8.408	9.348	9.354	9.821
Exportação**	1.266	1.625	1.960	2.470	2.846	2.713	2.984
Disponibilidade Interna**	5.301	5.824	5.685	5.939	6.502	6.641	6.837
População*	172	175	177	182	184	188	191
Disponibilidade <i>per capita</i> ***	30,80	33,40	32,10	32,70	35,30	35,40	35,80

(P) Previsão, (*) Milhões de cabeças/habitantes, (**) Mil toneladas e (***) Kg/hab./ano.
Fonte: CONAB (2008).

⁷ Capacidade de o animal converter insumos (ração) em produção (carne).

*Alan Figueiredo de Arêdes, Matheus Wemerson Gomes Pereira,
Alexandre Bragança Coelho & Marcelo de Castro Alves*

Em relação ao padrão espacial, a produção de frangos de corte está concentrada nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, com 53%, 26% e 11% da produção, respectivamente. Dentre os estados com maior produção nacional de frangos de corte, o Paraná destaca-se como o maior produtor nacional e responde por 23% do total, seguido por Santa Catarina, com 17% (ANUALPEC, 2007). A distribuição da produção por região do país, no ano de 2007, pode ser observada na Tabela 2.

Tabela 2 – Distribuição da produção por região do Brasil, 2007

Região	Produção*	(%)
Sul	4.995.767	53,5
Sudeste	2.466.106	26,4
Centro-Oeste	992.217	10,6
Norte	133.645	1,4
Nordeste	765.984	8,1
Total	9.353.720	100

*Toneladas de equivalente-carcaça.

Fonte: ANUALPEC (2007).

A concorrência entre as diferentes fontes de proteína animal tem sido constatada, no país, como incentivo à produção de frango, cuja carne tem ampliado mercado, que, outrora, era da carne bovina. No período de 1994 a 2005, o consumo de carne de frango cresceu 49%, enquanto o de carne suína elevou 41% e o da carne bovina mostrou incremento de, aproximadamente, 12% (ANUALPEC, 2005). Os dados da Tabela 3 demonstram o comportamento do consumo nacional de carne de frango.

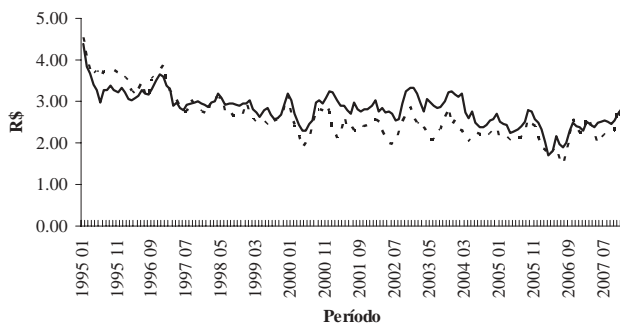
Tabela 3 – Consumo *per capita*, consumo interno e porcentagem da produção de carne de frango destinada ao mercado interno, 1998 a 2007

Ano	Consumo <i>per capita</i> (kg/hab./ano.)	Consumo interno (mil t.)	Porcentagem da produção (%)
1998	26,0	4.241	87,4
1999	28,6	4.755	86,1
2000	29,9	5.074	84,8
2001	30,8	5.318	81,0
2002	33,3	5.849	78,5
2003	32,0	5.723	74,9
2004	33,0	5.984	71,2
2005	35,8	6.586	70,5
2006	36,2	6.768	72,4
2007*	38,1	7.222	72,3

*Previsão.

Fonte: ANUALPEC (2007).

Em relação aos preços do frango, estes têm apresentado tendência de queda ao longo do período analisado, como visto na Figura 1, a qual se refere aos preços do frango no atacado nos estados do Paraná e São Paulo, maiores produtores e consumidores da carne de frango.



Fonte: IPEA (2008).

- - - São Paulo	— Paraná
-----------------	----------

Figura 1 - Série de preços médios no atacado do quilo do frango resfriado, nos estados do Paraná e São Paulo, no período 01/1995 a 12/2007, deflacionada pelo IGP-DI, com período-base em 12/2007.

*Alan Figueiredo de Arêdes, Matheus Wemerson Gomes Pereira,
Alexandre Bragança Coelho & Marcelo de Castro Alves*

Ao analisar os preços do frango nesses dois estados, nota-se que as séries de preços estão aparentemente em equilíbrio ao longo do tempo, de forma que as oscilações no mercado repercutem, de forma semelhante, em ambas as séries, indicando um equilíbrio de longo prazo entre os principais mercados produtor e consumidor de frango.

Nesse sentido, a primeira hipótese que norteia este artigo é que essas regiões estejam integradas de tal forma, que impactos resultantes de choques na demanda ou na oferta da carne de frango sejam rapidamente absorvidos nos mercados, sinalizando eficiência na comercialização do produto. A segunda hipótese é que haja relação de bicausalidade na determinação do preço final da carne de frango entre os estados do Paraná e São Paulo. Dessa forma, este artigo objetivou verificar a relação entre o preço de frango nos estados do Paraná e São Paulo, no período de 01/1995 a 12/2007.

Alguns trabalhos já examinaram a relação entre os preços de frango no Brasil, como os de Bittencourt e Barros (1996). Esses autores, ao analisarem as relações de preço de frango nas regiões Sul e Sudeste do Brasil, utilizando dados de preços de frango ao produtor no período de 01/1985 a 12/1993, verificaram forte influência dos preços do frango de Santa Catarina nos preços no Paraná e São Paulo, e forte influência dos preços de São Paulo nos do Paraná. Seus resultados mostraram, também, rápidos ajustamentos entre os três mercados considerados, tendo o mercado de frango considerável eficiência.

A contribuição desse artigo está em examinar a relação direta entre o Paraná, que se tornou o principal produtor nacional de frango de corte, a partir do ano 2000, e ultrapassou Santa Catarina e São Paulo, principais consumidores de carne de frango no Brasil. Assim, espera-se fornecer informações para a tomada de decisão dos agentes participantes do setor, uma vez que a análise de preços é um dos principais instrumentos de planejamento da produção agrícola.

2. Referencial teórico

O presente trabalho utiliza, como referencial teórico, a 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 com análise espacial de preços, como arbitragem espacial, lei do preço único e integração de mercado.

Entende-se por arbitragem espacial a compra de um produto em dada localidade, cujo preço esteja mais barato e cuja venda ocorra 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 difiram, no máximo, pelo custo de transferência do bem da região que estiver com menor preço para a de maior preço, ou seja,

$$P_y - P_x \leq r_{yx}, \quad (1)$$

em que P_y é o preço do produto na localidade y ; P_x , preço do produto na localidade x ; e r_{yx} , 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 esta 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, estes serão de natureza transitória (FACKLER; GOODWIN, 2000; NOGUEIRA, 2005; PEREIRA, 2005; ROSADO, 2006).

De acordo com a lei do preço único (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

*Alan Figueiredo de Arêdes, Matheus Wemerson Gomes Pereira,
Alexandre Bragança Coelho & Marcelo de Castro Alves*

pela arbitragem. Segundo a LPU, ao abstrair os custos de transação, o preço de um bem comum, em mercados ligados pelo comércio e pela arbitragem, será único (FACKLER; GOODWIN, 2000).

A validação da LPU está diretamente relacionada com o 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 et al., 2002).

Há diferentes formas para a LPU (FACKLER; GOODWIN, 2000). A primeira é a versão fraca da LPU, que estabelece que a diferença do preço do bem, entre duas regiões, deva ser menor ou igual aos custos de transação ($P_y - P_x \leq r_{yx}$). Já a segunda forma é a LPU forte, que presume continuidade do comércio e condição de arbitragem com regularidade garantida, sendo mantida a igualdade $P_y - P_x = r_{yx}$. Por fim, a terceira forma da LPU é a agregada, conhecida como Paridade do Poder de Compra (PPC). As condições para se manter a PPC são mais restritivas, já que são aplicadas apenas as cestas de bens comercializáveis (FACKLER; GOODWIN, 2000, citado por ROSADO, 2006).

Mundlack e Larson (1992) apresentaram um modelo para verificar a LPU, no qual o preço doméstico do bem é função do seu preço internacional e da taxa de câmbio nominal. Em forma de equação:

$$P_{it} = P_{it}^* \cdot E_t, \quad (2)$$

em que P_{it} é o preço doméstico do produto; P_{it}^* , preço internacional; e E_t , taxa de câmbio nominal.

Multiplicando-se ambos os lados do modelo por $1/E_t$ e acrescentando neste o termo aleatório em sua forma logaritmo, a LPU pode ser testada a partir da equação:

$$P_{it}^{Us\$} = \alpha + \beta P_{it}^* + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

em que $P_{it}^{Us\$}$ é o preço do produto doméstico em dólares; P_{it}^* , preço internacional; α , termo intercepto; β , coeficiente de elasticidade de transmissão; e ε_{it} , termo de erro.

A partir desse modelo, pode-se obter a elasticidade de transmissão dos preços e testar a integração entre as localidades. A integração perfeita entre as regiões ocorrerá quando a elasticidade de transmissão de preços entre as localidades for igual a 1, e toda variação no preço será transmitida integralmente entre as regiões. Nesse caso, tem-se a LPU em sua forma forte (ROSADO, 2006).

Em relação à integração de mercado, ela está relacionada com o grau de relacionamento dos preços de determinado produto, ao longo do tempo, entre regiões. Assim, Faminow e Benson (1990) definiram 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, consideram-se 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:

$$R_{AB} = \frac{\partial p_B}{\partial \varepsilon_A} \div \frac{\partial p_A}{\partial \varepsilon_A}, \quad (4)$$

em que R_{AB} é a razão de transmissão associada ao choque do produto

na região A; $\frac{\partial p_A}{\partial \varepsilon_A}$, variação infinitesimal do choque em A, que leva à

variação do preço do produto nessa região; e $\frac{\partial p_B}{\partial \varepsilon_A}$, 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 será perfeita e variações nos preços do produto homogêneo serão transmitidas, de forma completa, entre as regiões. Além disso, quando $R_{AB} \neq R_{BA}$, a razão de transmissão não será simétrica e a região A poderá estar mais integrada com B do que B com A (ROSADO, 2006).

3. Referencial analítico

3.1. Testes de raiz unitária e cointegração

De acordo com Gujarati (2006), 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 alto coeficiente de determinação, mesmo não existindo relações econômicas

entre as variáveis. No entanto, apesar de as séries serem não estacionárias, os coeficientes e os testes estatísticos t e F da regressão serão confiáveis, caso as séries sejam integradas de mesma ordem e sincronizadas, ou seja, cointegradas.

A grande vantagem desse resultado é que as 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 teste amplamente utilizado em análise de estacionaridade de séries temporais é o 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 autocorrelação dos resíduos. A equação de teste de raiz unitária ADF, em sua forma completa com os componentes intercepto e tendência, é representada por:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (5)$$

em que Δ é o operador de diferença da variável em estudo, no caso Y_t , β_1 e β_2 , parâmetros intercepto e tendência, respectivamente; δ ,

parâmetro da variável defasada; $\alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i}$, termo de diferenças

defasadas para evitar problemas de autocorrelação existentes nos resíduos, cujas defasagens podem ser indicadas pelos critérios estatísticos de Akaike (AIC) e Schwarz (SC); e ε_t , erro aleatório. O teste ADF é utilizado para testar a significância estatística do parâmetro δ , estimado na equação (5), da seguinte forma:

$$H_0 : \delta_0 = 0; \tag{6}$$

$$H_1 : \delta_1 \neq 0.$$

De acordo com Enders (1995), caso a hipótese nula testada fosse rejeitada, i.e., se a estatística τ (*tau*) calculada fosse tal que $|\tau| > |\tau_\tau|$, em valor absoluto maior que a estatística tabelada (τ_τ) na equação (5), a dado nível de significância estatística crítica, a série não teria raiz unitária, sendo estacionária.

Entretanto, caso a hipótese nula não fosse rejeitada, ou seja, $|\tau| < |\tau_\tau|$, dever-se-ia analisar a significância estatística dos termos intercepto e tendência na equação de teste (5), uma vez que o teste de raiz unitária é sensível à presença desses termos. Assim, para a equação de teste (5), com intercepto e sem tendência, a estatística tabelada de teste passaria a ser τ_μ e para a equação sem intercepto e sem tendência, τ .

Confirmada a hipótese da existência de raiz unitária na série, esta deveria ser diferenciada e testada, novamente, na presença de raiz na série em diferenças, seguindo a sequência anteriormente apresentada, sendo realizadas d diferenciações até que o teste de raiz unitária fosse rejeitado e a ordem de integração da série, indicada por $I(d)$. Caso a primeira diferença fosse estacionária, então se trabalharia com a série em primeira diferença, sendo seu grau de integração igual a 1, ou seja, $I(1)$.

Ao confirmar que as séries são não-estacionárias e integradas de mesma ordem, passa-se à análise de cointegração propriamente dita. O teste utilizado neste trabalho, para análise de cointegração, é o de Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990), que se fundamentam na versão reparametrizada de um modelo Autorregressivo Vetorial (VAR).

3.2. Modelo Autorregressivo Vetorial (VAR)

Nas análises que incluem mais de uma série temporal pode-se utilizar o modelo *Vector Autoregression* (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 destas.

O modelo Autorregressivo Vetorial (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 por MQO, sendo representado por:

$$y_t = \psi + \vartheta_1 y_{t-1} + \dots + \vartheta_p y_{t-p} + \omega d_t + u_t, \quad (6)$$

em que $BB^{-1} = I$; $\psi = B^{-1}\alpha$; $\vartheta_1 = B^{-1}\theta_1$; $\vartheta_p = B^{-1}\theta_p$; $\omega = B^{-1}\phi$; e $u_t = B^{-1}\varepsilon_t$. O VAR padrão pode ser estimado diretamente pelo método de Mínimo Quadrado Ordinário (MQO) (ENDERS, 1995).

3.3. Testes de causalidade, decomposição da variância do erro de previsão e função impulso-resposta

Em termos gerais, o teste de causalidade, de Granger (1969), tem sido amplamente utilizado em estudos econômicos para identificação do sentido das variações nos preços de *commodities* agrícolas. O teste de Granger requer a estimativa de duas equações, a saber:

$$X_t = \beta_{10} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{X_i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{Z_i} Z_{t-i} + u_{1t}; \quad (7)$$

$$Z_t = \beta_{20} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{Z_i} Z_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{X_i} X_{t-i} + u_{2t}; \quad (8)$$

em que X e Z são as variáveis em estudo; β , coeficientes a serem estimados; e u_{1t} e u_{2t} , erros aleatórios. No teste pode-se utilizar o modelo VAR, que requer que as variáveis sejam estacionárias

As possíveis direções de causalidade entre as variáveis são:

1. Causalidade unidirecional de Z para X : $\beta_{Z_i} \neq 0, i = 1, 2, \dots, n.$ e $\beta_{X_i} = 0, i = 1, 2, \dots, n.$
2. Causalidade unidirecional de X para Z : $\beta_{X_i} \neq 0, i = 1, 2, \dots, n.$ e $\beta_{Z_i} = 0, i = 1, 2, \dots, n.$
3. 1. Causalidade bilateral entre Z e X : $\beta_{Z_i} \neq 0, i = 1, 2, \dots, n.$ e $\beta_{X_i} \neq 0, i = 1, 2, \dots, n.$
4. 1. Independência entre Z e X : $\beta_{Z_i} = 0, i = 1, 2, \dots, n.$ e $\beta_{X_i} = 0, i = 1, 2, \dots, n.$

Além do teste de causalidade, o modelo VAR permite obter a função impulso-resposta e a decomposição da variância do erro de previsão. O primeiro mede o tempo da resposta do sistema e das variáveis a choques aplicados aos resíduos das séries, enquanto o segundo informa o quanto a variância do erro de previsão de uma série é explicada pela própria

série ou por outras séries, o que é um indicativo de causalidade entre as séries temporais.

Ao transformar o modelo VAR em um VMA (Vetor Média Móvel) e promover a ortogonalização dos resíduos e diagonalizar a matriz de variância-covariância dos erros para verificar o efeito do choque em apenas uma variável sobre o sistema, podem-se obter a Função Impulso Resposta e a Decomposição da Variância do Erro de Previsão. Na sua forma compacta, o VMA é apresentado por

$$y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i}, \quad (9)$$

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

Ao utilizar a equação anterior para realização da previsão, o erro de previsão é expresso pelos seus próprios resíduos:

$$y_{t+n} - E_t y_{t+n} = \sum_{i=0}^{n-1} \phi_i \varepsilon_{t+n-i}, \quad (10)$$

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, representado por

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

Denominando a variância do erro de previsão de x_{t+n} por $\sigma_y(n)^2$:

$$\sigma_y(n)^2 = E_t[(x_{t+n} - E_t x_{t+n})^2], \quad (12)$$

em que $\sigma_y(n)^2$ é função de x_t e z_t , a variância do erro pode ser decomposta em termos da série $\{x_t\}$ e $\{z_t\}$, obtém-se a Decomposição da Variância do Erro de Previsão, em que $\sigma_y(n)^2$ aumenta com a elevação do horizonte de previsão n , dado que $\phi_{jk}(i)^2 > 0$ (ENDERS, 1995).

3.4. Fonte de dados

Os dados utilizados são logaritmos das séries de preços mensais médios do quilo do frango resfriado no atacado, nos estados do Paraná e São Paulo, entre 01/1995 e 12/2007, sendo as séries coletadas junto ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e deflacionadas pelo IGP-DI, com período base em 12/2007. O *software* utilizado nas análises foi o *EViews 5.0*.

4. Resultados

Antes da estimação do modelo VAR, verificou-se a ordem de integração das variáveis, uma vez que, para utilizar o modelo, as variáveis têm que ser estacionárias. Caso contrário, devem-se realizar testes de cointegração que justifiquem a utilização do modelo VAR com correção de erro, denominado VEC.

Assim, utilizou-se o teste de raiz unitária ADF, de acordo com a metodologia de teste proposta por Enders (1995). De acordo com os resultados, as séries são estacionárias em nível, pois a estatística de teste calculada é maior em valor absoluto que a estatística tabelada a 5% de significância (Tabela 4).

Tabela 4 – Teste de raiz unitária ADF das séries de preços em nível, 01/1995 a 12/2007

Série	Est. Calculada ¹	Est. Tabelada ²	P-valor
Paraná	-4,709852	-4,018748	0,0010
São Paulo	-5,292464	-4,018748	0,0001

¹ Estatística τ_t . ² Nível de significância a 1%.

Fonte: Dados de pesquisa.

Dessa forma, o modelo indicado para as estimações é o VAR, com séries em nível. O modelo estimado foi um VAR com duas defasagens, as quais foram determinadas pelos critérios de informação AIC, SC e HQ (Tabela 5).

Tabela 5 – Seleção da ordem de defasagem do modelo VAR, 01/1995 a 12/2007

Lag	AIC	SC	HQ
0	-3,612551	-3,531545	-3,579639
1	-5,745123	-5,583112	-5,679299
2	-5,892975*	-5,649958*	-5,794238*
3	-5,860074	-5,536051	-5,728424
4	-5,838468	-5,433439	-5,673906
5	-5,817869	-5,331834	-5,620394
6	-5,782148	-5,215107	-5,551760
7	-5,759016	-5,110970	-5,495716
8	-5,801845	-5,072793	-5,505633

* Indica a ordem selecionada pelo critério.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Para verificar a adequação do modelo com dois lags, realizou-se o teste de autocorrelação Multiplicador de Lagrange (LM) nos resíduos do modelo. Conforme Tabela 6, o teste LM não detectou presença de autocorrelação nos resíduos, o que indica a adequação do modelo com dois lags para obtenção dos resultados a serem utilizados nas análises.

Tabela 6 – Resultados do teste Multiplicador de Lagrange (LM) para os resíduos do modelo

Lags	Estatística LM	Probabilidade
1	1,244617	0,8707
3	3,656901	0,4544
4	1,305977	0,8604
5	1,019507	0,9068
6	0,701490	0,9511
7	4,950501	0,2924
8	5,703041	0,2225

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nesse sentido, a primeira análise realizada foi pelo teste de causalidade, de Granger, para identificar o sentido da variação dos preços da carne de frango entre os mercados do Paraná e São Paulo. Pelo teste, a hipótese nula de que o preço no estado de São Paulo não causa o preço no Paraná foi rejeitada, pois a estatística F calculada foi maior que a estatística F tabelada a 1%, como pode ser visto pelo P-valor (Tabela 7).

Tabela 7 - Resultados do teste de Granger para as séries de preços, 01/1995 a 12/2007

Hipótese nula	Estatística F	P-valor	Nº lags
SP não causa PR	18,76244	0,0001*	2
PR não causa SP	0,763336	0,6827	2

* Denota rejeição da hipótese nula ao nível de 1% de probabilidade.

Fonte: Resultados da pesquisa.

No entanto, o teste não rejeitou a hipótese nula de que os preços no Paraná não causaram os preços em São Paulo, constatando que houve causalidade unidirecional de preços do frango paulista para o preço paranaense. Nesse sentido, oscilações de preços na maior região consumidora do produto causaram variações nos preços na maior região produtora.

Cabe ressaltar que o teste de causalidade não implica relação de causa e efeito, mas sim que há precedência temporal. Dessa forma, espera-se apenas que os preços da carne no mercado paulista tenham recebido ajuste, visto que o mercado paranaense ajustou os preços defasadamente.

Por fim, obtiveram-se a decomposição da variância dos erros de previsão e a função impulso-resposta dos preços do frango no Paraná e em São Paulo. Em relação à variância dos erros de previsão, como pode ser visto na Tabela 8, as séries de preços são interdependentes, embora o preço paulista tenha influenciado, mais intensamente, os preços em ambos os estados, o que explica uma considerável parcela do erro de previsão das séries.

Assim, por exemplo, no décimo segundo mês, 98,35% na dinâmica do preço em São Paulo foi decorrente da própria variável e 1,65%, da dinâmica do preço no Paraná. No mesmo mês, 48,29% da dinâmica do preço no Paraná foi devido à dinâmica do preço de São Paulo e 51,71%, à própria variável preço no Paraná (Tabela 8).

Tabela 8 – Proporção, em porcentagem, da decomposição da variância dos erros de previsão para as variáveis preços nos estados do Paraná e São Paulo, 01/1995 a 12/2007

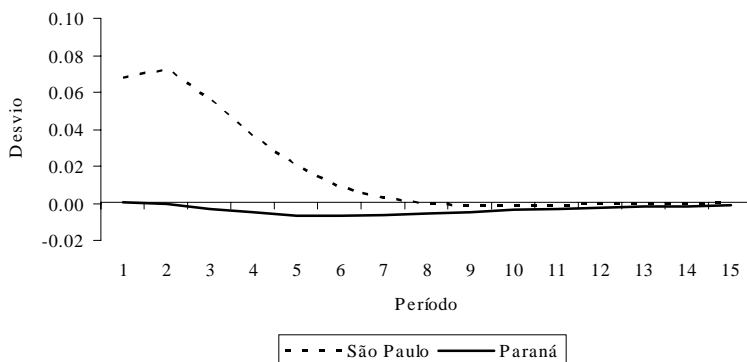
Meses	Preço em São Paulo		Preço no Paraná	
	SP	PR	SP	PR
1	100,0000	0,000000	25,08311	74,91689
2	100,0000	3,68E-07	42,10248	57,89752
3	99,94463	0,055374	47,93146	52,06854
4	99,75981	0,240186	49,47523	50,52477
5	99,46930	0,530698	49,47912	50,52088
6	99,15189	0,848107	49,10865	50,89135
7	98,87577	1,124232	48,78058	51,21942
8	98,66881	1,331190	48,56986	51,43014
9	98,52780	1,472204	48,44543	51,55457
10	98,43710	1,562902	48,36981	51,63019
11	98,38054	1,619460	48,32082	51,67918
12	98,34569	1,654312	48,28772	51,71228

Fonte: Dados de pesquisa.

Dessa forma, verifica-se forte influência dos preços paulistas nos preços paranaenses, uma vez que o estado de São Paulo é responsável pela maior proporção da variação do erro de previsão do preço no Paraná. Observa-se, também, que o estado de São Paulo é responsável por grande parte da própria proporção da variação do erro de previsão, sendo o estado do Paraná responsável apenas por pequena parcela dos erros do preço paulista (Tabela 8).

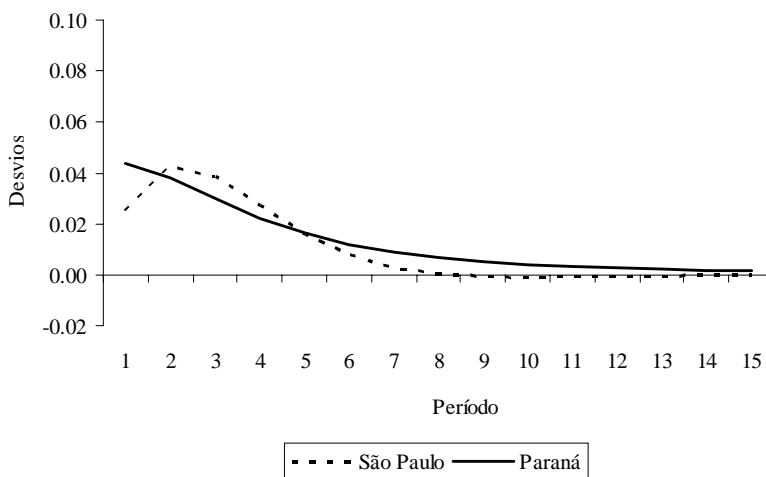
Por esta função impulso-resposta obteve-se o efeito de um choque de um desvio-padrão nos preços do frango, em cada região, sobre cada série de preços. Dessa forma, dado um choque no preço do frango no Paraná e em São Paulo, depois de ocorridas oscilações no preço do frango em São Paulo, o preço neste estado estabilizou-se com rapidez, indicando eficiência no fluxo de informações no mercado da carne de frango (Figuras 2 e 3).

O choque sobre a série de preços em São Paulo durou cerca de 6 meses, quando o choque ocorreu no mercado da carne paulista. Porém, quando o choque foi no mercado paranaense, observou-se pouca influência deste no preço paulista (Figura 2). Por sua vez, quando analisada a resposta dos preços no Paraná aos choques neste estado e no mercado paulista, observou-se que o preço da carne paranaense alterou-se tanto em virtude das mudanças próprias quanto em virtude das mudanças nos preços em São Paulo (Figura 3), evidenciando influência do mercado de frango paulista no mercado paranaense. Além disso, o preço no mercado do frango no Paraná levou cerca de 7 meses para estabilizar-se e voltar ao mesmo nível praticado antes da ocorrência do choque no mercado.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 2 - Função impulso-resposta do preço da carne de frango em São Paulo, em relação às variações de preços da carne nos estados de São Paulo e Paraná.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 3 - Função impulso-resposta do preço da carne de frango no Paraná, em relação às variações de preços da carne nos estados de São Paulo e Paraná.

5. Conclusão

O presente artigo objetivou analisar a relação entre o preço do frango nos estados do Paraná e São Paulo, no período de 01/1995 a 12/2007, com vistas em fornecer informações sobre o comportamento dos preços da carne de frango entre as principais regiões produtora e consumidora.

Pelo modelo VAR, verificou-se relação de causalidade unidirecional entre os preços de São Paulo e os do Paraná, o que indica maior influência dos preços da maior região consumidora, São Paulo, como líder na antecipação da variação dos preços, e da maior região produtora, Paraná, como seguidora das variações nos preços do frango.

Ao analisar a decomposição do erro de previsão e a função impulso-resposta, evidenciou-se, novamente, a importância da dinâmica da série de preços de São Paulo para a série de preços no Paraná e constatou-se que os ajustes nos preços ocorrem em um período curto de tempo, o que indica rapidez na transmissão de informações e eficiência na comercialização do produto entre os mercados analisados.

Referências

ANUALPEC 2005. **Anuário da Pecuária Brasileira**. São Paulo: FNP Consultoria & Comércio, 2005. 340 p.

ANUALPEC 2007. **Anuário da Pecuária Brasileira**. São Paulo: FNP Consultoria & Comércio, 2007. 368 p.

BARBOSA, M. Z.; MARGARIDO, M. A.; NOGUEIRA JÚNIOR, S. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão. **Nova Economia**, v. 12, n. 2, p. 79-108, 2002.

BITTENCOURT, M. V. L.; BARROS, G. S. C.. Relações de Preço de Frango nas Regiões Sul e Sudeste do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 34, n. 3/4, p. 147-172, 1996.

CONAB. Companhia Nacional de Abastecimento. **Publicações especializadas**. Disponível em: < <http://www.conab.gov.br/conabweb/> > Acesso em: 15 mar. 2008.

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

FACKLER, P.; GOODWIN, B. K. **Spatial price analysis: a methodological review**. North Carolina: North Carolina State University: Department of Agricultural and Resource Economics, 2000. (Mimeorg).

FAMINOW, M. D.; BENSON, B. L. Integration of spatial markets. **American Journal of Agricultural Economics**, 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**, v. 83, n. 2, p. 302-317, 2001.

GRANGER, C. W. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. **Econometrica**, Oxford, v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo: **ELSEVIER**, 2006. 812 p.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. **Ipeadata – série histórica**. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em 10 jan. 2008.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, V. 12, n. 2-3, p. 231-254. 1988.

*Alan Figueiredo de Arêdes, Matheus Wemerson Gomes Pereira,
Alexandre Bragança Coelho & Marcelo de Castro Alves*

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

MUNDLACK, Y.; LARSON, D. F. On the transmission of world agricultural prices. **The World Bank Economic Review**, v. 6, n. 3, p. 399-422, 1992.

NOGUEIRA, F. T. P. **Integração dos mercados internos e externos de café**. 120 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2005.

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

ROSADO, P. L. **Integração espacial entre os mercados brasileiros de suínos**. 117 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2006.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, p. 1-48, 1980.

UBA. União Brasileira de Avicultura. **Relatório Anual 2006/2007**. Disponível em: <http://www.uba.org.br/ubanews_files/relatorio_uba_06_07_baixa_1.pdf> Acesso em: 25 fev. 2008.

Abstract: This paper aims to check whether there is a relationship between wholesale chicken prices in the states of Paraná and São Paulo in the period on 01/1995 to 12/2007. Was used the model Vector Autoregressive (VAR) for realization of causality test, forecast error variance decomposition and impulse response function. The results indicate the relationship of unidirectional causality from São Paulo to Parana prices and the São Paulo's series is responsible for explain the behavior of Parana's series. It was found that the shocks occurring in the market for chicken in these two states lead to price instability and tends to fit in both location over time, returning to its level prior to the original one shock.

Keywords: chicken price, wholesale, cointegration, Paraná, São Paulo.