

# **ANÁLISE DO COMPORTAMENTO DOS PREÇOS DO BOI GORDO E DO BEZERRO NA PECUÁRIA DE CORTE PAULISTA, JANEIRO DE 1995 A ABRIL DE 2006: UMA APLICAÇÃO DO Modelo VAR<sup>1</sup>**

**Raquel Castellucci Caruso Sachs<sup>2</sup>**  
**Sônia Santana Martins<sup>3</sup>**

**RESUMO:** Este trabalho analisou os efeitos que choques nos preços do boi gordo têm sobre o comportamento dos preços do bezerro no Estado de São Paulo para o período de janeiro de 1995 a abril de 2006. Utilizaram-se, na análise, os testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), de co-integração de Johansen, o método de autorregressão vetorial (VAR), decomposição dos erros da variância e função de resposta de impulso. Os resultados mostraram que os preços do boi gordo e do bezerro, no período analisado, não apresentam relação de equilíbrio no longo prazo, embora o preço do boi gordo influencie de forma intensa os preços do bezerro.

**Palavras-chave:** boi gordo, bezerro, co-integração, modelo de Autorregressão Vetorial (VAR).

## **ANALYSIS OF FEEDER CATTLE AND FINISHING STEER PRICE BEHAVIOR IN THE STATE OF SAO PAULO, BRAZIL: AN APPLICATION OF THE VECTOR AUTO-REGRESSION MODEL (VAR)**

**ABSTRACT:** This paper analyzed the price impact the price of finishing steers on calf price in the State of São Paulo over the January 1995 - April 2006. In this analysis, the Augmented Dickey-Fuller unit root test, Johansen's co-integration test and the Vector Auto-Regression model were employed. In this period, the results indicated the prices of finishing steers and feeder cattle had no long-term equilibrium relationship, though the prices of the former strongly influenced that of the latter.

**Key-words:** finishing steer, feeder cattle, co-integration, vector auto-regression model.

**JEL Classification:** C00, C3, C32.

---

<sup>1</sup>Registrado no CCTC, ASP-21/2006.

<sup>2</sup>Engenheira Agrônoma, Mestre, Pesquisadora Científica do Instituto de Economia Agrícola (e-mail: raquelsachs@iea.sp.gov.br).

<sup>3</sup>Engenheira Agrônoma, Doutora, Pesquisadora Científica do Instituto de Economia Agrícola (e-mail: soniasm@iea.sp.gov.br).

## 1 - INTRODUÇÃO

Segundo estimativa feita pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA) e Coordenadoria de Assistência Técnica Integral (CATI), o Estado de São Paulo possuía, em 2005, 10,08 milhões de hectares de pastagens e 14,7 milhões de bovinos (AMARAL; GHOBRIL; COELHO, 2006).

Em 2005, a carne bovina foi responsável por 14,41% do valor total da produção agropecuária do Estado, com uma produção de 79,83 milhões de arrobas de carne bovina, e a produção de leite foi responsável por 3,54% do valor total da produção do Estado, com uma produção de 2,09 trilhões de litros (TSUNECHIRO et al., 2006).

Diante da grande representatividade da pecuária no contexto econômico estadual, a análise do comportamento de preços dentro dessa cadeia produtiva é de extrema importância.

A cadeia produtiva da carne bovina envolve uma série de segmentos dentro da etapa da produção animal, que podem ser conduzidos por diferentes agentes econômicos: os criadores que possuem as matrizes e reprodutores e produzem os bezerros desmamados, os que compram e recriam os bezerros desmamados e produzem os garrotes ou novilhas, os que compram garrotes ou novilhas e produzem os bois magros ou vacas para cria e/ou engorda, os que engordam bois magros ou vacas magras até o ponto de abate, os que compram vacas magras ou novilhas para utilizarem-nas para reprodução. Nada impede que muitos criadores atuem em mais de uma dessas fases, havendo inclusive os que atuam em todo o ciclo, da produção do bezerro à produção do boi gordo, e também os que já engordam novinhos até boi gordo em pouco tempo.

Para cada uma dessas categorias de animal há um mercado, onde esses animais são comercializados entre criadores que desenvolvem etapas complementares da produção e onde se definem os seus preços de comercialização. O boi gordo e a vaca gorda, produtos finais da criação de bovinos para corte, são vendidos para os abatedouros ou frigoríficos, que abastecem o mercado varejista de carne

bovina, constituído por supermercados e açougues e pelo comércio internacional. O fato de os mercados de boi gordo e de bezerro serem os mais bem cobertos por informações de preço torna natural que, nos negócios com outras categorias, os preços do boi gordo ou do bezerro sejam tomados como referência.

Os preços dos animais vivos apresentam acentuada sazonalidade dentro do ano, relacionada com a disponibilidade de animais gordos em ponto de abate, que por sua vez é função da maior ou menor disponibilidade de pastagens ao longo das estações do ano. Os preços dos animais vivos apresentam também ciclos plurianuais de acréscimo e decréscimo, conhecidos como ciclo pecuário, "*no qual a queda na cotação do boi gordo deflagra retração nas cotações das categorias intermediárias até que as matrizes passam a ser descartadas, acentuando o excesso de oferta de carne bovina e a queda dos preços. Os preços só tendem a reagir quando se verifica redução na disponibilidade de boi gordo, o que, dado o sistema de exploração extensivo empregado, deverá ocorrer três a quatro anos após o início do descarte de matrizes*" (TOLEDO e SANTIAGO, 1984).

A existência desses ciclos na pecuária de corte deve ser levada em consideração quando se definem políticas de financiamento para o setor, pois, adotadas em momento inadequado, podem vir a reforçar fases de preços altos, que prejudicam os consumidores de carne, ou de preços baixos dos animais, que prejudicam os produtores. O ideal, em matéria de políticas para a pecuária, são as medidas que encurtam as fases ascendente ou descendente do ciclo pecuário ou estabilizam o preço da carne em patamar mediano.

Alguns trabalhos encontrados na literatura estudaram a transmissão de preços entre diferentes níveis de mercado, como o trabalho de Bliska (1989), que analisou a transmissão de preços de carne bovina entre produtor, atacado e varejo. Outros trabalhos desenvolveram modelos de previsão de preços na pecuária, podendo-se citar, entre eles, os trabalhos de Kassouf (1988) e Bacchi (1994). Ou, ainda, transmissão de preços entre diferentes segmentos da pecuária de corte. Entre eles, podem-se citar os

trabalhos de Hasegawa (1995) e Bacchi (1999).

Hasegawa (1995), trabalhando com séries de preços referentes ao período 1970 a 1994, conclui que "o preço do boi gordo é o único a influenciar sistematicamente os demais preços da pecuária de corte" e que "na fase ascendente do ciclo, o mercado do boi gordo domina os demais mercados como fonte da variação dos preços, enquanto que, na fase descendente, as outras categorias passam a influenciar muito mais os outros mercados quanto a variação de preços".

Bacchi (1999), analisando a transmissão de preços entre boi gordo, bezerro e boi magro para o período de janeiro de 1981 a fevereiro de 1995, concluiu que existe um alto grau de integração entre os setores de produção desses segmentos da pecuária e que as variações de preços do boi gordo são transmitidas rapidamente para os outros dois segmentos da cadeia produtiva.

A hipótese deste trabalho, baseada no conhecimento empírico dos pecuaristas, é a de que as variações no preço do boi gordo continuem influenciando na formação de preço das outras categorias de bovinos, apesar da evolução recente da pecuária bovina brasileira, que se caracterizou pelo encurtamento do ciclo de produção dos animais, pela redução da sazonalidade da oferta de carne e pelo aumento da taxa de desfrute dos rebanhos.

## 2 - OBJETIVOS

O objetivo deste trabalho é analisar a relação entre os preços do boi gordo e os preços do bezerro no Estado de São Paulo, para o período de janeiro de 1995 a abril de 2006. Especificamente, objetiva-se verificar como variações no preço do boi gordo se transmitem para o preço do bezerro ao longo do tempo, por meio da função de resposta de impulso e decomposição da variância dos erros de previsão.

Para os pecuaristas especializados na criação dos animais, como também os agentes envolvidos na criação/engorda, recria/engorda e engorda, a reposição do rebanho é fundamental para a continuidade da

atividade e, portanto, é essencial o conhecimento do comportamento dos preços do bezerro e a relação de troca entre boi gordo e bezerro (SCHOUCHANA e CAF-FAGNI, 2001).

Segundo Nogueira (2003), a compra dos animais de reposição somam 48,5% do custo operacional nas atividades de recria e engorda. Portanto, devido a essa interação entre os preços de boi gordo e bezerro, utilizou-se o teste de co-integração para identificar o possível relacionamento de longo-prazo entre as variáveis, ou seja, por meio desse teste verifica-se se essas variáveis caminham juntas ao longo do tempo, o que não implica que os preços desses animais convirjam para um mesmo preço.

## 3 - MATERIAL E MÉTODOS

### 3.1 - Material

Foram utilizadas duas séries de tempo com observações mensais relativas às variáveis preço nominal do boi gordo no Estado de São Paulo em R\$/@ e preço nominal do bezerro no Estado de São Paulo em R\$/unidade. Os dados básicos foram obtidos dos levantamentos realizados pelo IEA com produtores do interior do Estado e publicados na Revista Informações Econômicas durante o período de janeiro de 1995 a abril de 2006.

Os dados do preço do boi gordo e do bezerro foram utilizados na sua forma nominal, ao invés da real, devido à metodologia empregada neste trabalho, pois o uso de algum tipo de deflator pode contaminar as séries, ao inserir elementos estranhos à série original e, conseqüentemente, levar à identificação de modelos deturpados. Portanto, questões relativas à deflação de preços e qual deflator a ser utilizado devem ser analisadas cuidadosamente, pois esse procedimento possivelmente interferiria nos resultados e na análise. Pino e Rocha (1994) demonstraram a possibilidade de se trabalhar perfeitamente com séries de tempo nominais, conforme demonstrado a seguir.

"Sendo  $z_t$  a série original não-deflacionada e  $d_t$

um deflator apropriado, tal que:

$$y_t = z_t / d_t$$

Então,

$$\begin{aligned} Y_t &= \log \frac{y_t}{y_{t-1}} \\ &= \log \frac{z_t / d_t}{z_{t-1} / d_{t-1}} \\ &= \log \frac{z_t}{z_{t-1}} - \log \frac{d_t}{d_{t-1}} \end{aligned}$$

Por outro lado, é usual ajustar o modelo à série centrada ao redor da média quando se toma uma diferença de ordem 1:  $Y_t - \bar{Y}$ . Neste caso,

$$\begin{aligned} \bar{Y} &= \frac{1}{n} \sum_i Y_i \\ &= \frac{1}{n} \sum \left( \log \frac{z_i}{z_{i-1}} - \log \frac{d_i}{d_{i-1}} \right) \\ &= \frac{1}{n} \sum \log \frac{z_i}{z_{i-1}} - \frac{1}{n} \sum \log \frac{d_i}{d_{i-1}} \end{aligned}$$

Porém, se a taxa de inflação for semelhante de mês a mês no período considerado, então,

$$\frac{d_t}{d_{t-1}} \approx k$$

qualquer que seja  $t$ , isto é, essa relação é aproximadamente constante. Logo,

$$\log \frac{y_t}{y_{t-1}} - \frac{1}{n} \sum \log \frac{y_i}{y_{i-1}} = Y_t - \bar{Y}$$

$$\begin{aligned} &= \log \frac{z_t}{z_{t-1}} - \log \frac{d_t}{d_{t-1}} - \frac{1}{n} \sum \log \frac{z_i}{z_{i-1}} + \frac{1}{n} \sum \log \frac{d_i}{d_{i-1}} \\ &\approx \log \frac{z_t}{z_{t-1}} - \frac{1}{n} \sum \log \frac{z_i}{z_{i-1}} \end{aligned}$$

Portanto, da forma como as séries foram transformadas, o modelo com a série deflacionada é aproximadamente equivalente ao modelo com a série sem deflação”.

Ressalta-se, ainda, que o período considerado para a análise neste trabalho corresponde ao período pós Plano Real, a partir do qual as taxas de inflação são baixas.

Neste estudo, as variáveis foram utilizadas na forma de logaritmo, então, os valores dos próprios coeficientes fornecem diretamente as respectivas elasticidades. Logo, as variáveis logarítmicas dos preços do boi gordo e do bezerro foram denominadas *Lbg* e *Lbez*, respectivamente.

### 3.2 - Método

Trabalhos empíricos baseados em dados de séries temporais geralmente assumem que essas séries são estacionárias. Em uma regressão pode-se obter um alto valor do coeficiente de determinação ( $R^2$ ), embora não exista uma relação significativa entre as variáveis. Essa situação é denominada de regressão espúria (GUJARATI, 1995).

Segundo Harris (1995), uma série estacionária tende a retornar ao seu valor médio e tem variância finita, enquanto uma série não estacionária tem uma média diferente para cada ponto no tempo e sua variância aumenta com o tamanho da amostra.

Para determinar a ordem de integração das variáveis, foi utilizado o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), conforme apresentado em Dickey e Fuller (1981 e 1979). Os valores críticos para os testes individuais de raiz unitária foram obtidos em Mackinnon (1991), enquanto os valores críticos para os testes conjuntos foram extraídos de

Dickey e Fuller (1981).

O teste de raiz unitária ADF utiliza a seguinte autorregressão:

$$\nabla z_t = \alpha + \beta t + (\rho_1 - 1)y_{t-1} - \sum_{j=1}^{p-1} \rho_{j+1} \nabla y_{t-j} + e_t \quad (1)$$

onde:  $\alpha$  é o intercepto,  $t$  é a tendência,  $\nabla$  é o operador diferença ( $\nabla Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ) e  $\nabla Y_{t-j}$  é a própria variável dependente, diferenciada e defasada. O número de defasagens é determinado pelo menor valor do Critério de Schwarz e visa eliminar a autocorrelação dos resíduos, e  $e_t$  representa a estrutura de erro, que assume ser identicamente e independentemente distribuída.

O teste de raiz unitária testa a hipótese nula de presença de raiz unitária ( $\rho = 1$ ) contra a hipótese alternativa de que a série é estacionária ( $\rho < 1$ ), considerando a presença ou não da constante e/ou da tendência (denominados testes  $\tau$ ,  $\tau_\mu$  e  $\tau_\tau$ ), e também possibilita a realização de testes conjuntos sobre o parâmetro de raiz unitária e a presença ou não do intercepto e/ou tendência (denominados testes  $\phi_1$  e  $\phi_3$ ).

O teste de co-integração procura identificar se duas ou mais variáveis integradas de mesma ordem possuem uma relação de equilíbrio no longo prazo. A interpretação econômica de co-integração, segundo Harris (1995), é de que se existe uma relação de equilíbrio de longo-prazo entre as séries, então, mesmo que estas possam conter tendências estocásticas, ou seja, ser não estacionárias, as mesmas apresentam uma tendência conjunta de longo prazo. A diferença entre as séries será estável, ou seja, estacionária. Portanto, o conceito de co-integração mimetiza a existência de um equilíbrio de longo prazo para o qual um sistema econômico converge ao longo do tempo.

O teste de co-integração foi realizado utilizando-se a abordagem de Johansen, segundo Johansen e Juselius (1990). Esse procedimento baseia-se na seguinte versão reparametrizada de um modelo VAR (p):

$$\nabla y_t = \Gamma_1 \nabla y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \nabla y_{t-p+1} + \Pi y_{t-1} + \mu + \varphi_t' + e_t \quad (2)$$

onde  $y_t$  é um vetor com  $k$  variáveis,  $e_t \sim N(0, \Sigma)$  e  $E(e_t, e_s') = 0$  para qualquer  $t$  diferente de  $s$ , e  $d_t$  é um vetor de variáveis binárias para captar a variação estacional e/ou variáveis de intervenção.

A metodologia de co-integração de Johansen apresenta três situações distintas. Se o posto de  $\pi$  é completo (posto igual a  $r$ ), isto é, há  $r = k$  colunas linearmente independentes, então  $y_t$  é estacionário; se o posto de  $\pi$  é zero ( $r = 0$ ), então  $\nabla y_t$  é estacionário e não há relacionamento de co-integração; finalmente, se  $0 < r < k$  existem matrizes  $\alpha$  e  $\beta$  de dimensão  $k \times r$  tais que  $\pi = \alpha\beta'$  e o vetor  $\beta'y_t$  é estacionário, havendo, portanto,  $r$  vetores de co-integração (as  $r$  colunas de  $\beta$ ).

Neste estudo, para testar a presença de vetores de co-integração, foi utilizada a estatística  $\lambda_{trace}$ . Para testar a hipótese nula de que existem pelo menos  $r$  vetores de co-integração, a qual pode ser representada matematicamente da forma abaixo, conforme Johansen e Juselius (1990), citados por Margari-do; Fernandes; Turola (2002):

$$H_0: \lambda_i = 0 \quad i = r + 1, \dots, n$$

Ou seja, somente os primeiros  $r$  autovalores ( $\lambda$ ) são diferentes de zero. Essa restrição pode ser imposta para diferentes valores de  $r$ . O próximo passo consiste na comparação do valor do logaritmo da função de verossimilhança do modelo com a restrição relativamente ao logaritmo da função de verossimilhança do modelo sem a restrição. Esse teste é denominado estatística  $\lambda_{trace}$  e é representado, em termos algébricos:

$$\lambda_{trace} = -2\log(Q) = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$r = 0, 1, 2, \dots, n-2, n-1. \quad (3)$$

onde  $Q$  = (função de verossimilhança restrita maximizada ÷ função de verossimilhança sem restrição maximizada).

Os efeitos dinâmicos de choques do preço do boi gordo sobre o preço do bezerro foram estudados através da análise de Auto-Regressão Vetorial (VAR), que é uma metodologia indicada para estimar modelos que envolvem inter-relações complexas entre variáveis.

Um modelo VAR pode ser representado por:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + e_t \quad (4)$$

onde  $y_t$  é um vetor ( $n \times 1$ ) com as variáveis de interesse,  $\phi$  é uma matriz de coeficientes de ordem  $k \times k$ , e  $e_t$  é um vetor coluna de erros contendo um processo ruído branco (*white noise*) com as seguintes propriedades:

$$E(e_t) = 0 \text{ para todo } t \text{ e}$$

$$E(e_t e_s') = \begin{cases} \Sigma & s = t \\ 0 & s \neq t \end{cases}$$

onde  $\Sigma$  é a matriz de covariância, que pressupõe-se ser definida como positiva, enquanto os termos são serialmente não correlacionados, mas podem ser contemporaneamente correlacionados.

A equação (4) pode ser escrita como:

$$\phi(B)y_t = e_t \quad (5)$$

onde  $\phi(B)$  é um polinômio com operador de defasagem tal que  $B^j y_t = y_{t-j}$  para  $j$  inteiro. E a matriz  $\phi_0 = I$ .

Se o processo é estacionário, a equação (5) pode ser representada na forma de média móvel:

$$y_t = \Theta(B)e_t \quad (6)$$

Com  $\Theta(B)$ , que é estimado conhecendo-se  $\phi(B)$ , sendo um polinômio matricial de ordem infinita.

Segundo Margarido; Fernandes; Turolla (2002), ao utilizar modelos VAR ou VEC (modelo de auto-regressão vetorial com correção de erro), um dos principais objetivos é examinar os efeitos de choques

individuais sobre a dinâmica do sistema, sendo necessário, para isso, efetuar alguns ajustes em relação à matriz de variância-covariância dos resíduos ( $\Sigma$ ), pois geralmente essa não é uma matriz diagonal, e os elementos de  $e_t$  podem ser correlacionados, de tal forma que um choque em  $e_{i,t-j}$  pode ser acompanhado por alterações contemporâneas nos demais. Dessa maneira, é necessário diagonalizar a matriz de variância-covariância para evitar que choques sobre determinada variável contaminem todo o sistema, impedindo a análise de efeito individual desse choque sobre o comportamento da variável de interesse.

Com esse procedimento é possível obter, para cada variável, a decomposição da variância dos erros de previsão  $k$  períodos à frente, em percentagem, permitindo aferir o poder explicativo de cada um dos componentes do modelo sobre os demais e, ainda, obter os comportamentos das variáveis em resposta a choques individuais em quaisquer componentes do sistema.

Supondo-se agora que cada série do vetor  $y_t$  seja integrada de ordem  $d$  -  $I(d)$ , isto é, seja não-estacionária devido à presença de raiz unitária (tendência estocástica), então um VAR nas diferenças deve ser estimado. O VAR nas diferenças pode ser representado por:

$$\phi^*(B)(1-B)y_t = e_t \quad (7)$$

$$\text{onde } \phi^*(L) = I + \phi_1^* L + \dots + \phi_{p-1}^* L^{p-1} \text{ e}$$

$$\phi_j^* = - \sum_{j=i+1}^p \phi_j$$

#### 4 - ANÁLISE DOS RESULTADOS

Apresentam-se inicialmente os resultados dos testes de raiz unitária, seguidos dos de co-integração e, por fim, os do modelo de VAR.

Antes de usar o teste de raiz unitária, foi necessário determinar o número de defasagens a serem

utilizadas em cada teste para eliminar uma possível autocorrelação dos resíduos. Pelo critério de Schwarz (BIC), foram necessárias duas defasagens para a variável preço do boi gordo e uma defasagem para a variável preço do bezerro, ambas em nível (Tabela 1).

O Critério de Informação de Schwarz indicou a necessidade de se incluir quatro defasagens para a variável preço do boi gordo diferenciada e não foi necessário incluir alguma defasagem para a variável preço do bezerro diferenciada.

Os resultados do teste de raiz unitária ADF estão apresentados na tabela 2. Pode-se verificar pelas significâncias dos testes  $\tau$  e  $\phi$  que as variáveis em nível não são estacionárias, portanto, não se rejeita a hipótese inicial de que há raiz unitária. Os testes conduzidos com as variáveis diferenciadas mostraram que elas são estacionárias, considerando todos os três níveis de significância adotados para cada estatística implementada. Portanto, as duas variáveis foram consideradas diferenças estacionárias, ou seja, integradas de ordem um ( $I(1)$ ), pois foi necessária a aplicação de uma diferença de ordem um para tornar cada uma estacionária.

Dado que os testes de raiz unitária mostraram que as duas variáveis, *Lbg* e *Lbez*, são  $I(1)$ , realizou-se o teste de co-integração a fim de verificar se essas variáveis tendem a uma situação de equilíbrio no longo prazo. Antes da aplicação do teste de co-integração, foi necessário determinar o número de defasagens a serem utilizadas. Para isso, empregou-se o Critério de Informação de Akaike, resultando em modelo autorregressivo para a terceira defasagem.

O teste de co-integração de Johansen constatou que não há vetor de co-integração. A hipótese nula ( $H_0$ ) de que não há nenhum vetor de co-integração ( $Rank = 0$ ) não foi rejeitada em favor da hipótese de alternativa ( $H_1$ ) de que tenha, pelo menos, um vetor de co-integração ( $Rank > 0$ ), uma vez que o valor calculado da estatística traço é inferior ao seu respectivo valor tabelado ( $11,70 < 12,21$ ) (Tabela 3).

Uma vez que o número de vetores é igual a zero, o modelo a ser ajustado deve ser um modelo de VAR nas diferenças.

Nas tabelas 4 e 5 são apresentados os resulta-

dos da decomposição da variância dos erros de previsão dos preços do boi gordo e do bezerro.

Em relação à variável *Lbg*, os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão mostraram que, em função de um choque não antecipado sobre essa variável, a maior parcela da decomposição do erro de previsão deve-se a ela própria. Mais precisamente, decorridos doze meses após a incidência de um choque não antecipado sobre os preços do boi gordo, cerca de 90,37% da decomposição do seu erro de previsão deve-se a ela mesma, e apenas, 9,63% deve-se ao comportamento dos preços do bezerro (Tabela 4). Ou seja, a variável preço do boi gordo é exógena em relação à variável preço do bezerro.

Já para a variável *Lbez*, verifica-se um comportamento distinto, pois, decorridos doze meses após um choque não antecipado sobre ela própria, sua decomposição da variância dos erros de previsão cai lentamente de 62,69% após um mês para 57,23% após os doze meses, enquanto o restante, cerca de 42,77% do comportamento dos preços do bezerro, deve-se aos preços do boi gordo (Tabela 5).

Além da decomposição da variância, verificou-se também as elasticidades das funções de resposta de impulso para as variáveis estudadas (Figuras 1 e 2).

A análise da função de resposta de impulso ortogonalizada mostra que variações não antecipadas nos preços do boi gordo no Estado de São Paulo são transferidas para os preços do bezerro praticamente da mesma forma que para os próprios preços do boi gordo, apontando para um forte relacionamento entre eles. Inicialmente, após um choque não antecipado nos preços do boi gordo, os preços do bezerro apresentam trajetória descendente até o terceiro mês. No quarto mês, o preço apresenta aumento, voltando a cair nos próximos dois meses e, a partir do quinto mês, os preços do bezerro apresentam trajetória ascendente, estabilizando-se em torno de zero a partir do décimo primeiro mês após a incidência do choque (Figura 1). No caso do próprio preço do boi gordo, após o choque inicial, essa variável tende a estabilizar-se em zero decorridos aproximadamente catorze meses após o choque (Figura 2).

**Tabela 1** - Determinação do Número de Defasagens Segundo o Critério de Informação de Schwarz (BIC) para Executar o Teste de Raiz Unitária do tipo ADF para as Variáveis *Lbg* e *Lbez*, Janeiro de 1995 a Abril de 2006

Variável	Valor Mínimo do Critério de Informação BIC	Defasagem(s) efetivamente utilizada(s) no modelo ARMA
<i>Lbg</i> <sup>1</sup>	BIC(2,0)	Duas defasagens
$\nabla Lbg$ <sup>2</sup>	BIC(4,0)	Quatro defasagens
<i>Lbez</i>	BIC(1,0)	Uma defasagem
$\nabla Lbez$	BIC(0,0)	Nenhuma defasagem

<sup>1</sup>Variável em nível.

<sup>2</sup>Variável diferenciada.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA) (1995-2006).

**Tabela 2** - Resultados do Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as Variáveis *Lbg* e *Lbez*, Janeiro de 1995 a Abril de 2006<sup>1</sup>

Variável	$\tau_\tau$	$\phi_5$	$\tau_\mu$	$\phi_1$	$\tau$
<i>Lbg</i> <sup>2</sup>	-1.79	1.78	-1.04	1.64	1.37
$\nabla Lbg$ <sup>3</sup>	-6.72	22.68	-6.64	22.05	-6.17
<i>Lbez</i>	-0.65	0.64	-1.09	2.20	1.70
$\nabla Lbez$	-9.97	49.75	-10.01	50.11	-9.83

<sup>1</sup>Valores críticos para  $\tau_\tau$ ,  $\tau_\mu$  e  $\tau$  obtidos conforme Mackinnon (1991). Correspondem respectivamente a -3,1461, -2,5779 e -1,6169 em nível de 10%; -3,4433, -2,8827 e -1,94223 em nível de 5%; -4,0278, -3,4793 e -2,5808 em nível de 1%. Os valores críticos para  $\phi_5$  e  $\phi_1$  foram obtidos em Dickey e Fuller (1981) e correspondem, respectivamente, a 5,47 e 3,86 em nível de 10%; 6,49 e 4,71 em nível de 5%; 8,73 e 6,70 em nível de 1%.

<sup>2</sup>Variável em nível.

<sup>3</sup>Variável diferenciada.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA) (1995-2006).

**Tabela 3** - Resultados do teste de Co-Integração de Johansen para a Estatística  $\lambda_{\text{traço}}$ , variáveis *Lbg* e *Lbez*, Janeiro de 1995 a Abril de 2006

H_0:	H_1:	Eigenvalue	$\lambda_{\text{traço}}$	Valor crítico	Intercepto no modelo de correção de erro	Intercepto no processo
Rank = r	Rank > r				Sem intercepto	Constante
0	0	0.0764	11.70	12,21		
1	1	0.0085	1.14	4,14		

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA) (1995-2006).

**Tabela 4** - Resultados da Proporção da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão para a Variável *Lbg*

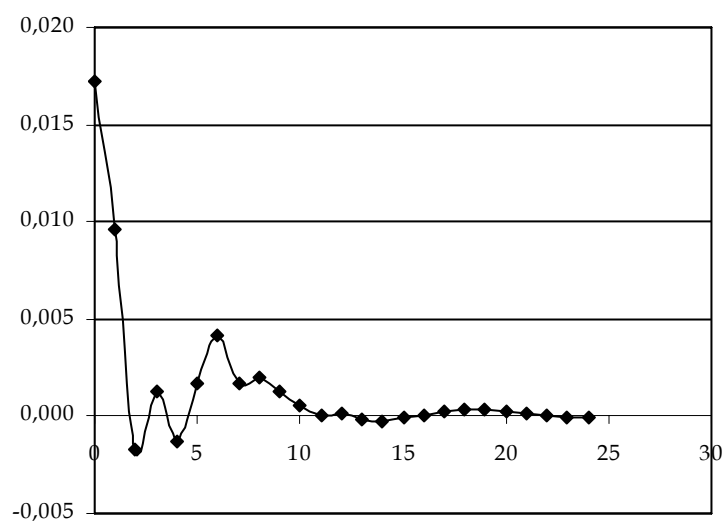
Variável	Período à frente	<i>Lbg</i>	<i>Lbez</i>
<i>Lbg</i>	Lead	(%)	(%)
	1	100,00	0,00
	6	93,72	6,28
	12	90,37	9,63

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA) (1995-2006).

**Tabela 5** - Resultados da Proporção da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão para a Variável *Lbez*

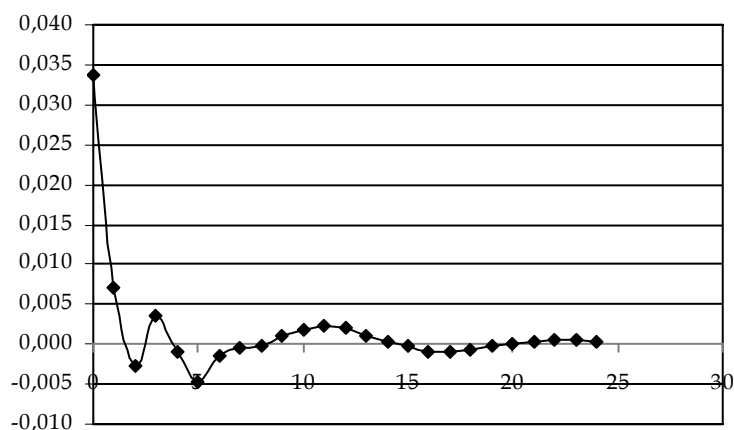
Variável	Período à frente	<i>Lbg</i>	<i>Lbez</i>
<i>Lbez</i>	Lead	(%)	(%)
	1	37,31	62,69
	6	41,29	58,71
	12	42,78	57,23

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA) (1995-2006).



**Figura 1** - Função de Resposta de Impulso Ortogonalizada dos Preços do Bezerro no Estado de São Paulo em Relação a Variações de Preços do Boi Gordo no Estado de São Paulo, 24 meses.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA) (1995-2006).



**Figura 2** - Função de Resposta de Impulso Ortogonalizada dos Preços do Boi Gordo no Estado de São Paulo em Relação a Variações de Preços do Boi Gordo no Estado de São Paulo, 24 meses.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA) (1995-2006).

Os resultados encontrados neste trabalho corroboram os de Hasegawa (1995) e Bacchi (1999), embora as especificações dos modelos sejam diferentes. O primeiro considerou, no modelo para explicar a transmissão de preços entre os segmentos da pecuária de corte, os preços do boi gordo, do bezerro, da vaca gorda, do garrote e do boi magro, enquanto a

segunda considerou apenas preços do boi gordo, bezerro e boi magro. Pode-se dizer que os resultados encontrados neste trabalho mostraram, da mesma forma que os trabalhos citados anteriormente, que o boi gordo influencia fortemente os preços do bezerro. As funções de resposta de impulso encontradas nos trabalhos citados demonstram que após um

choque inicial na variável preço do boi gordo, os preços do bezerro tendem a estabilizar-se após quatro meses, indicando que os efeitos do choque eram, no período considerado, de curta duração. Neste trabalho, os choques duram aproximadamente 10 a 15 meses, podendo ainda ser considerados de curta duração.

## 5 - CONCLUSÕES

Este trabalho analisou os efeitos que choques nos preços do boi gordo têm sobre os preços do bezerro. Os resultados obtidos mostraram que as duas variáveis, para o período considerado, não são co-integradas, isto é, não possuem uma relação de equilíbrio no longo prazo, embora no curto prazo o preço do boi gordo influencie os preços do bezerro, conforme visto nos resultados da decomposição dos erros da variância, confirmando a hipótese deste trabalho de que o boi gordo influencia sistematicamente os demais mercados, especificamente neste trabalho o mercado de bezerro.

Ressalta-se, entretanto, que, apesar do preço do boi gordo explicar uma grande parte do preço do bezerro, essa influência é menor quando comparada com os trabalhos de Hasegawa (1995) e Bacchi (1999). Da mesma forma que o preço do bezerro é responsável pelo preço do boi gordo em uma magnitude maior que os valores encontrados naqueles trabalhos. Isso deve ter ocorrido em função do período analisado, pois, nos últimos anos, o preço do boi gordo encontrava-se em uma fase descendente, tendo atingido em 2005 a menor cotação histórica (PINATTI, 2006). E, conforme Hasegawa (1995), em fase descendente de preços, o boi gordo deixa de dominar tanto os outros mercados, sendo que nessa fase outras categorias passam a influenciar os mercados.

Esse resultado demonstra que por ser o preço do boi gordo formado em um mercado mais concentrado e mais organizado que o mercado do bezerro, esperava-se que os movimentos de preços partissem do segmento relativo ao produto acabado.

Os efeitos dos choques nos preços dos dois

segmentos da pecuária de corte paulista são semelhantes, apontando para um grande relacionamento entre eles e, dada a rapidez de ajustamento de preços após um choque inicial, pode-se considerar essa cadeia eficiente.

## LITERATURA CITADA

AMARAL, A. M. P.; GHOBRI, C. N.; COELHO, P. J. Estimativa da produção animal no estado de São Paulo para 2005. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 36, n. 4, p. 133-146, abr. 2006.

BACCHI, M. R. P. **Previsão de preços de bovino, suíno e frango com modelos de séries temporais**. 1994. 173 p. Tese (Doutorado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

\_\_\_\_\_. Transmissão de preços entre os segmentos produtivos da pecuária de corte brasileira. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 37., 1999, Foz do Iguaçu, PR. **Anais...** Brasília, 1999. CD-ROM.

BLISKA, F.M de M. **Transmissão de preços de carne bovina entre níveis de mercado: uma aplicação do modelo de auto-regressão vetorial**. 1989. 209 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of The American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427-431, Jun. 1979.

\_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, July 1981.

GUJARATI, D. N. **Basic econometrics**. 3. ed. New York: McGraw-Hill, 1995. 838 p.

HARRIS, R. I. D. Cointegration analysis in econometric modeling. London: Prentice Hall, 1995. 176 p.

HASEGAWA, M. M. **O mercado de reposição da pecuária bovina de corte no estado de São Paulo**. 1995. 142 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

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.

KASSOUF, A. L. **Previsão de preços na pecuária de corte do estado de São Paulo**. 1988. 102 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.

MACKINNON, J. G. Critical Values for Cointegration tests. In: ENGLE, R. F.; GRANGER, W. J. **Long-Run economic relationships: readings in cointegration**. New York: Oxford University Press, 1991. p. 267-276.

MARGARIDO, M. A.; FERNANDES, J. M.; TUROLLA, F. A. Análise da formação de preços no mercado internacional de soja: o caso do Brasil. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 47, t. 2, p. 71-85, 2002.

NOGUEIRA, M. P. Viabilidade na adoção de tecnologia. In: NAKAGI, S. S. et al. **Gestão competitiva para a pecuária: informação, tecnologia e lucratividade**. Jaboticabal: Gráfica Santa Terezinha, 2003. p. 4-32.

PINATTI, E. **Carne bovina: queda de preços não chega ao varejo** em 2005. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/verTexto.php?codTexto=4538>>. Acesso em: 17 out. 2006.

PINO, F. A.; ROCHA, M. B. Transmissão de preços de soja no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 32, n. 4, p. 345-361, out./dez. 1994.

SCHOUCHANA, F.; CAFFAGNI, L. C. Fatores que determinam o preço do bezerro. **Resenha BM&F**, n. 142, p. 78-81, 2000.

TOLEDO, Y. I. M.; SANTIAGO, M. M. D. Análise do comportamento de preços na pecuária bovina, estado de São Paulo, 1970-83. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 14, n. 6, p. 21-28, jun. 1984.

TSUNECHIRO, A. et al. Valor da produção agropecuária no estado de São Paulo em 2005. \_\_\_\_\_, São Paulo, v. 36, n. 4, p. 65-76, abr. 2006.

---

Recebido em 08/08/06. Liberado para publicação em 16/11/06.