

PREVISÃO DE PREÇOS DE BOVINO E FRANGO COM MODELOS DE SÉRIES TEMPORAIS

Mirian Rumenos Piedade Bacchi¹

Rodolfo Hoffmann²

RESUMO: No presente trabalho utilizaram-se modelos de séries temporais Box e Jenkins, na forma univariada e de função de transferência (envolvendo variáveis explicativas), para previsão de preços de bovino e frango no estado de São Paulo. Testes de causalidade, integração e de co-integração foram feitos com o intuito de orientar a especificação dos modelos. Os modelos univariados para as séries nas diferenças de primeira ordem (alguns com termos de intervenção para captar a variação estacional) e nas diferenças de primeira ordem simples e sazonal forneceram, em geral, boas previsões. A inclusão de variável explicativa nos modelos de previsão teve efeito positivo e substancial em alguns casos.

Termos para indexação: mercado de carnes, metodologia Box e Jenkins, co-integração.

BEEF CATTLE AND POULTRY PRICE MODELLING AND FORECASTING

ABSTRACT: Box and Jenkins time series models, in univariate and transfer function forms (including explanatory variables), were used for beef cattle and poultry price modelling and forecasting. Causality, integration and co-integration tests were preliminarily performed in order to guide the specification of the models. The univariate models for series in their first order differences (some of them with intervention terms to catch the seasonal variation) and in their simple and seasonal first order differences generally produced good forecasts. The inclusion of an explanatory variable in the forecasting models had a positive and substantial effect on forecasting quality in some cases.

Index terms: meat market, Box-Jenkins methodology, co-integration, Brazil.

¹Doutora em Economia Agrária pela ESALQ/USP.

²Prof. do Departamento de Economia e Sociologia Rural da ESALQ/USP, Caixa Postal 9
13418-900- Piracicaba, SP.

1. INTRODUÇÃO

O setor agropecuário é particularmente afetado pelo risco. Produção incerta devido à dependência de condições ambientais e à baixa elasticidade-preço da demanda dos seus produtos determinam uma grande flutuação de preços nesse setor. Torna-se necessário, então, a realização de estudos que forneçam subsídios para a elaboração de políticas que visem a uma maior estabilização desses preços e/ou auxiliem os agentes desse mercado a tomarem medidas que os protejam dessas oscilações.

Dada a grande importância da avicultura e da pecuária de corte no contexto agrícola nacional, o estudo do comportamento dos preços de bovino e frango é de especial interesse. No Brasil, aproximadamente 21% do valor da produção agropecuária e cerca de 67% do valor da produção animal referem-se a “animais de grande porte”, dos quais os bovinos são a grande maioria; e aproximadamente 7% do valor da produção agropecuária e 20,5% do valor da produção animal referem-se a “aves e animais de pequeno porte”, classe onde o frango é, por larga margem, o elemento predominante (IBGE, 1991). Saliente-se ainda o fato de que a carne bovina e o frango são importantes fontes proteicas da dieta do povo brasileiro e apresentam peso significativo no orçamento do consumidor. Para as famílias residentes nas áreas metropolitanas do Brasil, o consumo de carne bovina e frango nos domicílios (excluindo carnes industrializadas) representa, em geral, de 18 a 23% do total de despesas com alimentação no domicílio, dependendo da região do País. A relação entre aquela despesa com carne bovina e frango e o total das despesas correntes das famílias está, em geral, entre 3 e 4,5%. Note-se que essa porcentagem subestima a importância desses produtos nos orçamentos familiares, porque não considera as carnes industrializadas e o consumo de alimentos fora do domicílio (IBGE, 1990).

Neste trabalho serão identificados e estimados, com base na metodologia de Box e Jenkins, modelos para explicar o comportamento das séries de preços de bovino e frango com a finalidade de obter previsões desses preços. Pretende-se verificar se a inclusão de preço de outra carne como variável explicativa, através de modelos de função de transferência, traz melhoria na qualidade das previsões resultantes de modelos univariados.

Na seção 2 encontra-se exposta a argumentação teórica, que embasa a especificação dos modelos de função de transferência; na seção 3 apresenta-se uma descrição sucinta da metodologia utilizada na elaboração dos modelos de previsão, bem como dos procedimentos estatísticos preliminares necessários para a especificação destes; na seção 4 encontram-se as informações sobre os procedimentos adotados e os resultados; e, finalmente, na seção 5 apresentam-se as conclusões.

2. EMBASAMENTO TEÓRICO

Nas últimas décadas os preços reais de frango têm decrescido em decorrência de aumentos na produtividade. O processo de adoção de tecnologia moderna na avicultura brasileira tem sido intenso, sendo uma atividade que tem acompanhado os avanços tecnológicos observados em países desenvolvidos.

Graças à queda de preços e a atividades de “marketing”, o consumo interno de frango vem aumentando, e hoje esse produto tem quase tanta expressão quanto a carne bovina no grupo das carnes mais consumidas. Tais fatos sugerem um aumento do grau de substituíbilidade e relações causais mais fortes entre os preços de carne bovina e de frango no período em que esta última ganha importância na dieta do consumidor brasileiro. BACCHI (1995) identificou efeito causal bem definido no sentido de preço de frango para preço de bovino, tendo verificado, também, que efeito causal de preço de bovino para preço de frango não pode ser descartado. Esse resultado fornece respaldo à idéia de que a tendência decrescente nos preços de carne bovina nos últimos anos é ocasionada pela queda nos preços do frango.

O relacionamento do preço de carne suína com os preços de carne bovina e de frango parece ser fraco. Grande parte da carne suína no Brasil é consumida na forma industrializada, esperando-se, por isso, um comportamento mais independente do seu preço em relação ao das outras carnes.¹ BACCHI (1995) identificou efeito causal no sentido de preço de bovino e frango para preço de suíno, mas não no sentido inverso.

Considerando essas relações, caberia responder se a inclusão da variável preço de frango no modelo utilizado para explicar o comportamento da série de preço de bovino teria efeito positivo sobre a “performance” das previsões, e se o mesmo ocorreria quando a variável explicativa preço de bovino fosse introduzida no modelo utilizado para explicar o comportamento da série de preço de frango.

3. METODOLOGIA

A metodologia de séries temporais, proposta por Box e Jenkins, já é bastante conhecida, de forma que não será discutida detalhadamente aqui.² Apresentaremos, no entanto, uma breve discussão dos modelos que orientaram a especificação das equações de previsão ajustadas.

¹Estima-se que 70% do consumo de carne suína no Brasil sejam feitos sob a forma industrializada (ROPPIA, 1988, citado por SANTIAGO, 1989)

²Ver BOX e JENKINS, 1976; JENKINS, 1979 e VANDAELE, 1983.

Representação ARMA (modelos auto-regressivos de média móvel) - Se a série temporal (Y_t) é estacionária, isto é, se a série temporal se desenvolve no tempo refletindo um equilíbrio estável, com média e variância constantes, ela pode ser descrita por:

$$\tilde{Y}_t = \phi_1 \tilde{Y}_{t-1} + \dots + \phi_p \tilde{Y}_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (1)$$

onde a_t é um ruído branco e $\tilde{Y}_t = Y_t - \mu$, com μ representando a média da série.

Introduzindo-se o operador de defasagem B tal que $B^h Y_t = Y_{t-h}$, pode-se, alternativamente, escrever o modelo ARMA da seguinte forma:

$$\tilde{Y}_t = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t = \frac{1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q}{1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p} a_t \quad (2)$$

com os parâmetros tendo que satisfazer as seguintes condições:

- as raízes da equação característica $\phi(B) = 0$ devem estar fora do círculo unitário, ou seja, devem ser, em módulo, maiores do que um, para que o operador auto-regressivo $\phi(B)$ seja estacionário;
- as raízes da equação característica $\theta(B) = 0$ devem estar fora do círculo unitário para que o operador de média móvel $\theta(B)$ seja invertível.

Representação ARIMA (modelos auto-regressivos integrados de média móvel) - Se a série temporal apresenta alguma forma de não estacionariedade mas é homogênea, isto é, não tem comportamento explosivo, pode-se representá-la pelo seguinte modelo:

$$\tilde{y}_t = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad (3)$$

onde $\tilde{y}_t = y_t - \mu$ e $y_t = \Delta^d Y_t = (1 - B)^d Y_t$ com d sendo o número de diferenças necessárias para que ela se torne estacionária.

Representação SARIMA - Séries contendo padrão sazonal podem ser descritas por uma classe de modelos chamados ARIMA SAZONAL ou SARIMA(p, d, q)(P, D, Q) $_s$. O modelo é definido por:

$$\tilde{y}_t = \frac{\theta(B)\Theta(B)}{\phi(B)\Phi(B)} a_t \quad (4)$$

com $\tilde{y}_t = y_t - \mu$ e $y_t = \Delta^d \Delta_s^D Y_t$.

Nessa expressão $\phi(B)$ e $\theta(B)$ são os operadores auto-regressivos e de média móvel, como em (2);

$\Delta^d = (1 - B)^d$ é o operador diferença;

$\Delta^D = (1 - B^s)^D$ é o operador diferença sazonal, com D representando o número de diferenças sazonais e s o período do ciclo sazonal;

$\Phi(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \dots - \Phi_p B^{ps}$ é o operador sazonal auto-regressivo, de ordem P , estacionário, e,

$\Theta(B^s) = 1 - \Theta_1 B^s - \dots - \Theta_Q B^{Qs}$ é o operador sazonal de média móvel, de ordem Q , invertível.

A metodologia de Box e Jenkins permite a construção de modelos incluindo variáveis explicativas. Essa abordagem multivariada, denominada função de transferência, pode ser representada por:

$$Y_{1t} = c + \sum_{j=2}^k \frac{\omega_j(B)}{\delta_j(B)} (Y_{j,t-b_j} - \bar{Y}_j) + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad (5)$$

onde Y_1 é a variável dependente e Y_2, \dots, Y_k são as variáveis explicativas.

Se Y_{1t} e Y_{2t} são séries com padrão sazonal, introduz-se em (5) operadores sazonais.

Eventos esporádicos, independentes dos demais fatores geradores da série temporal, podem ser incluídos nos modelos Box e Jenkins através de análise de intervenção. Para estudar o efeito de uma variável de intervenção ε_t sobre a variável que está sendo modelada o seguinte termo deve ser acrescentado ao modelo (5):

$$\frac{\omega^*(B)}{\delta^*(B)} \varepsilon_{t-b}$$

sendo b a defasagem e ε_t uma variável binária.

Variáveis binárias podem ser utilizadas para representar variações estacionais de séries temporais. Nesse sentido a sua utilização pode substituir modelos harmônicos.

A identificação dos modelos é feita com base nas autocorrelações e autocorrelações parciais, no caso dos modelos univariados, e correlações cruzadas no caso dos termos de transferência. O objetivo da identificação é determinar os valores de p , d e q do modelo ARIMA; determinar, também, os valores de P , D e Q do SARIMA e a ordem dos polinômios $\omega_j(B)$ e $\delta_j(B)$ e da constante de defasagem dos modelos de função de transferência.³ Tem sido reconhecida, na literatura que trata da metodologia de Box e Jenkins, a dificuldade de identificação do modelo que descreve o comportamento de uma série temporal, sendo comum a identificação de vários modelos experimentais que deverão ser ajustados e verificados. A verificação da adequação dos modelos é feita principalmente através da análise do resíduo e da "performance" das previsões. A análise do resíduo envolve testes para autocorrelações e correlações cruzadas (resíduo e variáveis do modelo). Os testes são feitos para correlações individuais e para grupos de correlações (teste Q de Ljung-Box). Existem diversos critérios para analisar a "performance" das previsões, sendo, no entanto, bastante utilizado o Índice de Theil.⁴

A especificação de modelos de função de transferência em diferenças, para solucionar o problema de não estacionariedade das séries devido à presença de raiz unitária, pode conduzir a estimativas inconsistentes, se possíveis relações de co-integração são ignoradas. Se co-integração se verifica, deve-se, utilizando um mecanismo de correção de erro, contornar a problemática causada pela perda de informações de longo prazo quando se diferenciam as séries para torná-las estacionárias.⁵

O conceito de co-integração está relacionado à existência de uma relação de equilíbrio no longo prazo entre variáveis com a mesma ordem de integração, isto é, entre variáveis que precisam do mesmo número de diferenças para se tornarem estacionárias. Conforme definem ENGLE e GRANGER (1987) - os componentes de um vetor \mathbf{y}_t são co-integrados de ordem d , b , denotado por $\mathbf{y}_t \sim CI(d, b)$, se: (1) todos os componentes são $I(d)$, ou seja, integrados de ordem d ; 2) existe um

³O embasamento teórico e os procedimentos práticos utilizados na identificação dos modelos são apresentados em JENKINS, 1979, VANDAELE, 1983, e MORETTIN e TOLOI, 1985.

⁴O Índice de Theil é a razão entre a raiz quadrada do erro quadrático médio de previsão e a raiz quadrada do erro quadrático médio obtido pelo esquema "ingênuo" de previsão, onde se considera, em todo período de previsão, que o valor da variável é igual ao último valor observado.

⁵Quando se relacionam variáveis supondo que o processo é estacionário, quando ele não é, têm-se sérias consequências para as propriedades estatísticas dos estimadores e testes, como demonstrado na literatura sobre "regressões espúrias". Se duas séries são descritas por um processo "passeio casual", por exemplo, a regressão de uma contra outra, em nível, pode indicar relação entre as variáveis quando na verdade ela não existe. A utilização das séries nas diferenças tem sido recomendada para solucionar tal problema.

vetor $\alpha \neq 0$ tal que $z_t = \alpha' y_t$ é $I(d-b)$, com $b > 0$. No caso em que $d = b = 1$, todos os componentes do vetor y_t são $I(1)$ e existe uma combinação linear desses componentes (z_t) que é $I(0)$, ou seja, estacionária. Nesse caso, z_t mede os desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo.

Diversos estudos tratam de estabelecer procedimentos para determinar a ordem de integração de uma variável (número de raízes unitárias).⁶ Dentre esses procedimentos os de FULLER (1976) (complementados pelos de DICKEY e FULLER, 1979 e 1981) têm sido bastante utilizados. As estatísticas $\mathcal{T}_\tau, \tau_\mu$ e τ de FULLER (1976) correspondem ao teste t para a estimativa do coeficiente da variável Y_{t-1} da equação (6) para os seguintes casos, respectivamente: (i) com constante e com tendência, (ii) apenas com constante e (iii) sem tendência e sem constante.

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \left(\sum_{i=1}^p \rho_i - 1 \right) Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (6)$$

onde $\lambda_i = - \sum_{j=i+1}^p \rho_j$, sendo p a ordem do modelo auto-regressivo que descreve o comportamento da série temporal.⁷ A ordem de integração é definida quando o teste apresenta-se significativo (rejeitando a hipótese de ser nulo o coeficiente da variável Y_{t-1}) numa seqüência de ajustamentos onde se aumenta sucessivamente o número de diferenças.

FULLER (1976) formulou estes testes sob a hipótese de que os resíduos são idêntica e independentemente distribuídos (*iid*). Na prática o valor de p da equação (6) é tomado de forma a se ter resíduos não correlacionados. Nos testes propostos por PHILLIPS (1987) e PHILLIPS e PERRON (1988) a hipótese de erros *iid* é relaxada. Esses testes consistem nas estatísticas de FULLER submetidas a ajustes não-paramétricos.

Para testar raiz unitária em séries sazonais DICKEY, HASZA e FULLER (1984) propuseram o seguinte modelo (estatística $\mathcal{T}_{\mu d}$):

$$Y_t = \sum_{i=1}^d \phi_i \delta_{it} + \rho_d Y_{t-d} + e_t$$

⁶Discussão dessa literatura é apresentada em HENDRY, 1986, CAMPBELL e PERRON, 1991 e outros.

⁷Ver BACCHI (1994) para uma discussão mais detalhada.

onde $\delta_{it} = 1$ se $t = i + kd$, com k inteiro, e $\delta_{it} = 0$ para os demais valores de t . Tem-se $d = 12$ para as séries mensais, $d = 2$ para séries semestrais e $d = 4$ para as séries trimestrais.

Os valores críticos das estatísticas \mathcal{T}_τ , τ_μ e τ foram obtidos por FULLER, 1976 (as tres primeiras) e DICKEY, HASZA E FULLER, 1984 (estatística $\mathcal{T}_{\mu d}$). DICKEY e FULLER (1979 e 1981) obtiveram também as distribuições para as estatísticas $\mathcal{T}_{\alpha\mu}$ ($H_0: \alpha = 0$ no modelo que corresponde à estatística \mathcal{T}_μ), $\mathcal{T}_{\alpha\tau}$ ($H_0: \alpha = 0$ na equação 6) e $\mathcal{T}_{\beta\tau}$ ($H_0: \beta = 0$ na equação 6). Para os testes de PHILLIPS e PERRON (1988) utilizam-se os mesmos valores críticos de FULLER (1976).

Após verificar que as séries a serem relacionadas têm a mesma ordem de integração, testa-se co-integração. Testar co-integração, de acordo com o conceito de Engle-Granger, significa testar se z_t de uma equação de co-integração como (7) é $I(0)$.

$$Y_{1t} = \theta + \gamma Y_{2t} + z_t \quad (7)$$

Dentre os testes existentes para esse fim o de Dickey e Fuller aumentado (DFA), conforme especificado na equação (8), que é uma representação simplificada de uma equação do tipo da (6), tem sido largamente utilizado:

$$\Delta z_t = \pi z_{t-1} - \sum_{j=1}^n \omega_j \Delta z_{t-j} + u_t \quad (8)$$

Quando $\omega_j = 0$ para todo j , o teste corresponde ao de Dickey e Fuller (DF). As estatísticas DF e DFA testam se $\pi = 0$ na equação (8) com e sem a restrição $\omega_j = 0$ para $j = 1, \dots, n$, respectivamente (valores críticos em ENGLE e GRANGER, 1987 e ENGLE e YOO, 1987).

A estimação de um modelo co-integrado pode ser feita em duas etapas. Na primeira etapa estima-se o modelo (7), obtém-se a série de resíduos e testa-se co-integração. Uma vez rejeitada a hipótese de que as variáveis não são co-integradas, passa-se a estimar o modelo de correção de erro.

Admita-se, por exemplo, que duas séries, Y_{1t} e Y_{2t} sejam $I(1)$, tal que ΔY_{1t} e ΔY_{2t} sejam $I(0)$. Então a equação:

$$\Delta Y_{1t} = \phi \Delta Y_{2t} + \tau (Y_{1,t-1} - \theta - \gamma Y_{2,t-1}) + u_t \quad (9)$$

representa um modelo de correção de erro.

A metodologia de Johansen tem sido recomendada para tratar de co-integração quando se considera a possibilidade de existir mais de um vetor de co-integração. O procedimento de Johansen baseia-se na seguinte versão reparametrizada e aumentada de um modelo VAR(p):

$$\Delta \mathbf{y}_t = \Gamma_1 \Delta \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta \mathbf{y}_{t-p+1} + \Pi \mathbf{y}_{t-1} + \mu + \varphi \mathbf{d}_t + \varepsilon_t$$

onde \mathbf{y}_t é um vetor com k variáveis, $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$ e $E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = 0$ para qualquer t diferente de s , e \mathbf{d}_t é um vetor de variáveis binárias para captar a variação estacional. Os parâmetros do modelo são estimados através da maximização da função de verossimilhança.

Seja r o posto da matriz Π , então Π tem r autovalores diferentes de zero. Três situações podem ocorrer: se $r = k$ então \mathbf{y}_t é estacionário; se $r = 0$ então $\Delta \mathbf{y}_t$ é estacionário; finalmente, se $0 < r < k$, existem matrizes α e β de dimensão $k \times r$ tais que $\Pi = \alpha\beta'$ e o vetor $\beta' \mathbf{y}_t$ é estacionário, havendo, portanto, r vetores de co-integração (as r colunas de β). JOHANSEN e JUSELIUS (1990) mostraram como se pode tomar uma decisão sobre o valor de r com base nas séries temporais observadas.

4. PROCEDIMENTOS E RESULTADOS

Os dados utilizados são os preços médios mensais recebidos pelo produtor para boi gordo e frango de corte, publicados pelo Instituto de Economia Agrícola do Estado de São Paulo (INFORMAÇÕES ECONÔMICAS - IEA). Os preços nominais foram transformados em preços reais, em cruzeiros de dezembro de 1991, utilizando o Índice Geral de Preços (IGP - disponibilidade interna) da Fundação Getúlio Vargas como deflator. Todos os procedimentos estatísticos foram feitos utilizando séries de logaritmos de preços reais para o período de janeiro de 1978 a junho de 1991. Dados de julho de 1991 a junho de 1992 foram utilizados no cálculo do Índice de Theil, critério este aplicado na comparação do desempenho dos diversos modelos experimentais como instrumentos de previsão. Modelos de previsão um passo a frente também foram ajustados com dados do período de janeiro de 1978 a junho de 1989, tendo-se, neste caso, utilizado o período de julho de 1988 a junho de 1989 para o cálculo do índice de Theil.⁸

Dadas as evidências de fracas relações causais entre preço de suíno e preço de bovino ou de frango, o preço de suíno não foi tomado como variável explicativa tanto no modelo com função de transferência para previsão de preço de bovino como no de frango.

Para testar raiz unitária considerou-se, inicialmente, modelos com doze defasagens, uma vez que são utilizados, no estudo, dados mensais. Foram também considerados modelos alternativos com número de defasagens determinado de acordo com a seguinte sistemática: iniciando com o modelo com doze defasagens, eram feitos ajustamentos sucessivos eliminando-se do modelo o termo correspondente à defasagem de maior ordem, se o seu coeficiente fosse não significativo, sendo utilizado para o teste o modelo que primeiramente apresentasse o coeficiente do termo correspondente à defasagem de maior ordem significativo (CAMPBELL e PERRON, 1991, p.155).

⁸O ajustamento dos modelos e os testes estatísticos preliminares foram feitos utilizando o programa RATS 4.0 de DOAN e LITTERMAN (1991).

A estatística \mathcal{T}_τ (tabela 1) sinaliza que a série de preço de bovino é $I(1)$, isto é, estacionária nas diferenças de primeira ordem, enquanto que no caso da série de frango o resultado depende das defasagens incluídas no modelo. O resultado do modelo com doze defasagens indica que essa série é $I(1)$, enquanto que o resultado do modelo com duas defasagens indica que essa série é $I(0)$. A estatística $\mathcal{T}_{\beta r}$ apresentou-se sempre não significativa e a estatística $\mathcal{T}_{\alpha r}$ apresentou-se significativa no caso da série de preço de frango quando o número de defasagens utilizado era 2, indicando que essa série poderia ter tendência determinística. Os resultados das estatísticas \mathcal{T}_μ e τ (tabela 1) indicam que as séries de preços de bovino e frango são $I(1)$.

Os resultados dos testes de raiz unitária de PHILLIPS e PERRON (tabela 2) indicam que a série de preço de bovino é $I(1)$. No caso de preço de frango, o modelo com tendência indica que a série é $I(0)$ (depois de extraída a tendência), enquanto o modelo sem tendência indica que ela é $I(1)$, considerando um nível de significância de 5%.

Como já visto, somente séries com a mesma ordem de integração podem ser co-integradas. Parece plausível considerar que exista relação estável de longo prazo entre duas séries de preço de produtos com alto grau de substituíbilidade como é o caso da carne bovina e frango, de forma que se assumiu a série de frango como sendo $I(1)$ (apesar dos testes não terem sido unânimes em indicá-la como tal), dado que, de acordo com as estatísticas apresentadas e a inspeção gráfica da série, a variável preço de bovino é $I(1)$.

Tabela 1: Testes de raiz unitária para as séries de preços - estatísticas \mathcal{T}_τ , \mathcal{T}_μ e τ .

Var.	defas.	Mod. ¹	\mathcal{T}_τ	$Q(36)$	\mathcal{T}_μ	$Q(36)$	τ	$Q(36)$
P.Bovino	12	1	-2,611	41,27	-1,435	41,78	-0,945	43,23
		2	-3,484*	41,70	-3,500**	41,88	-3,399**	41,66
	6	1	-2,812	49,26	-1,462	51,12	-0,690	53,85
		2	-7,135**	47,93	-7,109**	48,39	-7,087**	47,66
P.Frango	12	1	-2,490	22,97	-1,484	25,53	-1,196	29,58
		2	-4,006**	29,30	-4,019**	29,24	-3,883**	27,32
	2	1	-3,634*	23,89	-2,439	24,61	-0,713	30,50
		2	-8,708**	30,62	-8,725**	30,45	-8,722**	30,33

** significativo a 1% de probabilidade.

* significativo a 5% de probabilidade.

¹ No modelo 1 a variável dependente é ΔY e no modelo 2 a variável dependente é $\Delta\Delta Y$.

Tabela 2: Testes de raiz unitária para as séries de preços - Estatística PHILLIPS - PERRON.

var.	Mod. ¹	com const. e tend.	só com const.
P.Bovino	1	-3,136	-2,089
	2	-10,728**	-10,664**
P.Frango	1	-3,853*	-2,581
	2	-11,975**	-11,949**

** significativo a 1% de probabilidade.

* significativo a 5% de probabilidade.

¹ No modelo 1 a variável dependente é ΔY e no modelo 2 a variável dependente é $\Delta\Delta Y$.

Os resultados do teste de integração para séries sazonais (tabela 3) indicam a não existência de raiz para $d = 12$ nas séries de preços de bovino e frango. Os modelos propostos por DICKEY, HASZA e FULLER (1984) não incluem defasagens da variável dependente, como os modelos tradicionais para teste de raiz unitária numa abordagem não sazonal. Quando, experimentalmente, introduziram-se defasagens da variável dependente nos modelos devidamente transformados para fins de ajuste, observou-se diminuição significativa dos valores dos testes t e Q , mostrando a sensibilidade dos resultados a esta modificação, podendo levar a conclusões diferentes. Como a teoria sobre raiz unitária em série sazonal não se encontra bem desenvolvida, os resultados devem ser tomados com reservas. De qualquer forma, o alto valor do teste $\tau_{\mu d}$ dos modelos 2 na tabela 3 indica que provavelmente a ordem máxima de integração das variáveis é 1.

Tabela 3: Teste de raiz unitária sazonal para as séries de preços - Estatística $\tau_{\mu d}$.

var.	Mod. ¹	$\tau_{\mu d}$	$Q(36)$
P.Bovino	1	-6,747**	546,49
	2	-17,662**	510,01
P.Frango	1	-6,912**	505,52
	2	-18,511**	375,15

** significativo a 1% de probabilidade.

¹ No modelo 1 a variável dependente é $\Delta_{12} Y$ e no modelo 2 a variável dependente é $\Delta_{12} \Delta_{12} Y$.

Utilizando-se a metodologia de ENGLE e GRANGER (1987) foi testada co-integração entre as variáveis preço de bovino e preço de frango. Os resultados, apresentados a seguir, indicam que essas variáveis são co-integradas.

Indicando por Y_{1t} e Y_{2t} os logaritmos dos preços reais da carne bovina e de frango, respectivamente, a equação de co-integração é:

$$Y_{1t} = 3,394 + 1,000 Y_{2t}$$

(10,65) (21,51)

com $R^2 = 0,743$

O teste Dickey-Fuller (DF = 4,938) e o teste de Dickey-Fuller Aumentado (DFA = 4,649) são significativos, mostrando que não há raiz unitária na série dos resíduos e permitindo concluir que Y_{1t} e Y_{2t} são co-integradas. A estatística DFA mostrou-se a mais apropriada, tendo a regressão que gerou a estatística DF apresentado valor do teste Q elevado. Partindo de uma especificação geral, o número de defasagens foi então determinado em função do valor desse teste e da significância dos coeficientes.

O teste de co-integração também foi feito considerando uma regressão no sentido inverso, isto é, uma regressão de Y_{2t} contra Y_{1t} , obtendo-se resultados que não diferem substancialmente dos obtidos com base na regressão de Y_{1t} contra Y_{2t} .

Os resultados dos testes propostos na metodologia de Johansen (que por falta de espaço deixamos de apresentar) indicaram também, considerando um nível de significância de 10%, que as séries de preços de bovino e frango são co-integradas ($r = 1$).

Uma vez que apenas duas variáveis estão sendo consideradas, somente uma relação de co-integração é possível. Dessa forma, pela sua simplicidade, decidiu-se manter a metodologia de Engle e Granger na estimação dos modelos de previsão com correção de erro.

Resultados dos modelos de previsão

A análise das autocorrelações das séries de logaritmos dos preços reais de bovino (Y_{1t}) e frango (Y_{2t}) indica não estacionariedade (as funções de autocorrelação não têm seus valores caindo rapidamente para zero), o que corrobora os resultados dos testes de raiz unitária. Uma vez que a metodologia proposta por Box e Jenkins requer a utilização de séries estacionárias, estabeleceram-se, com base nas autocorrelações e autocorrelações parciais, modelos experimentais nas diferenças de primeira ordem, dado que os testes de integração indicaram que as séries são $I(1)$. Considerando ainda que essas séries possam ter raiz unitária sazonal, estabeleceram-se também modelos experimentais nas primeiras diferenças simples e sazonal.

Na figura 1 as previsões obtidas com os melhores modelos univariados ajustados para as séries de preço de bovino, discutidos a seguir, são representadas graficamente, juntamente com os valores observados no mercado físico, sendo apresentado também o respectivo Índice de Theil..

Os modelos ajustados para a série de preços de bovino (ΔY_t) com enfoque univariado não apresentaram bom desempenho em termos de previsão (apesar de muitos deles apresentarem-se adequados do ponto de vista dos testes estatísticos), não conseguindo captar a variação sazonal da série. Visando à melhora desse ajuste sazonal foram incluídas nos modelos variáveis binárias (δ_{it}). O modelo com melhor desempenho, segundo o critério de Theil, foi:

$$\Delta Y_{it} = \theta + \hat{a}_i + 0,135 \hat{a}_{i-1} + 0,202 \hat{a}_{i-8} + 0,225 \hat{a}_{i-14} + \sum_{i=1}^{11} \phi_i \delta_{it} \quad (\text{modelo A})$$

(1,61) (2,39) (2,51)

com $Q(33) = 27,67$, $\sigma = 0,1038^9$ e todas as 25 primeiras correlações de resíduos e correlações cruzadas (resíduo e variável dependente) não significativas. O coeficiente do termo MA [1] mostrou-se não significativo (valores dos testes t apresentados abaixo dos respectivos coeficientes), todavia quando eliminado do modelo obtiveram-se previsões levemente piores.¹⁰

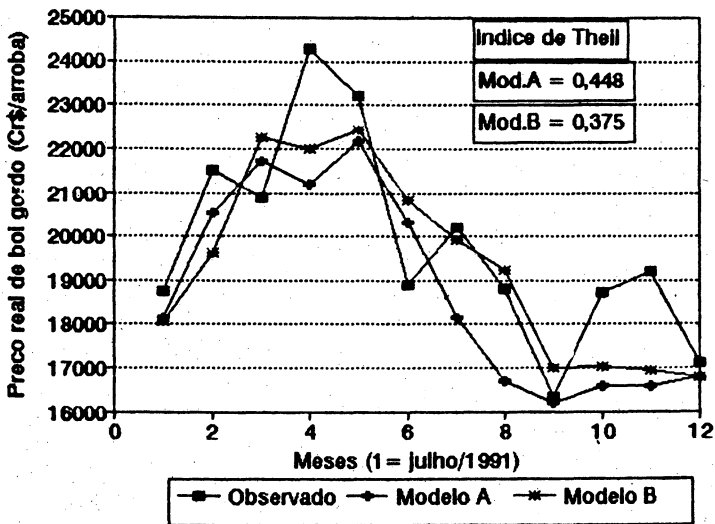


Figura 1 - Previsões de preço real de boi gordo (por arroba), de julho de 1991 a junho de 1992.

⁸Como os dados são expressos nos logaritmos pode-se inferir que o desvio padrão do resíduo é de 10,38% do nível da série.

¹⁰Utilizou-se a simbologia MA|q| ou AR|p| para expressar um termo específico do modelo.

As melhores previsões de preço de bovino com base em $\Delta\Delta_{12}Y_{1t}$ foram obtidas com o modelo:

$$\begin{aligned} & \begin{matrix} (1 - 0,7516B) & (1 + 0,0580B^{12}) \\ (-9,00) & (0,70) \end{matrix} \Delta\Delta_{12}Y_{1t} = \\ & = \theta + \begin{matrix} (1 - 0,7136B - 0,2019B^2) & (1 - 0,9533B^{12}) \\ (-6,25) & (-2,22) & (-19,27) \end{matrix} \hat{a}_t \quad (\text{modelo B}) \end{aligned}$$

com $\sigma = 0,1154$ e $Q(34) = 33,85$.

O modelo B não apresentou melhores previsões quando se eliminaram coeficientes que apresentaram correlação elevada ou quando se introduziram termos representando defasagens significativas na função de autocorrelação do resíduo ou na de correlação cruzada.

As melhores previsões para a série de preços de frango (Y_{2t}) com base em ΔY_{2t} e $\Delta\Delta_{12}Y_{2t}$ foram obtidas com os modelos C e D respectivamente:

$$\begin{matrix} (1 - 0,1810B + 0,3029B^2) \\ (-2,38) \quad (3,97) \end{matrix} \Delta Y_{2t} = \theta + \hat{a}_t \quad (\text{modelo C})$$

com $Q(36) = 30,67$, $\sigma = 0,1114$, todas as 25 primeiras autocorrelações de resíduos não significativas e correlações cruzadas não significativas, exceto a referente à defasagem 19.

$$\begin{aligned} & \begin{matrix} (1 - 0,1967B + 0,3219B^2 - 0,0939B^{13}) & (1 + 0,1635B^{12}) \\ (-2,24) & (3,61) & (-0,97) & (1,31) \end{matrix} \Delta\Delta_{12}Y_{2t} = \\ & = \theta + \begin{matrix} (1 - 0,7440B^{12}) \\ (-8,08) \end{matrix} \hat{a}_t \quad (\text{modelo D}) \end{aligned}$$

com $Q(31) = 28,93$, $\sigma = 0,1284$ e todas as 25 primeiras autocorrelações de resíduos e correlações cruzadas não significativas.

A inclusão do termo $AR[19]$ no modelo C não melhorou a qualidade das previsões. A matriz de correlações entre os parâmetros estimados do modelo D indicou correlação relativamente alta, em valores absolutos, entre os termos $SAR[1]$ e $SMA[1]$. Modelos alternativos onde se eliminou um desses termos foram ajustados, tendo apresentado, no entanto, piores resultados em termos de previsão, o mesmo tendo ocorrido quando se eliminou desse modelo o termo $AR[13]$, cujo coeficiente não se mostrou significativo.

Na figura 2 são apresentadas as previsões para a série de preços de frango obtidas com os modelos univariados C e D.

Os resultados dos testes de integração e co-integração indicaram que os modelos de função de transferência deveriam ser do tipo correção de erro, com as variáveis sendo expressas nas diferenças. Deixou-se de especificar modelos de função de transferência com diferenças sazonais, não estando a teoria sobre co-integração sazonal suficientemente desenvolvida.

Para a obtenção da função de correlação cruzada entre as variáveis dependente e explicativa, as séries foram filtradas, conforme recomenda a metodologia, com o processo ARIMA que transforma a série da variável explicativa em ruído branco. Escolheu-se para filtro o modelo mais parcimonioso dos que apresentaram valor da estatística Q não significativo.

Como as correlações cruzadas contemporâneas apresentaram-se significativas, tanto quando se considerou que a variável explicativa era o preço de frango como quando se considerou que a variável explicativa era o preço de bovino, os modelos de função de transferência para previsão de preços de bovino e frango deveriam ser especificados com a constante de defasagem b do termo de transferência igual a zero. Isso, entretanto, implicaria a utilização de previsões da variável explicativa para a previsão da variável dependente, o que envolve, provavelmente, maior erro. Como a finalidade dos modelos é a de gerar previsões e não a de estudar as relações comportamentais entre as variáveis, optou-se por deixar de incluir a relação contemporânea nas equações, isto é, optou-se por considerar $b = 1$ e obter previsões um passo a frente com base em valores observados da variável explicativa.

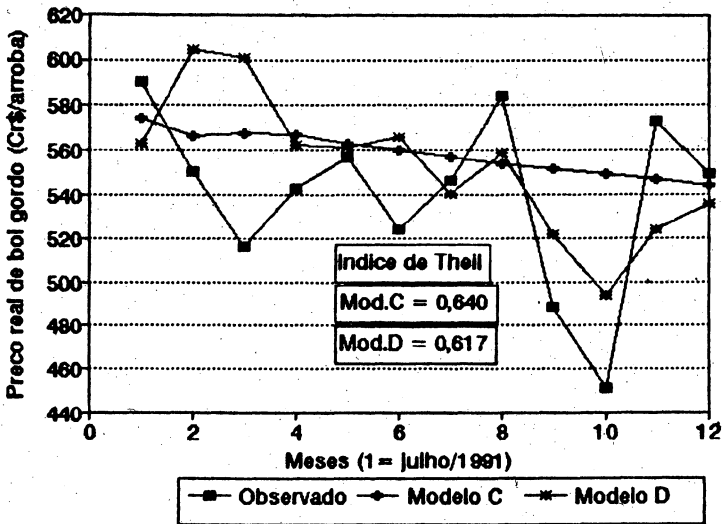


Figura 2 - Previsões de preço real de frango (por kg), de julho de 1991 a junho de 1992.

Para verificar se a inclusão de variável explicativa nos modelos melhorava a qualidade das previsões, os Índices de Theil dos modelos de função de transferência (calculados com 12 previsões um passo a frente) foram comparados aos estimados através de previsões um passo a frente obtidas com modelos univariados que tinham a mesma estrutura dos modelos A e C, para as séries de preço de bovino e frango, respectivamente. Utilizou-se a notação A* e C* para nomear esses modelos.

O processo de identificação do termo residual do modelo com função de transferência para previsão de preço de bovino apontava que esse termo deveria ter a mesma estrutura do modelo univariado, isto é, um MA[1,8,14].

Observou-se que as previsões de preço de bovino obtidas para julho de 1991 a junho de 1992 com os modelos experimentais com função de transferência não eram substancialmente melhores que as previsões obtidas com o modelo univariado A*. Atribuindo esse resultado a uma possível distorção da relação entre os preços das variáveis consideradas, nesse período, repetiram-se os ajustamentos dos modelos calculando-se o Índice de Theil com previsões de julho de 1988 a junho de 1989 (um passo a frente), com os mesmos modelos anteriormente estabelecidos, uma vez que os testes estatísticos de identificação não sugeriam que qualquer mudança devesse ser feita. O desempenho do modelo com função de transferência, nesse caso, foi melhor que o do modelo univariado.

Na figura 3 pode-se comparar, para o período de julho de 1988 a junho de 1989, as previsões um passo a frente obtidas com o modelo univariado A* e as obtidas utilizando o modelo com função de transferência que apresentou o melhor desempenho:

$$\Delta Y_{1t} = \theta + \hat{a}_t + 0,2222 \hat{a}_{t-1} + 0,2348 \hat{a}_{t-8} + 0,1396 \hat{a}_{t-14} +$$

(1,61) (2,07) (1,13)

$$+ 0,0053 \Delta Y_{2,t-1} - 0,2917 z_{t-1t} + \sum_{i=1}^{11} \alpha_i \delta_{it} \quad \text{(modelo E)}$$

(0,04) (-3,39)

com $Q(27) = 26,73$, $\sigma = 0,0833$. Como anteriormente, Y_{1t} e Y_{2t} são os logaritmos de preços reais de bovino e frango, a_t é um ruído branco, δ_{it} são variáveis binárias destinadas a captar as variações estacionais e z_t é o resíduo da equação de co-integração: $Y_{1t} = \theta + \gamma Y_{2t} + z_t$

O fato de o coeficiente de ΔY_2 não ser estatisticamente diferente de zero na equação do modelo E apresentada não deve ser interpretado como inexistência de influência do preço de frango sobre o preço de carne bovina. Essa influência está se manifestando, basicamente, através do coeficiente de z_{t-1t} , que mostra o efeito negativo e estatisticamente significativo do resíduo da equação de co-integração sobre as variações do preço da carne bovina.

Cabe ressaltar que os coeficientes apresentados referem-se ao resultado do primeiro ajustamento da série de ajustamento realizados como modelo E para obtenção das 12 previsões um passo a frente.

A função de correlação cruzada obtida com o resíduo do modelo E e a variável preço de frango (na primeira diferença), pré-filtrada, apresentou, em todos os ajustamentos, valor significativo para a segunda correlação. No entanto, a inclusão no modelo de termo representando essa defasagem não melhorou as previsões. Os demais testes de verificação mostraram-se adequados.

No caso de previsão de preço de frango, não se verificou superioridade substancial dos modelos com função de transferência em relação aos modelos univariados (considerando os períodos julho de 1991 a junho de 1992 e julho de 1988 a junho de 1989), conforme se verifica na tabela 4, que apresenta o valor do Índice de Theil do modelo univariado C* e do modelo com função de transferência que apresentou o melhor desempenho - modelo F. Também nesse caso o processo de identificação do termo residual do modelo com função de transferência indicava que este deveria ter a mesma estrutura do processo univariado.

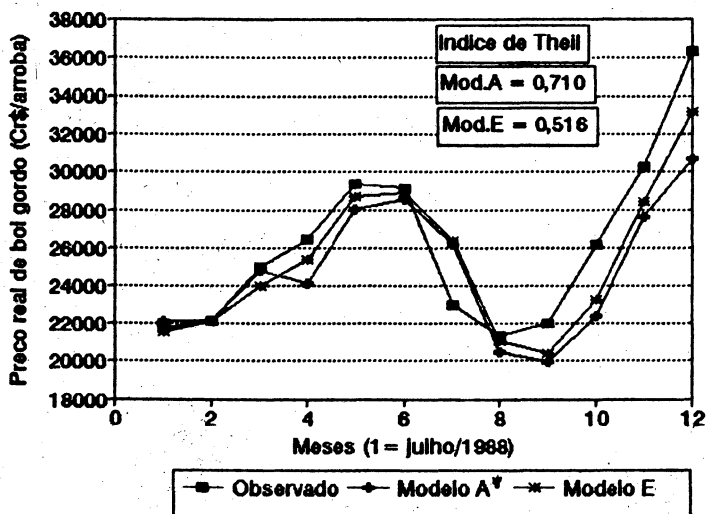


Figura 3 - Previsões de preço de boi gordo (por arroba), um passo a frente de julho de 1988 a junho de 1989.

Tabela 4 - Índices de Theil (IT) dos modelos de previsão de preços de frango (univariado e função de transferência)¹. Período: julho de 1991 a junho de 1992 (1) e julho de 1988 a junho de 1989 (2).

modelos	IT	
	período 1	período 2
univariado AR(2) (modelo C*)	0,94	0,94
AR(2) + Y_{1t} ($r = l = 0$ e $b = 1$) + termo de correção de erro em $t-1$ (modelo F)	0,88	0,89

¹ Índice de Theil calculado com 12 previsões um passo a frente com a série de preço de frango (Y_{2t}) e de preço de bovino (Y_{1t}) expressas nas diferenças de primeira ordem.

5. CONCLUSÕES

De maneira geral, obtiveram-se com os modelos univariados propostos para a série de preços de bovino boas previsões. A introdução da variável explicativa preço de frango nos modelos univariados estabelecidos para essa série melhorou as previsões um passo a frente.

Os modelos univariados para a série de preços de frango não apresentaram tão bom desempenho, em termos de previsão, quanto os da série de preços de bovino. Não se verificou melhora substancial desse desempenho, quando se introduziu a variável explicativa preço de bovino nos modelos univariados para previsões um passo a frente.

Os resultados da introdução de variáveis explicativas nos modelos de previsão corroboraram os resultados obtidos nos testes de causalidade realizados por BACCHI (1995), que indicaram relação causal mais forte no sentido de preço de frango para preço de bovino do que no sentido inverso.

Os modelos com função de transferência para previsão de preços têm, comparativamente aos univariados, a desvantagem da limitação do horizonte de previsão, a menos que se esteja disposto a utilizar previsões das variáveis explicativas. Sendo assim, o custo/benefício de cada uma dessas formas de modelagem deve ser considerado na hora da opção.

Finalmente, vale lembrar que nem sempre se verificou associação entre o bom ajustamento dos modelos (satisfazendo os testes de autocorrelação, correlação cruzada e superajustamento) e a sua “performance” preditiva. Em alguns casos, à medida que se introduziram termos que melhoraram o ajustamento do modelo, obtiveram-se previsões piores. Essa dicotomia entre bom ajustamento e boas previsões aumenta ainda mais a dificuldade de identificação correta dos modelos de previsão, fato reconhecido na literatura que trata da metodologia de séries temporais Box e Jenkins.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BACCHI, M. R. P. 1995. Causalidade entre preços no mercado de carnes do estado de S. Paulo. *R. Econ. Sociol. Rural*, Brasília. 32:51-60, 1995.
- BACCHI, M.R.P. Previsão de preços de bovino, suíno e frango com modelos de séries temporais. Piracicaba, SP., 172p. (Doutorado- Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”/USP)
- BOX, G.E. & JENKINS, G.M. *Time series analysis: forecasting and control*. San Francisco: Holden - Day, 1976. 575 p.
- CAMPBELL, J.Y.; PERRON, P. *Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots*. NBER Macroeconomics Annual. Cambridge, Mass.: MIT Press, 1991.

- DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimator for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74:427-31, 1979.
- DICKEY, D.A.; FULLER, W.A.. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49:1057-72, 1981.
- DICKEY, D.A.; HASZA, D.P.; FULLER, W.A. Testing for unit roots in seasonal time series. *Journal of the American Statistical Association*, 79:355-67, 1984.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55:251-76, 1987.
- ENGLE, R.F.; YOO, B.S. Forecasting and testing in co-integrated systems. *J. Econometrics* 35:143-59, 1987.
- FULLER, W.A. *Introduction to statistical time series*. New York: John Wiley, 1976.
- IBGE - FUNDAÇÃO INSTITUTO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Pesquisa de Orçamentos Familiares 1987/88, Rio de Janeiro, 1990.
- IBGE - FUNDAÇÃO INSTITUTO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Censo Agropecuário 1985, Rio de Janeiro, 1991.
- HENDRY, D.F. Econometric modelling with co-integrated variables: an overview. *Oxford Bulletin of Economic Statistics*, 48:201-212, 1986.
- JENKINS, G.M. *Practical experiences whith modelling and forecasting time series*. Jersey, Channel Island: Gwilym Jenkins & Partners, 1979. 146p.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52:169-210, 1990.
- MORETTIN, P.V; TOLOI, C.M.de C. *Previsão de séries temporais*. São Paulo: Atual Editora, 1985. 436p.
- PHILLIPS, P.C.B. 1987. Time series regression with a unit root. *Econometrica*, 55:277-301, 1987.
- PHILLIPS, P.C.B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75:335-46, 1988.
- SANTIAGO, M.M.D. Determinação do custo de produção de suínos no Estado de São Paulo e análise de rentabilidade do setor. Piracicaba, SP, 1989. 152p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- SIMS, C.A. Money, income and causality. *Am. Econ. Rev.*, 62:540-55, 1972.
- VANDAELE, W. *Applied time series and Box-Jenkins models*. Florida: Academic Press, Inc. 1983. 417p.