

## CICLOS E INTEGRAÇÃO NO MERCADO DE CARNES <sup>1</sup>

SERGIO ALBERTO BRANDT <sup>2</sup>, MARIA INES GERALDO MARTINS <sup>3</sup>,  
SUELI MORO <sup>4</sup>, SUSAN WONG <sup>3</sup> e JOÃO MANOEL CARDOSO DE ALMEIDA <sup>5</sup>

**RESUMO** - O objetivo deste estudo é examinar a hipótese de existência de ciclos de alta (sazonalidade) e baixa (longa duração) frequência nas séries de preços de carne bovina, carne suína e carne de aves, no mercado brasileiro. Usa-se modelo multiplicativo, análise harmônica e o procedimento de MQO. Dados de séries temporais cobrem o período de 1970-I a 1984-XII. Examina-se também o grau de integração entre estes mercados. Os resultados obtidos indicam: (a) existência dos dois tipos de ciclos; (b) tendências subjacentes significativas; e (c) maior grau de integração entre os mercados de aves, quando comparado com o dos mercados de carnes bovina e suína.

Termos para Indexação: Ciclos, integração, estabilidades, análise harmônica, bovinos, suínos, aves.

### CYCLES AND INTEGRATION IN THE MEAT MARKET

**ABSTRACT** - The objective of the present study is to examine the hypothesis of high (seasonality) and low (long-term) cycles in the beef, pork, and poultry price series for the Brazilian market. A multiplicative model, harmonic analysis and OLS procedures were used. Time series data covers the period of 1970-I to 1984-XII. Degrees of integration among markets were also examined. The results obtained indicate: (a) presense of both types os cycles; (b) significant underlying trends; and (c) higher degree of integration between beef and poultry markets, as compared to beef and pork markets.

Index Terms: Cycles, integration, stability, harmonic analysis, beef, pork, poultry.

### IMPORTÂNCIA E OBJETIVOS

Os preços de produtos agrícolas tendem a obedecer ciclos algo regulares. Isto se deve, em parte, à natureza destes ciclos que afetam o comportamento dos mercados agrícolas, predomina o emprego dos procedimentos de média móvel (Brandt, 1964 e Hoffmann, 1969), análise harmônica (Garcia, 1984 e Marques *et alli*, 1985), análise de Box-Jenkins (Máscolo, 1980) e análise espectral (Lemos *et*

---

1 Recebido em 17 de março de 1987.

Aceito para publicação em 4 de setembro de 1987

Pesquisa realizada com apoio do CNPq - Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico. Os autores agradecem as sugestões e críticas de dois revisores anônimos desta Revista.

2 Professor da UFV (DER/CCA/UFV - 36.570 - Viçosa, MG).

3 Professora Assistente da UNESP (DER/CCA/UFV - 36.570 - Viçosa, MG).

4 Diretora Técnica da MAPAG (Rua Capivari, 694/302 - 30.210 - Belo Horizonte, MG).

5 Professor da UFES (DER-CAUFES - Alto Universitário - 29.400 - Alegre, ES).

alii, 1984). A compreensão dos ciclos que afetam os preços dos produtos agrícolas pode ser útil àqueles que se preocupam com o desenvolvimento e a utilização destes produtos, especialmente no que tange às previsões de curto prazo e às projeções de longo alcance.

No presente estudo faz-se uma tentativa de detectar a presença de ciclos de doze meses, considerando-se explicitamente a reconhecida existência de ciclos de longa duração nas séries de preços de carne bovina, carne suína e carne de frango, por meio do procedimento de análise de emprego desta técnica, de modo a facilitar a avaliação do grau de integração entre mercados.

### METODOLOGIA

Uma série temporal de preços ( $P_t$ ) pode ser decomposta em quatro elementos, a saber: tendência ( $T_t$ ), ciclo ( $C_t$ ), sazonalidade ou estacionalidade ( $S_t$ ) e irregularidades ou choques ( $I_t$ ):

$$P_t = T_t \cdot S_t \cdot C_t \cdot I_t \quad (1)$$

que corresponde à forma multiplicativa do modelo de séries temporais (*Montgomery e Johnson, 1976*).

Pode-se empregar funções trigonométricas com a finalidade de detectar periodicidades inerentes a esta séries (*Waugh & Miller, 1970*). Emprega-se uma soma de funções seno e coseno, de modo a representar uma função contínua. Um fenômeno dependente do tempo pode ser interpretado como um conjunto de movimentos oscilatórios (ciclos) de amplitudes variáveis, cada um deles representado por uma função seno ou coseno (*Franzman & Walkder, 1972*).

Pressupondo-se que uma série temporal seja formada por duas funções periódicas de amplitudes  $Z_1$  e  $Z_2$  e de uma tendência temporal  $t$ , a especificação funcional se torna:

$$P_t = e^{[\alpha_0 \cdot \beta_0 t \cdot \alpha_1 \cos \frac{2\pi}{Z_1} t^0 \cdot \beta_1 \sin \frac{2\pi}{Z_1} t^0 \cdot \alpha_2 \cos \frac{2\pi}{Z_2} t^0 \cdot \beta_2 \sin \frac{2\pi}{Z_2} t^0]} \quad (2)$$

ou, na forma semi-logarítmica,

$$\ln P_t = \alpha_0 + \beta_0 t + \alpha_1 \cos \frac{2\pi}{Z_1} t^0 + \beta_1 \sin \frac{2\pi}{Z_1} t^0 + \alpha_2 \cos \frac{2\pi}{Z_2} t^0 + \beta_2 \sin \frac{2\pi}{Z_2} t^0 + u \quad (3)$$

as quais são coerentes com a forma multiplicativa do modelo de série temporal (1) inicial e geralmente proposto (*Doran & Quilkey, 1972*). Nota-se que os dois primeiros termos do modelo harmônico (2) ou (3) se referem à tendência, a qual indica a direção geral obedecida pela série temporal. Os dois pares de termos seguintes se referem aos elementos sazonal (curto prazo) e cíclico (longo prazo), respectivamente.

No presente estudo usam-se funções trigonométricas com a finalidade de conhecer as periodicidades das séries de preços pagos aos produtores de carne bovina, carne suína e carne de aves, no mercado brasileiro. Estudos anteriores sugeriram algum grau de integração entre os mercados destes três produtos (*Brandt, 1981*). Faz-se esta investigação no sentido de avaliar a presença de ciclos de doze meses de duração e de ciclos de longo prazo (n anos) nas três séries de preços. Em seguida usam-se os resultados da análise harmônica para avaliar o grau de integração entre os três mercados, nos prazos curto e longo.

Submetem-se dados mensais modais (1970-I a 1984-XII) de preços reais (índice dois da conjuntura econômica, base: 1977 = 100) à análise de séries temporais (IEA, 1985 e FGV, 1985). Pesquisas anteriores de Máscolo, 1980; Marques et alii, 1985; Garcia, 1984 sugeriram a presença de ciclos de longa duração, de mais de três anos, nas séries de preços de carne bovina. Estas hipóteses são examinadas para os três mercados. Destarte, entre outros, os modelos seguintes são ajustados aos dados de preços

$$\ln P_t = \alpha_0 t^0 + \alpha_1 \cos 30^\circ t^0 + \beta_1 \sin 30^\circ t + \alpha_2 \cos 7,5 t^0 + \beta_2 \sin 7,5 t^0 \quad (4)$$

correspondente a ciclos de doze meses e de quatro anos; e

$$\ln P_t = \alpha'_0 t^0 + \alpha'_1 \cos 30^\circ t^0 + \beta'_1 \sin 30^\circ t + \alpha'_2 \cos 10 t^0 + \beta'_2 \sin 10 t^0 \quad (5)$$

corresponde a ciclos de doze meses e de três anos.

bem como

são estimados por mínimos quadrados ordinários, após adição de termos de erro ( $\ln e_t$  e  $\ln e'_t$ ) estocástico com as propriedades usuais aos modelos (4) e (5). A significância estatísticas destes estimadores é testada por meio da estatística t de Student e a adequação dos modelos é examinada por meio de coeficiente de determinação ajustado para grau de liberdade ( $\bar{R}^2$ ).

No presente trabalho, a flexibilidade-preço indica a sensibilidade de dada série de preços a flutuações em outra série de preços. Adiciona-se uma dimensão temporal afim de discriminar flexibilidades de curto e de longo prazo, que constituem as medidas de integração entre mercados. O conceito de flexibilidade-preço de longo prazo se justifica, na medida em que os padrões estacionais se mantêm constantes, ao longo do tempo. Os modelos (2) e (3) podem ser delimitados de modo alternativos, usando-se a seguinte expressão:

$$\alpha_i \cos x + \beta_i \sin x = \sqrt{a_1^2 + b_1^2} \cos [x - \arctan \frac{\beta_i}{\alpha_i}] \quad (6)$$

na qual  $x = 30 t_0$ , para o primeiro par (sazonalidade) de termos após a igualdade de (2) ou (3); e  $x$  variando contra  $7,5 t_0$  e  $10 t_0$ , para o segundo par (longo prazo) de termos; e  $i = 1,2,3$ .

As flexibilidades-preço são obtidas por meio de relações do tipo

$$F_{P1,2} = \frac{\sqrt{a_1^2 + b_1^2}}{\sqrt{a_2^2 + b_2^2}} \quad (7)$$

que expressam a porcentagem de variação em  $P_1$  para uma variação de 1% em  $P_2$ . Para o curto prazo, as raízes em (7) se referem ao primeiro par de termos de (2) ou (3) e, para o longo prazo elas se referem ao segundo par de termos.

Dada a presença da variável de tendência no modelo, não se faz qualquer tentativa de correção de possível problema de autocorrelação residual, uma vez que, neste caso, como se sabe, os procedimentos de correção poderiam agravar o referido problema.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os modelos harmônicos selecionados, com base em critérios de coerência, ajuste e significância estatística, têm componentes sazonais (12 meses) e são os seguintes:

$$\ln \hat{P}_b = 9,6171 + 0,0033 t + 0,0407 \cos 30 t^\circ + 0,0002 \sin 30 t^\circ \quad (8)$$

(2,063)      (3,913)      (0,019)

$$- 0,0913 \cos 8 t^\circ - 0,2541 \sin 8 t^\circ$$

(8,864)      (24,136)

$$R^2 = 0,791$$

$$dw = 0,266$$

$$\ln \hat{P}_s = 9,3924 - 0,0030 t + 0,0081 \cos 30 t^\circ + 0,0139 \sin 30^\circ$$

$$\quad \quad \quad (1,714) \quad (0,711) \quad \quad (1,230)$$

$$- 0,0492 \cos 8 t^\circ - 0,0165 \sin 8 t^\circ$$

$$\quad (4,316) \quad \quad (1,422)$$

$$\bar{R}^2 = 0,553 \quad \quad \quad dw = 0,105 \quad \quad \quad (9)$$

$$\ln \hat{P}_a = 9,7721 - 0,0141 t - 0,0185 \cos 30 t^\circ + 0,0235 \sin 30 t^\circ +$$

$$\quad \quad \quad (5,799) \quad (1,164) \quad \quad (1,478)$$

$$+ 0,0235 \cos 8 t^\circ$$

$$\quad \quad \quad (1,478) \quad \quad \quad (10)$$

$$\bar{R}^2 = 0,418 \quad \quad \quad dw = 0,132$$

Os valores entre parênteses, abaixo dos coeficientes de regressão parcial, são as respectivas estatísticas t de Student.

Nos três modelos os parâmetros estimados dos coeficientes da tendência são significantes, pelo menos ao nível 0,05 de probabilidade, confirmando a natureza exponencial das três séries de preços reais ou deflacionados e, destarte, a especificação do modelo geral aqui adotada.

A maioria dos parâmetros estimados dos termos de ciclo sazonal e de longo prazo também é estatisticamente, pelo menos ao nível 0,05 de probabilidade, indicando que o modelo harmônico descreve de modo bastante adequado os três processos. A análise harmônica revela, assim, a presença tanto de ciclos sazonais (doze meses) como de longa duração (quarenta e cinco meses).

As flexibilidades-preço calculados para os dois pares de preços de interesse, para os prazos curto (sazonal) e longo (quarenta e cinco meses), são as seguintes:

P <sub>s</sub>		P <sub>a</sub>	
CP	LP	CP	LP
0,403	0,192	0,733	0,586

P<sub>b</sub>

Como era de esperar, as flexibilidades-preço são maiores no caso de preço de carne de aves do que no caso de carne suína. Estes resultados sugerem a maior eficiência de ajuste, face a variações em preço de carne bovina, do setor avícola quando comparado com o ajuste observado no setor da suinocultura.

### CONCLUSÕES E SUGESTÕES

Os resultados da análise harmônica de modelos multiplicativos, aplicados a processos de preços de carne bovina, carne suína e carne de aves evidenciam a existência tanto de ciclos de baixa frequência (longo prazo) como de ciclos de alta frequência (sazonalidade). Indica-se também a ocorrência de tendências ou trends significativos, subjacentes a estes ciclos. A análise de integração dos mercados dos três produtos se baseia na pressuposição de que a série de preços de carne bovina lidera as outras duas séries. Como era de esperar, os resultados ora obtidos mostram flexibilidade-preço maiores, no caso dos mercados de carnes bovina e de aves, do que no caso de carnes bovina e suína. Baixos graus de integração refletem a existência de imperfeições nos processos de produção, transporte, estocagem e informação de mercado, bem como possíveis interferências institucionais. Investimentos visando reduzir estas imperfeições tendem a contribuir para maior grau de integração – indicados pelas respostas, em dado mercado, face a mudanças em outro mercado e, por conseguinte, em maior eficiência de comercialização e melhor atendimento da demanda do consumidor.

### REFERÊNCIA

- BRANDT, S.A. Flutuações de preço e estrutura da demanda de banana no mercado de São Paulo, **Agric. S. Paulo**, 11 (8 a 12): 1-40, 1964.
- BRANDT, S.A **Comercialização agrícola**. Piracicaba, Livroceres, 1984. 1985 p.
- Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro. **Conj. Econ.**, Janeiro 1970 a Fevereiro 1985.
- Fundação Getúlio Vargas. Instituto de Economia Agrícola. **Banco de dados**. São Paulo, Secretaria de Agricultura, 1985.
- DORAN, H.E. & QUILKEY, J.J. Harmonic analysis of seasonal data: some important properties, **Am. j. Agric. Econ.** 54 (4):446-51, 1972.
- FRANZMANN, J.R. & WALKER, R.L., Trend models of feeder, slaughter, and wholesale beef cattle prices, **Am. J. Agric. Econ.** 54(3):507-12, 1972.
- GARCIA, E.C. 1984. Análise de preço do boi gordo no Pantanal Matogrossense, **R. Econ. rural Brasília** 22(2): 193-229, 1984.
- HOFFMANN, R. Variação estacional dos preços de produtos agropecuários no Estado de São Paulo. Piracicaba, ESALQ. 1969, 148 p. Tese de doutorado.
- R. Econ. rural**, Brasília, 25(3):303-309, jul./set. 1987

- LEMO, J.J.S.; BRANDT, S.A.; PANIAGO, E.; TOLLINI, H., Poder espectral das séries de comércio agrícola, **R. Bras. Econ.** **38** (4):385-400, 1984.
- MÁSCOLO, J.L. **Um estudo econométrico da pecuária de corte no Brasil.** Rio de Janeiro, EPGE, 1980, 100 p.
- MARQUES, D.R.; SILVEIRA, J.V.; REIS, A.J. Comportamento dos preços do boi gordo no Estado de Minas Gerais, CONGRESSO BRASILEIRO DE MARKETING RURAL 2, Lavras, MG. 1985. ABMR-ESAL, **Resumos...**, p. 31-36.
- MONTGOMERY, D.C. & JOHNSON, L.A. **Forecasting and time series analysis**, New York, McGraw-Hill, 1985 p. 99- 128.
- WAUGH, F.E. & MILLER, M.M. **Fish cycles: a harmonic analysis**, **Am. J. Agric. Econ.** **52** (3): 422-30, 1970