

Notas e comentários

Poder espectral das séries de comércio agrícola *

J. J. S. Lemos**, S. A. Brandt***, H. Tollini****, E. Paniago*****

1. Introdução; 2. Metodologia; 3. Resultados e discussão; 4. Conclusões e inferências.

1. Introdução

A existência ou não de ciclos de longa duração no comércio externo de produtos primários é motivo de preocupação para o governo de países em desenvolvimento, como o Brasil. Flutuações na balança comercial afetam de modo significativo tanto o investimento como a renda e o emprego, nestes países.

Constitui “fato estilizado”, às vezes apoiado por evidência de pesquisa, que o comércio de produtos agrícolas, obtidos de culturas perenes ou semiperenes, apresenta ciclos de longa duração, da ordem de cinco a sete anos (Gelb, 1979; Weiss, 1970). Estes ciclos longos seriam decorrência, pelo menos em parte, da natureza biológica das culturas, que apresentariam defasagem longa, entre estímulos de preços e resposta de produção.

A política de estoques reguladores ou *buffer stocks* tem sido proposta como instrumento de suavização dos efeitos de ciclos comerciais. Contudo, a estocagem de produtos como açúcar, borracha, cacau e café, por períodos relativamente longos, pode ser tecnicamente inviável. Este é um dos fatores que tem limitado a implementação de políticas de regularização, nos mercados destes produtos.

O objetivo do presente estudo é o de testar a hipótese de existência de ciclos de longa duração no comércio externo de açúcar, borracha natural, cacau e café.

*Pesquisa realizada com apoio financeiro do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa).

**Engenheiro-agrônomo, D.Sc., professor visitante na Universidade Federal do Ceará.

***Engenheiro-agrônomo, Ph.D, professor titular na Universidade Federal de Viçosa.

****Engenheiro-agrônomo, Ph.D, Secretário Nacional de Abastecimento.

*****Engenheiro-agrônomo, Ph.D, professor titular na Universidade Federal de Viçosa.

Usam-se instrumentos de análise auto-espectral e espectral cruzada e séries temporais de mais de 120 anos para verificação desta hipótese.

2. Metodologia

Na maioria das aplicações estatísticas, em que os dados consistem de séries temporais observadas $x(n)$ e $x(m)$

$$\{x(n); n = 0, \pm 1, \pm 2, \dots\} \quad (1)$$

onde m pertence ao mesmo conjunto que n , raramente são independentes, na medida em que n tende para m (Rayner, 1971).

Pressupondo que $E\{x(n)\} = \mu$, em que μ é uma constante e E é um operador de expectativas, o conjunto de segundos momentos finitos

$$E\{(x(n) - \mu)(x(n + \tau) - \mu)\} = \gamma(\tau); \quad \tau = 0, \pm 1, \pm 2, \dots \quad (2)$$

definido como *função de covariância* ou *espectro*, permite examinar a natureza desta dependência. A transformação co-sênica de Fourier do espectro é uma medida útil para determinação da importância relativa dos diversos componentes do espectro (Granger, 1966).

No presente estudo adota-se a seguinte notação, para representar as funções espectral e espectral cruzada; (a) $f(\lambda)$, ou espectro estimado; (b) $w(\lambda)$, ou coerência; (c) $\theta(\lambda)$, ou fase; (d) $b(\lambda)$, ou ganho. Lembra-se que a notação λ indica frequência e notação $\hat{\lambda}$ indica estimativa.

O espectro e as quantidades associadas são estimadas na amplitude de frequência $0 \leq \lambda \leq \mathcal{N}$. Para a série temporal $\{x(n), n = 0, \pm 1, 2, \dots\}$, gerada por um processo estocástico desconhecido, pressupõe-se a condição de estacionariedade (fraca) em que

$$E\{x(n) = \mu, E\{(x(n) - \mu)^2\} = \sigma^2 < \infty \quad (3)$$

e

$$E\{(x(n) - \mu)(x(n + \tau) - \mu)\} = \gamma(\tau) \quad (4)$$

dependem somente de τ (Parzen, 1961)

Como consequência desta estacionariedade, pode-se representar $x(n)$ na forma

$$x(n) = \int_{-\mathcal{N}}^{\mathcal{N}} e^{i\lambda n} dZ(\lambda) \quad ; \quad -\mathcal{N} < \lambda < \mathcal{N} \quad (5)$$

na qual $dZ(\lambda)$ é um incremento estocástico complexo, de modo que

$$\begin{aligned} E\{dZ(\lambda_1) \overline{dZ(\lambda_2)}\} &= dF(\lambda_1) & \lambda_1 &= \lambda_2 \\ &= 0 & \lambda_1 &\neq \lambda_2 \end{aligned} \quad (6)$$

na qual a notação barra indica conjugação complexa.

Para qualquer $x(n)$ real, uma representação alternativa de (5) é dada por

$$x(n) = \int_0^{\pi} \{\cos n u(\lambda) + \sin n v(\lambda)\} \quad (7)$$

e

$$dZ(\lambda) = \frac{1}{2} \{du(\lambda) - i dv(\lambda)\} \quad (8)$$

Pode-se, portanto, interpretar $x(n)$ como se fosse formada por ondas de seno e cosseno de frequência λ , com amplitudes representadas por variáveis não correlacionadas, ortogonais aleatórias $du(\lambda)$, $dv(\lambda)$ (Contador, 1975 e Pino *et alii*, 1983).

A função $F(\lambda)$ é o *poder espectral cumulativo*, que é restringido de modo que se torna absolutamente contínua, com derivada igual a $f(\lambda)$. Destarte, a função de covariância $\gamma(\tau)$ pode ser expressa de forma

$$\gamma(\tau) = \int_{-\pi}^{\pi} e^{-i\lambda\tau} dF(\lambda) \quad (9)$$

Evidentemente, $\gamma(0) = \sigma^2$ e indica que o poder espectral $f(\lambda)$ pode ser interpretado como uma decomposição da variância total atribuível a diferentes frequências. A concentração desta variância é conhecida como *poder* ou *massa* e reflete a amplitude dos incrementos estocásticos $du(\lambda)$, $dv(\lambda)$. Além disso,

$$f(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \sum_{-\infty}^{\infty} e^{-i\lambda\tau} \gamma(\tau) \quad (10)$$

de modo que o espectro e a função de autocovariância representam um par complexo da transformação de Fourier (Koopmans, 1974).

Para duas séries conjuntamente estacionárias $x(n)$ e $y(n)$, nos finais

$$E\{(x(n) - \mu_x)(y(n + \tau) - \mu_y)\} = \gamma_{xy}(\tau) \quad (11)$$

o *espectro cruzado* tem a forma

$$\begin{aligned} f_{xy}(\lambda) &= \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} e^{i\lambda\tau} \lambda_{xy}(\tau) \\ &= \frac{1}{2} \{ C_{xy}(\lambda) - iq_{xy}(\lambda) \} \end{aligned} \quad (12)$$

na qual a parte real é o *coespectro* e a parte complexa é o *espectro de quadratura* (Nerlove, 1964).

Conforme Goodman (1963), usam-se as seguintes funções do espectro cruzado, para ilustrar as relações entre as duas séries temporais: a) coerência (ω); b) fase (θ); c) ganho (b); e d) espectro de resíduos (f_y).

A coerência

$$\omega(\lambda) = [(c_{xy}^2(\lambda) + q_{xy}^2(\lambda)) / f_x(\lambda) f_y(\lambda)]^{1/2} \quad (13)$$

mede o grau de associação entre as duas variáveis. É uma medida similar ao quadrado do coeficiente de correlação entre os componentes de frequência correspondentes das duas séries.

A fase

$$\theta(\lambda) = \arctan \{ q_{xy}(\lambda) / c_{xy}(\lambda) \} \quad (14)$$

descreve a relação, de liderança ou defasagem, da série de y em relação à série de x . Na medida em que $\Theta(\lambda) = k$ constante, isto implica que a defasagem é proporcional ao período do componente (defasagem de ângulo fixo) e, na medida em que $\Theta(\lambda) = k\lambda$, isto implica relação de defasagem temporal simples, com k intervalos (Hannan, 1960).

O *ganho* é, essencialmente, equivalente ao coeficiente de regressão, quando se tem a regressão de y sobre x , e é definido do seguinte modo

$$b(\lambda) = [c_{xy}^2(\lambda) + q_{xy}^2(\lambda)]^{1/2} / f_x(\lambda) \quad (15)$$

O *espectro de resíduos* é derivado da relação

$$f_x(\lambda) = b^2(\lambda) f_x(\lambda) + f_u(\lambda) \quad (16)$$

e é análogo ao termo de erro de uma regressão linear simples de tipo $y = \beta x + u$, em que a variável dependente é o espectro (y) e a variável independente é o espectro (x) e o coeficiente de regressão é o quadrado do "ganho" (Tukey, 1961).

Para dada série temporal observada $x(n)$, pode-se desejar conduzir uma transformação dos dados, a fim de obter uma nova série $y(n)$. Este processo se denomina filtragem digital e pode ser representado pela forma:

$$y(n) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} \delta_j x(n-j) \quad (17)$$

As propriedades deste filtro podem ser resumidas pela transformação de Fourier da sequência de δ_j

$$h(\lambda) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} \delta_j e^{i\lambda j} \quad (18)$$

que é a função da resposta de frequência do filtro (Alavi e Jenkins, 1965).

Os espectros das séries y e x são relacionados do seguinte modo:

$$f_y(\lambda) = |h(\lambda)|^2 f_x(\lambda) \quad (19)$$

Os coeficientes de filtragem δ_j podem então ser escolhidos, de tal modo que a função de resposta deixa inalteradas as amplitudes da série de entrada, em certas frequências, e as modifica, de modo apropriado, em outras frequências (Fishman, 1969).

A teoria básica foi desenvolvida em termos de uma série observada em número infinito de pontos no tempo, ao passo que os procedimentos de estimação são desenvolvidos em termos de uma série anotada em intervalos de tempo igualmente espaçados (Parsons e Henry, 1972).

A série observada $\{x(n); n = 1, 2, \dots, N\}$ pode ser interpretada como se fosse uma realização única, gerada por processo estocástico desconhecido. Visto ser impossível estimar todas as partes do verdadeiro espectro $f(\lambda)$, a partir de um conjunto finito de dados, tenta-se estimar o valor médio do poder espectral, ao longo de um número específico de faixas de frequência. O método de estimação usado no presente estudo se baseia em programa desenvolvido por Lemos (1983), que se encontra disponível no Centro de Processamento de Dados da Universidade Federal de Viçosa.

Notando-se que

$$\begin{aligned} 2\pi f(\lambda) &= \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{\tau=-N+1}^{N-1} e^{-i\lambda\tau} \gamma(\tau) \\ &= \lim_{N \rightarrow \infty} \left\{ \gamma(0) + 2 \sum_{\tau=1}^{N-1} \cos \lambda\tau \gamma(\tau) \right\}; \quad \lambda \in [0, \pi] \end{aligned} \quad (20)$$

principia-se pela busca de um estimador desejável do espectro, $f(\lambda)$, com o *periodograma amostral* $I_N(\lambda)$ que tem a forma

$$2\pi I_N(\lambda) = \frac{1}{N} \left| \sum_{\tau=1}^N e^{-i\lambda\tau} x(\tau) \right|^2 = c(0) + 2 \sum_{\tau=1}^{N-1} \cos \lambda\tau c(\tau) \quad (21)$$

no qual $c(\tau)$ é o estimador de covariância.

O periodograma é um estimador assintoticamente não enviesado do espectro, porém, visto que sua variância não tende para zero, não é um estimador coerente ou consistente. Destarte, estima-se o espectro por meio de uma média ponderada dos valores do periodograma, em diferentes frequências, na qual as ponderações se concentram na direção do ponto λ . Este procedimento de ponderação $K(\theta)$ é a *janela espectral* e corresponde à transformação de Fourier do conjunto de ponderações $k(\tau)$, que é a janela de defasagens (Newbold, 1981). Portanto,

$$\hat{f}(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} K(\theta - \tau) I_N(\theta) d\theta - \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-N+1}^{N-1} \cos \lambda + k(\tau) c(\tau) \quad (22)$$

Para uma discussão pormenorizada da seleção da janela espectral ver o trabalho de Parzen (1968).

Cada valor sucessivo de $c(\tau)$, baseando-se em menor número de observações, torna-se cada vez menos confiável e, portanto, apenas o primeiro M deveria ser usado no procedimento de estimação. Essencialmente, o número de defasagens M representa o número de faixas de frequência sobre as quais se estima $f(\lambda)$. Na medida em que M é muito pequeno, subestimam-se os grandes picos do espectro, isto é, obtém-se uma solução pobre. Contudo, na medida em que M é muito grande, a variância aumenta. O espectro pode, então, ser estimado em $(M + 1)$ pontos equidistantes:

$$\lambda_j = \pi j / M; \quad j = 0, 1, \dots, M \quad (23)$$

Os dados utilizados na pesquisa são séries de tempo de natureza secundária, referentes a preços internacionais e quantidades produzidas internamente de borracha natural, cobrindo o período de 1827 a 1980; e séries de preços e quantidades exportadas de açúcar, cacau e café, cobrindo o período de 1821 a 1980 (Lima *et alii*, 1983).

A série de quantidade produzida internamente de borracha natural não se encontra disponível para o período de 1927 a 1930. Para obter os valores de produção interna referentes a este período, usa-se o procedimento de interpolação proposto por Friedman (1962).

As séries de preços foram corrigidas por meio dos índices de preços internos de Villela e Suzigan (1973), encadeados ao índice geral de preços (n.º 2) da *Conjuntura Econômica* (*Conjuntura Econômica*, 1981-3), com base modificada para 1980 = 100.

3. Resultados e discussão

As oito séries originais de preços e quantidades apresentaram forte tendência, evidenciada por coeficientes de correlação de posto de Kendall significativamente

diferentes de zero, ao nível 0,01 de probabilidade. Em vista disso, fez-se a pré-filtragem das séries usando-se filtro com três defasagens e $\beta = 0,75$:

$$\bar{x}_t = 1nx_t - 1,5 \, 1nx_{t-1} + 0,5625 \, 1nx_{t-2} \quad (24)$$

o qual transformou em estacionárias ou ruído brancas todas as oito séries usadas na análise (Lemos, 1983, apêndice F). Em vista disso, não ocorrem, no presente estudo, problemas de vazamento (*leakage*) pela borda da janela de Parzen, uma vez que foram eliminadas todas as variações sistemáticas nas séries utilizadas. Isto faz com que os estimadores espectrais obtidos apresentem as propriedades assintóticas desejadas.

Os resultados da análise auto-espectral são sintetizados no quadro 1, no qual são apresentadas apenas as concentrações dos poderes espectrais. O número total de defasagens ($M = 50$) não excede um terço do número total de observações, conforme recomendação de Fishman (1963).

Quadro 1

Concentrações de poder espectral de séries pré-filtradas de exportações e preços de exportações agrícolas, Brasil, 1821-1980^a

Produto	Série	Frequência espectral		Ciclo espectral (anos)	
		Média	Intervalo ^b	Médio	Amplitude ^c
Açúcar	<i>p</i>	0,433	0,413; 0,487	2,31	2,08; 2,42
	<i>q</i>	0,481	0,404; 0,500	2,08	2,00; 2,12
Borracha	<i>p</i>	0,320	0,260; 0,500	3,13	2,00; 3,85
	<i>q</i>	0,460	0,420; 0,500	2,17	2,00; 2,38
Cacau	<i>p</i>	0,317	0,260; 0,500	3,15	2,00; 3,85
	<i>q</i>	0,442	0,404; 0,471	2,26	2,12; 2,48
Café	<i>p</i>	0,404	0,385; 0,452	2,50	2,60; 2,21
	<i>q</i>	0,500	0,491; 0,500	2,00	2,00; 2,02

Fonte: Lemos (1983).

^a As séries de borracha natural cobrem o período que vai de 1827 a 1980, e se referem à produção nacional e a preços de exportação (1827-1952) ou de importação (1953-80).

^b Intervalo de confiança do poder espectral, para 11,35 g.l. e nível 0,95 de probabilidade fiducial.

^c Correspondente ao intervalo de confiança, dada a estimativa do poder espectral respectivo.

Constata-se que os poderes espectrais das séries de preços e quantidades são maiores nas frequências situadas na amplitude de 0,32 a 0,50, aproximadamente. Estas frequências correspondem a períodos (ciclos espectrais) que variam, para as oito séries, de 2,00 a 3,15 anos, com amplitude de 2,00 a 3,85 anos. Não se dispõe de termos de comparação para os mercados de açúcar e borracha natural. Contudo, os resultados de pesquisas anteriores, realizadas por Gelb (1979) e Weiss (1970), para os mercados de café e cacau, são postos em dúvida, com base na evidência ora obtida. Visto que, nos dois estudos citados, seus autores não utilizaram séries ruído brancas ou estacionárias, suspeita-se que as indicações, por eles obtidas, de ciclos de até quatro anos (café) e de até sete anos (cacau) são, de fato, cognomes ou *aliases* de ciclos de mais alta frequência, tais como os indicados no presente estudo.

Lembre-se que os ciclos espectrais de alta frequência, indicados no presente estudo, se referem a comércio exterior e não a produção e preços a nível de produtor. A ocorrência de estoques e de intervenção governamental pode, em grande extensão, suavizar ou reduzir a duração de ciclos que ocorreriam a nível de produção primária.

Quadro 2

Estimativas paramétricas da análise espectral cruzada de séries pré-filtradas de exportações e preços de exportações agrícolas, Brasil, 1821-1980^a

Produto	Frequência $f(\lambda)$	Coerência $w(\lambda)$	Ganho $b(\lambda)$	Fase $\theta(\lambda)$	Diferença de fase (anos)	Lead
Açúcar	0,403	0,54	1,86	32,36	2,08	p
Borracha	0,120	0,52	0,71	- 7,59	...	\dots^b
Cacau	0,346	0,47	1,00	- 8,15	0,50	q
Café	0,404	0,63	0,74	- 1,84	0,12	q

Fonte: Lemos (1983).

^a As séries de borracha natural cobrem o período que vai de 1827 a 1980 e se referem à produção nacional e a preços de exportação (1827-1952) ou de importação (1953-80).

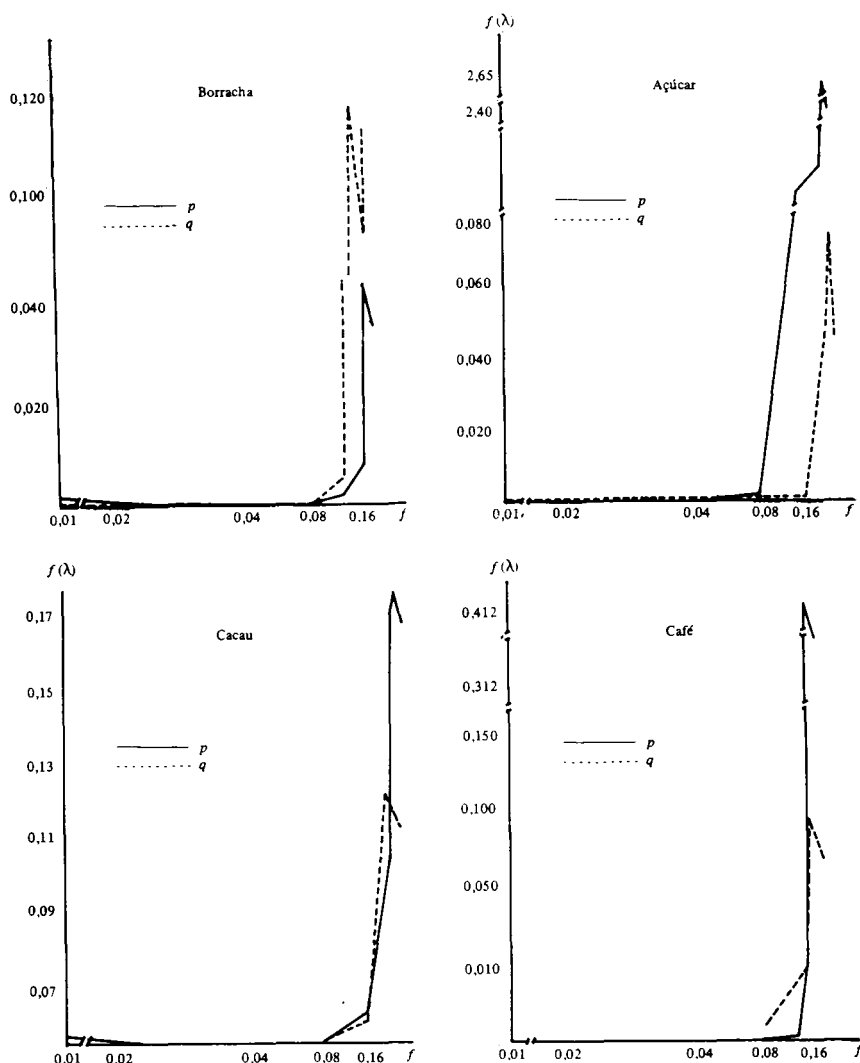
^b Indeterminado, uma vez que as séries de p e q não apresentam poder espectral significativo, nesta faixa de onda.

As defasagens entre estímulos (de p ou q) e respostas (de q ou p) variam bastante, entre os quatro produtos estudados. No caso da borracha de origem extrativa, a defasagem é de apenas uns poucos meses, e no caso de cacau ela é de quatro a cinco anos. Lembre-se que a oferta de exportação é gerada tanto pela oferta primária como pela oferta de estoques. Neste sentido, as estimativas espectrais ora obtidas, de ciclos de alta frequência no comércio agrícola, são coerentes.

A figura 1 ilustra os poderes espectrais das oito séries de preços e quantidades, nas diferentes frequências.

As estimativas de coeficientes de coerência, apresentadas no quadro 2, indicam as parcelas (percentagens) das variações observadas em quantidade (q) que estão associadas com variação em preços dos respectivos produtos, nas faixas de frequência indicadas. Os coeficientes de coerência estimados variam entre 47 e 63%.

Figura 1
Poder espectral das séries pré-filtradas de preços (p) e quantidades (q)
— comércio agrícola, Brasil, 1821(27)-1980



Como se disse, a interpretação da coerência, na análise espectral cruzada, é similar à do quadrado do coeficiente de *correlação* simples, na análise econométrica.

Os coeficientes de ganho estimados variam entre 0,71 (borracha) e 1,86 (açúcar) e indicaram, para as respectivas faixas de frequência, que acréscimos unitários em preço (quantidade) correspondem a acréscimos, de 0,71 a 1,86 unidades, em quantidade (preço), nas respectivas faixas de frequência. A interpretação dos coeficientes de ganho, na análise espectral cruzada, é similar à interpretação econométrica do coeficiente de *regressão* simples. As direções de causalidade são indicadas em seguida.

Sinal positivo do coeficiente estimado de fase, para o mercado de açúcar, indica que a série de preço lidera a série de quantidade exportada deste produto. Esta evidência sugere que, no período estimado, o País foi *tomador* de preços, neste mercado. Sinais negativos dos coeficientes estimados de fase, para os mercados de cacau e café, indicam que quantidades lideram preços e que o País foi *formador* de preços, nestes mercados, no período estudado. No caso do mercado de borracha natural, não se pode, com rigor, indicar a natureza da relação de liderança (*lead*) ou defasagem (*lag*) entre as séries de preços e quantidades, uma vez que elas não apresentam poder espectral estatisticamente significativo, na faixa de onda correspondente (0,12).

As diferenças de fase, entre as séries respectivas de preço e quantidades, variam entre 0,12 anos (café) e 2,08 anos (açúcar), e indicam que as variações nas séries de preços (quantidades), em resposta às oscilações em quantidades (preços), demoram de um mês e meio (café) a pelo menos dois anos (açúcar). Conquanto os mercados de café e açúcar estejam, há mais de quarenta anos, sob intervenção governamental, aparentemente esta intervenção é mais estrita no caso do mercado de açúcar. Neste sentido, a indicação da análise espectral cruzada, obtida na presente pesquisa, é coerente ou consistente.

Os resultados da análise espectral cruzada, sintetizados no quadro 2, são de utilidade em modelagem econométrica de equações de oferta e demanda interna de borracha e oferta e demanda de exportação de açúcar, cacau e café, especialmente no que se refere à especificação das relações de liderança e defasagem e indicação das direções de causalidade entre preços e quantidades.

4. Conclusões e inferências

Com base na evidência empírica ora obtida conclui-se que a geração das séries de quantidades e preços de açúcar, borracha, cacau e café não obedece a processos randômicos. Aceita-se a hipótese de existência de ciclos de curta duração (dois a três anos), mas rejeita-se a hipótese de ciclos longos (quatro a sete anos), pelo menos a nível de comércio exterior destes quatro produtos do País.

Ciclos de duração relativamente curta indicam maior viabilidade técnica de políticas de estabilização de mercado, como as de estoques reguladores, do que a

sugerida por evidência empírica de estudos anteriores ou por “fatos estilizados”. Os resultados da análise espectral, tal como ora empreendida, sugere que ela é de considerável valia para descrição da estrutura cíclica de séries econômicas. Alguns dos resultados obtidos permaneceriam ocultos — como de fato ocorria até então — caso outros procedimentos, como os métodos econométricos usuais, e.g. de análise harmônica, fossem utilizados.

Duas notas de cautela são recomendáveis. Em primeiro lugar, lembra-se que as técnicas auto-espectral e espectral cruzada não buscam explicar o mecanismo básico gerador dos ciclos, mas, sim, visam detectar a estrutura tecnológica das séries temporais, além de prover evidência comprobativa destas relações estruturais. Em segundo lugar, lembra-se que, no presente estudo, foram usadas séries temporais anuais e, por este motivo, não foi possível examinar a possibilidade dos ciclos detectados, de dois a três anos, serem *aliases* ou *cognomes* de formatos estacionais subjacentes, com período de um ano. Este é um problema para futura pesquisa.

Referências bibliográficas

Alavi, A. S. & Jenkins, G. M. An example of digital filtering. *Journal of the Royal Statistical Society*, 14 (1): 70-4, 1965.

Box, G. E. & Jenkins, G. M. *Time series analysis, forecasting and control*. San Francisco, Holden-Day, 1970. 553 p.

Conjuntura Econômica, Rio de Janeiro, 35/37, 1981/83.

Contador, C. R. Uma análise espectral dos movimentos da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro, *Revista Brasileira de Mercado de Capitais*, 1 (1): 17-92, 1975.

Fishman, G. S. *Spectral methods in econometrics*. Cambridge, Harvard University Press, 1969. 212 p.

Friedman, M. *The Interpolation of time series: by related methods*. New York, NBER, 1962, 30 p.

Gelb, A. H. A spectral analysis of coffee market oscillations, *International Economic Review*, 20 (2): 495-514, 1979.

Goodman, M. R. Spectral analysis of multiple stationary time series. In: Rosenblatt, M., ed. *Time series analysis*. New York, Wiley, 1963. p. 260-6.

Granger, C. W. F. The typical spectral shape of an economic variable. *Econometrica*, 34 (1): 150-61, 1966.

Hannan, E. J. *Time series analysis*. London, Mathuen, 1960. 400 p.

Jenkins, G. M. A survey of spectral analysis. *Journal of the Royal Statistical Society*, 14 (1): 1-32, 1965.

Koopmans, L. H. *The spectral analysis of time series*. Albuquerque, Academic Press, 1974. 113 p.

- Lemos, J. J. S. 1983. *Análise espectral de ciclos de comércio agrícola*. Viçosa, UFV, 1983. 186 p. (Tese D Sc.)
- Lima, J. L.; Costa, I. N.; Luna, F. V. 1983. *Estatísticas básicas do setor agrícola do Brasil*. São Paulo, IPE/USP, 1983. 122 p.
- Nerlove, M. Spectral analysis of seasonal adjustment procedures. *Econometrica*, 22(7): 426-71, 1964.
- Newbold, P. Some recent developments in time series analysis. *International Statistics Review*, 49 (1): 53-66, 1981.
- Parsons, L. & Henry, W. A. Testing equivalence of observed and generated time series data by spectral methods. *Journal of Marketing Research*, 36 (9) 391-5, 1972.
- Parzen, E. Mathematical considerations in the estimation of spectra. *Technometrics*, 3 (2): 167-90, 1961.
- . On asymptotically efficient and consistent estimates of the spectral density function of a stationary series. *Journal of the Royal Statistical Society*, 20 (2): 303-22, 1968.
- Pino, F. A.; Nogueira Junior, S.; Toloi, C. M. C. Relações dinâmicas entre preços da soja brasileira. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, 18 (11): 1.163-73, 1983.
- Rayner, J. M. *An Introduction to spectral analysis*. London, Pion, 1971. 174 p.
- Tukey, J. W. Discussion emphasizing the connection between analysis of variance and spectral analysis, *Technometrics*, 3 (2): 191-220, 1961.
- Villela, A. V. & Suzigan, W. *Política de governo e crescimento da economia brasileira, 1889/1945*. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1973. 150 p.
- Weiss, J. S. A spectral analysis of world cocoa prices. *American Journal of Agricultural Economics*, 52 (1): 120-6, 1970.

Anexo
Dados séries temporais de produção interna de borracha natural, exportação de açúcar, cacau e café e preços internacionais de
borracha natural, açúcar, cacau e café – Brasil, 182-980^a

Ano	Borracha natural			Açúcar			Cacau			Café		
	Produção (10 ⁴ t)	Preço cor- rente (Cr\$ 10 ³ /t)	Preço real (Cr\$ 10 ³ de 1980/t)	Exportação (10 ⁴ t)	Preço cor- rente (Cr\$ 10 ³ /t)	Preço real (Cr\$ 10 ³ de 1980/t)	Exportação (10 ³ t)	Preço cor- rente (Cr\$ 10 ³ /t)	Preço real (Cr\$ 10 ³ de 1980/t)	Exportação (10 ³ t)	Preço cor- rente (Cr\$ 10 ³ /t)	Preço real (Cr\$ 10 ³ de 1980/t)
1821	35,168	0,145	451,713	1,016	0,142	442,368	129	0,025	77,882
22	36,694	0,099	284,561	0,684	1,257	3,612,069	189	0,020	57,471
23	53,549	0,099	279,661	0,714	1,036	2,926,554	226	0,018	50,847
24	44,976	0,100	281,690	1,251	0,100	231,690	274	0,013	36,626
25	35,485	0,138	343,284	1,545	0,107	266,169	224	0,013	32,388
26	35,410	0,139	251,812	1,614	0,104	188,406	318	0,011	19,928
27	0,031	0,290	455,259	50,483	0,184	288,854	1,996	0,095	149,166	430	0,012	18,838
28	0,051	0,392	549,790	67,641	0,228	319,776	0,667	0,072	100,982	452	0,011	15,428
29	0,091	0,626	740,826	55,059	0,226	267,456	1,221	0,046	54,438	459	0,015	17,751
1830	0,156	0,449	603,495	65,386	0,197	264,785	0,654	0,031	41,667	480	0,014	18,817
31	0,145	0,441	594,340	62,996	0,130	175,202	0,858	0,044	59,299	549	0,017	22,911
32	0,151	0,444	1.147,267	75,783	0,124	320,413	1,999	0,046	118,863	717	0,017	42,928
33	0,101	0,515	673,203	45,348	0,117	152,941	0,796	0,117	152,941	560	0,016	29,911
34	0,451	0,451	450,298	56,093	0,119	125,666	1,201	0,072	76,677	1,121	0,016	17,039
35	0,543	0,543	718,253	71,987	0,094	124,339	0,839	0,097	128,307	970	0,016	21,164
36	0,545	0,545	667,075	82,624	0,140	171,359	1,342	0,110	134,639	1,052	0,015	18,360
37	0,405	0,405	379,924	73,085	0,101	94,747	1,216	0,132	123,827	910	0,015	14,071
38	0,468	0,488	396,747	99,967	0,096	78,049	2,780	0,163	132,520	1,149	0,016	18,068
39	0,561	0,661	583,922	67,980	0,180	114,841	2,951	0,080	159,011	1,333	0,016	14,134
1840	0,615	0,615	472,713	81,396	0,184	102,998	2,966	0,128	106,072	1,383	0,015	11,580
41	0,632	0,532	408,916	93,399	0,121	93,005	2,945	0,131	100,692	1,239	0,014	10,761
42	0,425	0,425	396,825	71,770	0,117	109,244	2,677	0,174	235,135	1,363	0,013	12,138
43	0,382	0,382	322,636	76,581	0,131	110,042	2,226	0,166	140,203	1,444	0,012	10,135
44	0,371	0,371	359,844	83,383	0,124	120,272	2,787	0,155	150,339	1,541	0,012	11,039
45	0,409	0,409	361,374	109,812	0,130	111,684	1,960	0,180	154,639	1,625	0,011	9,450
46	0,541	0,541	368,649	104,443	0,152	109,195	2,935	0,184	132,184	1,723	0,012	6,621
47	0,436	0,436	321,771	104,268	0,142	104,697	3,022	0,179	132,103	2,387	0,009	6,642
48	0,309	0,309	216,690	114,101	0,124	86,952	2,365	0,198	138,850	2,340	0,011	7,714
49	0,639	0,639	271,634	124,931	0,127	101,763	3,697	0,156	125,000	2,106	0,010	8,016
1850	0,427	0,427	388,535	116,405	0,128	116,470	0,126	0,159	144,677	1,453	0,016	14,556
51	0,751	0,751	687,095	131,729	0,120	109,790	3,850	0,151	138,152	2,485	0,013	11,894
52	0,548	0,548	443,007	110,804	0,122	98,626	4,272	0,130	105,093	2,337	0,014	11,318
53	0,875	0,875	528,052	157,950	0,115	69,403	3,378	0,146	88,111	2,430	0,014	8,449
54	1,545	1,545	780,383	118,540	0,134	13,673	4,646	0,169	85,354	2,130	0,013	8,586
55	0,987	0,987	452,590	120,341	0,139	63,732	2,168	0,193	90,568	3,190	0,015	6,878
56	1,072	1,072	446,667	109,405	0,173	72,083	2,413	0,256	106,667	2,853	0,017	7,083
57	0,971	0,971	432,516	112,663	0,229	102,004	3,532	0,418	186,192	3,817	0,017	7,572
58	0,774	0,774	362,699	106,604	0,213	99,813	3,619	0,458	214,620	2,380	0,018	8,435
59	1,096	1,096	454,205	156,419	0,177	73,353	4,133	0,319	132,201	2,735	0,018	7,460
1860	1,351	1,351	567,886	90,237	0,172	72,299	3,181	0,404	169,819	3,624	0,024	10,088

(Continua)

Anexo

Dados séries temporais de produção interna de borracha natural, exportação de açúcar, cacau e café e preços internacionais de
borracha natural, açúcar, cacau e café – Brasil, 182-980^a

(Continuação)

Ano	Borracha natural			Açúcar			Cacau			Café		
	Produção (10 ³ t)	Preço cor- rente (Cr\$ 10 ³ /t)	Preço real (Cr\$ 10 ³ de 1980/t)	Exportação (10 ³ t)	Preço cor- rente (Cr\$ 10 ³ /t)	Preço real (Cr\$ 10 ³ de 1980/t)	Exportação (10 ³ t)	Preço cor- rente (Cr\$ 10 ³ /t)	Preço real (Cr\$ 10 ³ de 1980/t)	Exportação (10 ³ t)	Preço cor- rente (Cr\$ 10 ³ /t)	Preço real (Cr\$ 10 ³ de 1980/t)
1861	2,480	1,173	510,443	65,291	0,167	72,672	3,481	0,424	184,508	3,571	0,022	9,574
62	2,278	1,070	454,545	155,281	0,148	62,872	2,985	0,424	180,119	0,024	0,024	10,195
63	3,063	1,070	528,917	144,609	0,129	63,767	3,873	0,354	174,988	2,136	0,026	12,852
64	3,412	1,083	465,406	95,048	0,207	88,956	3,445	0,329	141,384	2,004	0,027	11,803
65	3,343	1,083	383,382	107,528	0,151	53,451	3,195	0,369	130,619	2,545	0,024	8,496
66	3,472	1,333	413,847	131,351	0,146	45,328	2,604	0,459	142,502	2,436	0,025	7,762
67	4,721	1,238	360,093	86,562	0,146	42,467	2,888	0,491	142,816	3,157	0,022	6,399
68	4,955	1,533	383,634	123,917	0,179	44,795	3,884	0,421	105,355	3,561	0,023	5,756
69	4,161	1,682	427,268	65,057	0,205	52,070	2,802	0,501	127,254	3,802	0,024	6,096
1870	4,780	1,464	378,765	138,118	0,212	54,109	4,578	0,460	117,407	3,115	0,025	6,381
71	5,044	1,997	541,339	116,040	0,156	42,288	4,471	0,349	94,606	3,827	0,022	5,984
72	5,693	1,843	474,144	173,183	0,162	41,677	5,547	0,342	87,936	4,060	0,018	4,631
73	5,068	1,986	496,375	195,526	0,142	35,491	4,327	0,348	86,978	3,497	0,033	8,248
74	6,896	1,578	379,235	155,253	0,114	27,397	4,612	0,295	70,896	2,774	0,040	9,613
75	5,835	1,758	474,110	206,682	0,112	30,205	5,340	0,447	120,550	3,853	0,033	8,900
76	5,735	1,763	442,520	122,069	0,115	28,865	5,165	0,531	133,383	3,407	0,035	8,785
77	6,176	1,787	362,802	182,877	0,164	33,388	5,827	0,590	120,114	3,553	0,031	8,311
78	6,642	1,768	359,734	170,539	0,123	24,748	4,640	0,600	120,724	3,843	0,029	5,835
79	6,456	1,753	381,419	146,858	0,148	32,202	6,066	0,616	134,030	4,904	0,027	5,875
1880	6,880	1,779	389,960	216,461	0,145	31,784	4,972	0,650	142,481	2,618	0,048	10,522
81	6,723	1,764	368,162	161,258	0,161	33,612	6,805	0,537	112,109	3,660	0,034	7,098
82	6,840	1,756	349,621	246,769	0,148	29,482	7,501	0,562	111,952	4,081	0,026	5,179
83	7,500	1,892	360,229	178,655	0,130	24,762	6,763	0,656	124,952	6,687	0,018	3,429
84	9,151	1,034	188,251	329,375	0,110	21,676	6,957	0,572	104,189	5,316	0,024	4,372
85	7,904	1,344	234,965	274,311	0,083	14,510	6,214	0,730	132,970	6,238	0,024	4,196
86	8,185	1,397	234,739	112,399	0,125	21,008	4,212	0,732	123,025	5,436	0,023	3,866
87	8,642	1,482	239,660	226,010	0,072	11,650	6,940	0,586	94,822	6,075	0,031	5,017
88	17,062	2,243	350,892	253,151	0,121	18,936	12,957	0,407	63,693	5,138	0,035	5,471
89	15,990	1,582	247,558	105,558	0,136	21,283	9,042	0,387	60,553	5,586	0,031	4,851
1890	16,394	1,767	257,897	133,908	0,130	18,978	4,424	0,424	61,897	5,109	0,037	5,401
91	17,790	2,611	297,289	184,902	0,234	26,651	10,094	0,585	66,628	5,373	0,053	6,036
92	18,609	3,308	262,531	161,872	0,300	23,910	6,478	0,855	67,857	7,109	0,062	4,921
93	19,430	3,197	238,537	103,962	0,390	29,104	10,059	0,973	72,612	5,307	0,085	6,343
94	19,470	4,315	331,876	152,398	0,320	24,615	8,461	0,963	74,077	5,582	0,090	6,923
95	20,975	4,415	358,902	163,530	0,272	22,113	10,509	0,738	60,000	6,720	0,081	6,585
96	22,320	4,130	265,038	172,886	0,260	16,560	8,966	0,784	49,936	6,744	0,078	4,968
97	22,260	6,238	333,352	127,712	0,308	16,470	10,467	1,097	58,664	9,463	0,050	2,996
98	21,900	8,476	430,451	126,484	0,386	10,593	11,270	1,651	83,808	9,267	0,050	2,538
99	25,100	9,598	497,275	50,268	0,416	21,554	12,792	1,500	77,720	9,771	0,048	2,487
1900	26,750	6,857	408,142	92,188	0,398	23,690	15,354	1,222	72,739	9,155	0,053	3,166

(Continua)

Anexo

Dados séries temporais de produção interna de borracha natural, exportação de açúcar, cacau e café e preços internacionais de borracha natural, açúcar, cacau e café – Brasil, 182-980^a

(Continuação)

Ano	Borracha natural			Açúcar			Cacau			Café		
	Produção (10 ³ t)	Preço corrente (Cr\$ 10 ³ /t)	Preço real (Cr\$ 10 ³ de 1980/t)	Exportação (10 ³ t)	Preço corrente (Cr\$ 10 ³ /t)	Preço real (Cr\$ 10 ³ de 1980/t)	Exportação (10 ³ t)	Preço corrente (Cr\$ 10 ³ /t)	Preço real (Cr\$ 10 ³ de 1980/t)	Exportação (10 ³ t)	Preço corrente (Cr\$ 10 ³ /t)	Preço real (Cr\$ 10 ³ de 1980/t)
1901	30,290	6,0370	437,463	187,166	0,173	12,536	15,682	1,175	85,145	14,760	0,039	2,536
02	28,700	5,1592	406,236	136,757	0,39	10,945	20,642	1,002	78,898	13,157	0,031	2,441
03	31,095	6,1865	475,885	21,889	0,184	14,204	20,900	0,977	75,154	12,927	0,030	2,308
04	30,650	6,9386	506,467	7,861	0,225	16,423	23,160	0,938	68,457	10,025	0,039	2,847
05	35,000	6,3904	519,544	37,747	0,169	13,740	21,090	0,747	60,732	10,821	0,030	2,439
06	36,000	6,0150	401,000	84,948	0,108	7,200	25,135	0,825	55,000	13,966	0,030	2,000
07	38,000	5,9606	419,760	12,858	0,167	11,761	24,392	1,313	92,465	15,680	0,029	2,042
08	36,360	4,9301	337,678	31,577	0,155	10,616	32,950	0,959	65,685	12,658	0,029	1,986
09	42,000	7,7367	560,630	68,483	0,156	11,304	33,818	0,755	54,710	16,881	0,032	2,319
1910	40,800	9,7755	753,100	58,824	0,180	13,963	29,158	0,709	54,961	9,724	0,040	3,101
11	37,730	6,1946	433,188	36,208	0,169	11,818	34,994	0,705	49,301	11,529	0,053	3,706
12	43,370	5,7093	368,341	4,772	0,176	11,355	30,492	0,753	48,581	12,080	0,058	3,742
13	39,560	4,2954	282,592	5,371	0,181	11,908	29,759	0,803	52,829	13,268	0,046	3,025
14	36,700	3,3879	236,916	31,875	0,212	14,825	40,766	0,752	52,587	11,270	0,039	2,727
15	37,220	3,8614	189,284	59,170	0,245	12,009	44,980	1,248	61,176	17,061	0,036	1,765
16	37,000	4,8338	223,787	54,438	9,477	22,083	43,720	1,152	53,333	13,039	0,045	2,083
17	39,370	4,2379	162,996	138,159	0,528	20,308	55,621	0,864	33,231	10,606	0,042	1,615
18	30,700	3,2534	104,948	115,634	0,870	28,065	41,865	0,949	30,613	7,433	0,047	1,516
19	34,285	3,1739	77,791	69,429	0,830	20,343	62,584	1,490	36,520	12,963	0,095	2,328
1920	30,790	2,4739	55,220	109,149	0,970	21,652	54,419	1,188	26,518	11,525	0,075	1,674
21	19,837	2,0588	54,610	172,094	0,547	14,509	42,883	1,109	29,416	12,369	0,082	2,175
22	21,735	2,4558	67,467	252,112	0,457	12,555	45,279	1,508	41,429	12,673	0,119	3,269
23	22,580	4,5111	91,875	153,175	0,926	18,859	65,329	1,426	29,043	14,466	0,147	2,994
24	23,514	3,6727	60,606	34,466	0,878	14,488	68,874	1,425	23,515	14,226	0,206	3,399
25	25,894	8,1490	124,602	3,182	0,710	10,856	64,526	1,547	23,654	13,482	0,215	3,287
26	25,828	4,9382	83,557	17,169	0,504	8,528	63,310	1,637	27,699	13,751	0,171	2,893
27	29,222	4,3960	73,023	48,461	0,538	8,937	75,543	2,481	41,213	15,115	0,170	2,824
28	21,458	3,1339	51,885	30,037	0,694	11,490	72,395	2,058	34,073	13,881	0,205	3,394
29	22,819	3,0771	49,306	14,879	0,607	9,529	65,558	1,601	25,133	14,281	0,192	3,014
1930	18,813	2,3754	45,505	84,457	0,299	5,728	68,852	1,332	25,517	15,288	0,120	2,298
31	15,395	2,0280	42,094	11,096	0,417	8,779	75,863	1,294	27,241	17,851	0,131	2,758
32	9,446	1,7073	36,795	40,459	0,474	10,216	97,513	1,167	25,151	11,935	0,153	3,297
33	12,405	2,2942	50,533	25,470	0,493	10,859	98,687	1,078	23,744	15,459	0,133	2,930
34	14,489	3,0172	65,591	23,897	0,598	13,000	101,570	1,279	27,804	14,147	0,149	3,239
35	16,052	2,9154	62,029	85,267	0,537	11,426	111,826	1,458	31,021	15,379	0,141	3,000
36	17,241	5,1344	911,035	90,174	0,485	8,599	121,721	2,120	37,589	14,186	0,157	2,784
37	19,159	5,1380	77,613	0,311	1,055	15,937	105,112	2,181	32,946	12,123	0,178	2,639
38	16,418	3,8668	58,765	8,141	0,354	5,380	127,688	1,665	25,304	17,113	0,134	2,036
39	16,430	4,2855	74,424	49,478	0,457	7,107	132,155	1,699	26,423	16,499	0,135	2,910
1940	18,284	6,5470	96,849	66,731	0,580	8,580	106,799	1,796	26,568	12,046	0,132	1,958

(Continua)

Anexo

Dados séries temporais de produção interna de borracha natural, exportação de açúcar, cacau e café e preços internacionais de
borracha natural, açúcar, cacau e café – Brasil, 182-980^a

(Continuação)

Ano	Borracha natural			Açúcar			Cacau			Café		
	Produção (10 ³ t)	Preço corrente (Cr\$ 10 ³ /t)	Preço real (Cr\$ 10 ³ de 1980/t)	Exportação (10 ³ t)	Preço corrente (Cr\$ 10 ³ /t)	Preço real (Cr\$ 10 ³ de 1980/t)	Exportação (10 ³ t)	Preço corrente (Cr\$ 10 ³ /t)	Preço real (Cr\$ 10 ³ de 1980/t)	Exportação (10 ³ t)	Preço corrente (Cr\$ 10 ³ /t)	Preço real (Cr\$ 10 ³ de 1980/t)
1941	17,120	8,496	111,776	25,049	0,386	5,079	132,944	2,369	31,171	11,652	0,183	2,409
42	22,366	12,161	144,259	45,899	1,030	12,218	71,904	3,013	35,741	7,280	0,270	3,203
43	23,436	12,971	124,721	11,611	1,494	14,365	115,120	2,974	28,596	10,112	0,277	2,669
44	29,761	20,229	171,432	70,443	1,622	13,746	101,920	3,021	25,602	13,555	0,286	2,430
45	35,089	20,325	151,769	26,935	1,992	14,866	83,434	2,747	20,500	14,132	0,301	2,246
46	31,697	19,425	127,796	21,975	3,282	21,592	130,460	4,991	32,836	15,505	0,415	2,730
47	32,737	18,533	112,351	61,556	3,584	21,721	99,041	10,579	64,115	14,830	0,523	3,170
48	27,606	8,632	48,768	361,277	1,914	10,814	71,681	14,870	84,011	17,497	0,516	2,915
49	21,267	8,498	45,935	38,700	2,018	10,908	132,244	7,286	39,384	19,369	0,599	3,238
1950	18,619	9,276	49,079	23,550	2,610	13,810	131,996	10,953	57,952	14,835	1,072	5,072
51	20,095	11,570	50,534	19,379	3,365	14,694	90,125	13,273	57,961	16,358	1,189	5,192
52	25,592	9,115	35,329	44,323	2,132	8,242	58,242	13,102	50,783	15,821	1,214	4,705
53	25,482	14,021	47,050	255,871	1,783	5,983	108,890	14,099	47,312	15,562	1,394	4,578
54	22,523	16,055	43,275	161,802	2,320	6,253	120,970	34,218	92,232	10,918	2,273	6,127
55	21,191	31,137	69,970	573,252	3,933	8,838	121,923	30,306	68,103	13,696	2,217	4,982
56	24,224	27,824	51,430	18,666	4,472	8,206	125,835	22,767	42,083	16,805	2,244	4,148
57	24,482	30,982	49,810	423,906	7,117	11,442	109,677	27,272	43,846	14,319	2,164	3,479
58	21,135	36,804	51,837	758,589	6,126	8,628	103,435	37,144	52,315	12,883	1,967	2,770
59	21,738	149,192	147,714	616,619	8,285	8,203	29,577	53,988	53,453	17,436	2,975	2,847
1960	23,462	188,019	141,368	769,041	13,159	9,894	125,457	46,225	34,756	16,819	3,530	2,654
61	22,736	168,358	84,633	783,292	19,340	10,342	104,170	80,881	43,252	16,971	4,641	2,482
62	21,742	211,847	75,308	445,225	34,218	15,096	72,592	195,523	69,581	16,376	6,195	2,205
63	20,205	309,000	62,424	523,386	74,866	15,124	83,343	339,113	68,508	19,513	9,575	1,934
64	28,323	408,538	45,646	253,074	143,279	16,082	85,848	597,912	66,806	14,946	27,113	3,029
65	29,291	968,402	69,913	760,009	136,466	9,907	109,699	691,266	50,104	13,482	44,645	3,233
66	24,342	1272,878	65,477	1004,539	175,539	9,030	135,191	1159,501	59,645	16,832	99,933	5,141
67	21,492	1119,273	47,286	1173,384	188,409	7,961	136,242	1588,129	67,095	16,737	107,062	4,523
68	22,958	1311,094	43,384	1239,069	291,938	9,330	95,543	2433,470	80,525	18,458	138,119	4,570
69	23,950	2368,965	65,822	1392,761	0,352	9,781	136,681	4,038	112,198	18,690	0,173	4,907
1970	24,976	2,752	64,242	1494,199	0,415	9,669	140,839	3,443	80,219	16,044	0,163	3,798
71	24,231	2,998	57,478	1716,666	0,495	9,490	163,841	2,976	56,959	17,238	0,238	4,563
72	25,818	3,446	56,124	3123,945	0,790	12,866	157,911	3,754	61,140	17,503	0,334	5,440
73	23,402	3,984	56,464	3625,442	0,996	14,118	140,007	6,449	91,410	17,856	0,428	5,066
74	19,606	5,313	58,587	2254,488	3,833	42,246	197,963	11,476	126,402	11,396	0,537	5,915
75	19,348	7,582	63,309	2332,805	3,127	26,934	199,529	9,382	80,810	13,033	0,501	4,315
76	20,278	11,191	68,246	1805,143	1,700	10,357	152,222	16,647	101,518	13,423	1,702	10,928
77	22,560	16,612	71,017	3202,153	1,953	8,349	125,379	57,009	243,712	8,540	3,026	15,501
78	23,708	25,456	78,462	2739,462	2,453	7,561	232,596	64,068	197,473	10,355	3,392	16,454
79	24,959	43,321	86,742	2570,697	4,293	8,596	273,561	86,737	173,675	9,370	6,051	12,116
1980	27,813	89,471	89,471	2572,336	25,844	...	262,644	140,414	140,414	13,074	9,878	3,878

Fonte: Lobo (1971), Lima *et alii* (1983).(a) De 1821 a 1969, os preços correntes são expressos em Cr\$/t e, de 1970 a 1980, os preços correntes são expressos em Cr\$ 10³/t.

Obs.: (...) Valores não-disponíveis.