

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-sônica 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 $0 \leq \lambda \leq \frac{\pi}{2}$. 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

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

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

$$x(n) = \int_{-\frac{\pi}{2}}^{\frac{\pi}{2}} e^{i\lambda n} dZ(\lambda) \quad ; -\frac{\pi}{2} < \lambda < \frac{\pi}{2} \quad (5)$$

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

$$x(n) = \int_0^{\frac{\pi}{2}} \{ \cos n du(\lambda) + \sin n dv(\lambda) \} \quad (7)$$

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 freqüência 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 restrinido 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

$$\gamma(\tau) = \int_{-\frac{\pi}{2}}^{\frac{\pi}{2}} e^{-i\lambda\tau} dF(\lambda) \quad (9)$$

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 freqüências. A concentração desta variância é conhecida como *poder* ou *massa* e reflete a amplitude dos incrementos estocásticos $du(\lambda)$, $dv(\lambda)$. Além disso,

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

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

$$f_{xy}(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \sum e^{i\lambda\tau} \lambda_{xy}(\tau)$$

$$= \frac{1}{2} \{ C_{xy}(\lambda) - iq_{xy}(\lambda) \} \quad (12)$$

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 freqüência correspondentes das duas séries.

A *fase*

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

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:

$$y(n) = \sum_{j=0}^{\infty} \delta_j x(n-j) \quad (17)$$

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

$$h(\lambda) = \sum_{j=0}^{\infty} \delta_j e^{i\lambda j} \quad (18)$$

que é a função da resposta de freqüência 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 freqüências, e as modifica, de modo apropriado, em outras freqüências (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 freqüência. 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

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

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

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

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 freqüências, 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,

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

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 freqüência 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 eqüidistantes:

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

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 inteiros de Villela e Suzigan (1973), encadeados ao índice geral de preços (nº 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 $\beta = 0,75$:

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

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 freqüências situadas na amplitude de 0,32 a 0,50, aproximadamente. Estas freqüências 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 freqüência, tais como indicados no presente estudo.

Lembre-se que os ciclos espectrais de alta freqüência, 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 | Freqüência $f(\lambda)$ | 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 | <i>p</i> |
| Borracha | 0,120 | 0,52 | 0,71 | - 7,59 | ... | ... |
| Cacau | 0,346 | 0,47 | 1,00 | - 8,15 | 0,50 | <i>q</i> |
| Café | 0,404 | 0,63 | 0,74 | - 1,84 | 0,12 | <i>q</i> |

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).

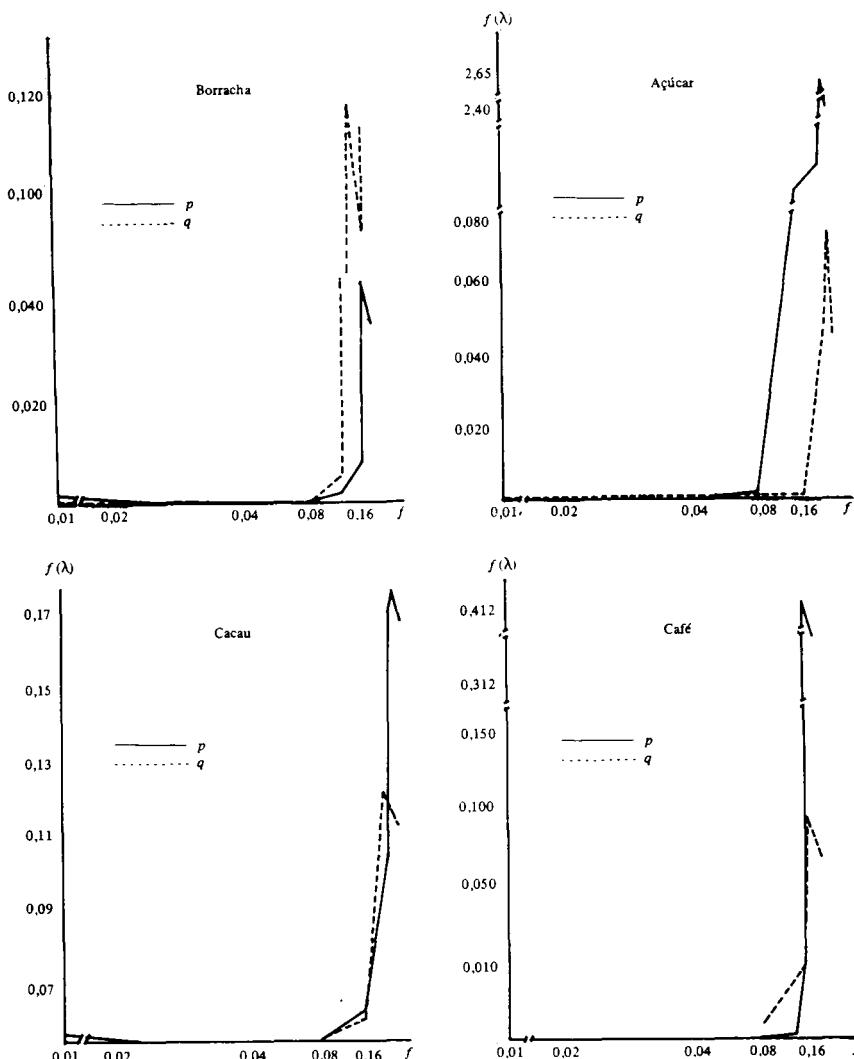
^b Indeterminado, uma vez que as séries de *p* e *q* não apresentam poder espectral significante, nesta faixa de onda.

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 freqüência no comércio agrícola, são coerentes.

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

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 freqüência 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 econometrística.

Os coeficientes de ganho estimados variam entre 0,71 (borracha) e 1,86 (açúcar) e indicaram, para as respectivas faixas de freqüência, que acréscimos unitários em preço (quantidade) correspondem a acréscimos, de 0,71 a 1,86 unidades, em quantidade (preço), nas respectivas faixas de freqüência. A interpretação dos coeficientes de ganho, na análise espectral cruzada, é similar à interpretação econometrística 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 significante, 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 econometrística 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: Rosenblat, 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 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 /t 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 | 7,162 |
| 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 | 0,424 | 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 | 0,477 | 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 | 17,492 | 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 | 50,524 | 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 | 127,878 | 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 | 131,094 | 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, de 1970 a 1980, os preços correntes são expressos em Cr\$ 10³/t.

Obs.: (...) Valores não-disponíveis.