

Análise espectral de ciclos no comércio agrícola do Brasil¹

José de Jesus Sousa Lemos²

Sergio Alberto Brandt³

Hélio Tollini⁴

Euter Paniago³

RESUMO - Os procedimentos de análise auto-espectral e espectral cruzada são usados em séries anuais de quantidade e preços de açúcar, borracha, cacau e café comercializados no mercado de exportação do Brasil. Revelam-se inúmeras características de interesse, tais como inexistência de ciclos de baixa frequência e estrutura de defasagem, da ordem de dois a três anos, entre as séries de quantidades e preços. Estes resultados são discutidos em relação a “fatos estilizados” e, de modo tentativo, desenvolvem-se algumas inferências para política comercial.

Termos para indexação: açúcar, cacau, café, borracha, mercado de exportação.

SPECTRAL ANALYSIS OF BRAZILIAN AGRICULTURAL CYCLES

ABSTRACT - Spectral and cross spectral analysis are applied to yearly supply and price series for cocoa, coffee, rubber, and sugar traded on the Brazilian export market. Many interesting features are revealed such as inexistence of low frequency cycles and two to three years lag structure between supply and price series. These

¹ Recebido em 06.09.88.

Aceito para publicação em 03/11/88.

Pesquisa financiada com recursos do CNPq e da EMBRAPA.

² Professor-Adjunto da UFCE.

³ Professor-Titular da UFV.

⁴ Pesquisador da EMBRAPA.

results are discussed in relation to stylized facts and some implications for trade policy are tentatively drawn.

Index terms: cocoa, coffee, rubber, sugar, export market.

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 preço e resposta de produção.

A política de estoques reguladores ("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. Usam-se instrumentos de análise auto-espectral e espectral cruzada e séries temporais de mais de cento e cinquenta anos, para verificação desta hipótese.

METODOLOGIA

Na maioria das aplicações estatísticas, em que os dados consistem de séries temporais observadas

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

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

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

$$\tau = 0, \pm 1, \pm 2, \dots \quad (II)$$

definido como **função de covariância** ou **espectro**, permite examinar a natureza desta dependência. A transformação cosênica 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 freqüência, e a notação τ indica estimativa.

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

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

e

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

depende somente de τ (Parzen 1961).

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

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

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

$$E \{dZ(\lambda_1) \overline{dZ(\lambda_2)}\} = dF(\lambda_1) \quad \lambda_1 = \lambda_2$$

$$= 0 \quad \lambda_1 \neq \lambda_2 \quad (VI)$$

na qual a notação barra indica conjugação complexa.

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

$$x(n) = \int_0^{\pi} \{ \cos n \, du(\lambda) + \operatorname{sen} \lambda n \, dv(\lambda) \} \quad (\text{VII})$$

$$dZ(\lambda) = \frac{1}{2} \{ d u(\lambda) - i \, dv(\lambda) \} \quad (\text{VIII})$$

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 $d u(\lambda)$, $dv(\lambda)$ (Contador 1975 e Pino et al. 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

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

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,

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

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

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

o **espectro cruzado** tem a forma

$$\begin{aligned} f_{xy}(\lambda) &= \frac{1}{2\pi} \sum_{-\infty}^{\infty} e^{i\lambda\tau} \gamma_{xy}(\tau) \\ &= \frac{1}{2} \{ C_{xy}(\lambda) - i q_{xy}(\lambda) \} \end{aligned} \quad (\text{XII})$$

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

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

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

$$\Theta(\lambda) = \text{arccotan} \{q_{xy}(\lambda)/c_{xy}(\lambda)\} \quad (\text{XIV})$$

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 em que a defasagem é proporcional ao período do componente (defasagem de ângulo fixo) e, na medida em que $\Theta(\lambda) = k\lambda$, isto implica em 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

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

O **espectro de resíduos** é derivado da relação

$$f_y(\lambda) = b^2(\lambda) f_x(\lambda) + f_u(\lambda) \quad (\text{XVI})$$

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:

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

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

$$b(\lambda) = \sum_{-\infty}^{\infty} \delta_j e^{i\lambda j} \quad (\text{XVIII})$$

que é a função de resposta de freqüência do filtro (Alavi & Jenkins 1965).

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

$$f_y(\lambda) = |h(\lambda)|^2 f_x(\lambda) \quad (\text{XIX})$$

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 & 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

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

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

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

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, no 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:

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

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:

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

Os dados utilizados na pesquisa são séries-tempo de natureza secundária, referentes a preços internacionais e quantidades produzidas internamente de borracha natural, cobrindo o período de 1827 a 1980, tal como publicadas pelo IBGE, e séries de preços e quantidades exportadas de açúcar, cacau e café, cobrindo o período de 1821 a 1980 (Lima et al. 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 & Suzigan 1973, encadeados ao índice geral de preços (nº 2) da conjuntura econômica (Conjuntura Econômica 1981-83), com base modificada para 1980 = 100.

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 proposto por Sims (1977) e utilizado por Bishop (1979), cuja equação geral é dada por:

$$\bar{X}_t = (1 - k L)^2 \quad (\text{XXIV})$$

sendo k uma constante, que na pesquisa assumiu o valor de 0,5, e L é um operador de defasagem, o qual transformou em estacionárias ou ruídos brancos 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 na Tabela 1, na 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 1969.

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

TABELA 1. Concentrações de poder espectral de séries pré-filtradas de exportações e preços de exportações agrícolas, Brasil, 1821/80^a.

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

Fonte: IBGE.

- ^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.

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 rúdos brancos, 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 **alias** de ciclos de mais alta frequência, tais como os indicados no presente estudo. Vale ressaltar que se trata de estudos distintos, com realizações cobrindo diferentes períodos de tempo, o que provavelmente deve ter contribuído para a obtenção de resultados diferentes na presente pesquisa. A dinâmica do comércio internacional, que certamente apresentou mudanças substanciais nos mais de 150 anos estudados, pode também ser responsabilizada por esta modificação na dimensão dos ciclos destas duas importantes "commodities" de pauta da exportação brasileira, o

que não deixa de destacar o caráter pioneiro dos dois trabalhos em referência.

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

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

As estimativas de coeficientes de coerência, apresentadas na Tabela 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%. 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

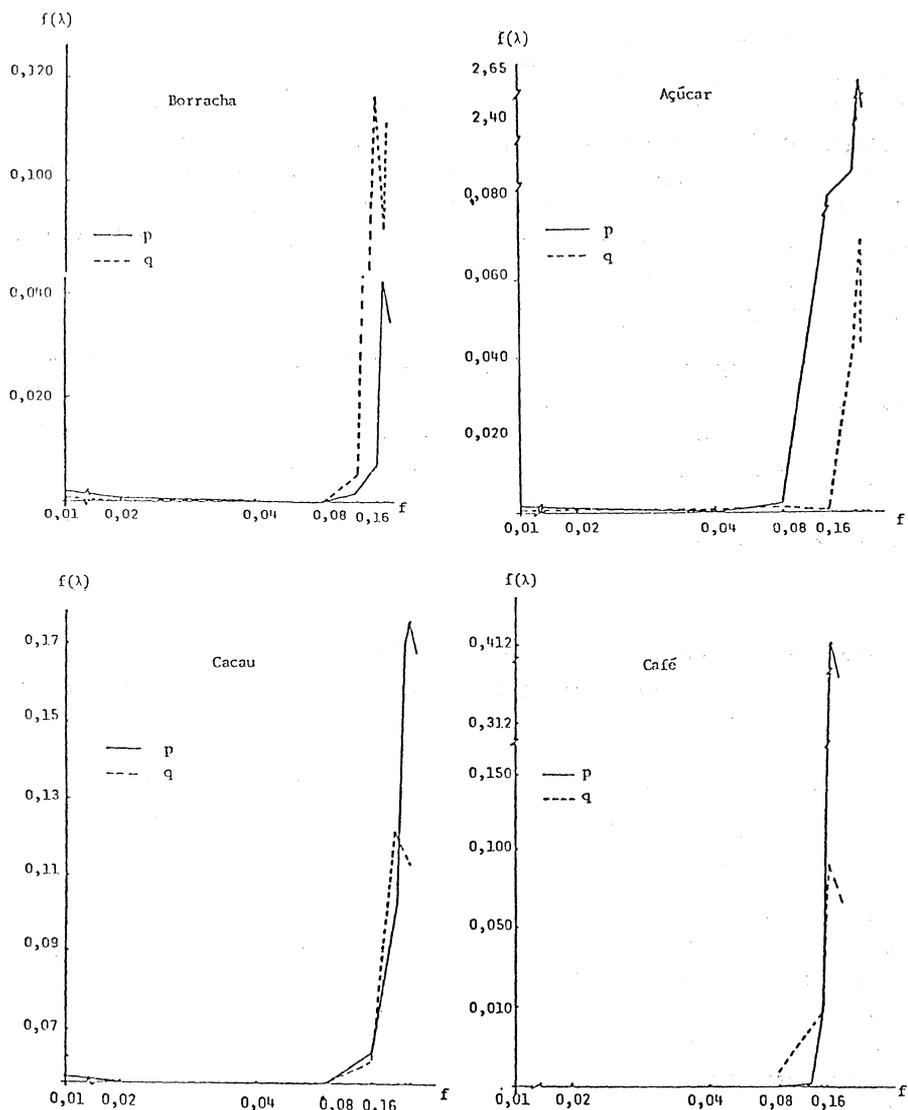


FIG. 1. Poder espectral das séries pré-filtradas de preços (p) e quantidades (q), comércio agrícola, Brasil, 1821 (27) - 1980.

(lag) entre as séries de preços e quantidades, uma vez que elas não apresentam poder espectral estatisticamente significativa, na faixa de onda correspondente (0,12).

As diferenças de fase, entre as séries respectivas de preço e quantidades, variam entre 0,12 ano (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 quatro 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 na Tabela 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.

TABELA 2. Estimativas paramétricas da análise espectral cruzada de séries pré-filtradas de exportações e preços de exportações agrícolas, Brasil, 1821/80^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	p
Borracha	0,120	0,52	0,71	-7,59 ^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: IBGE.

^a As séries de borracha natural cobrem o período de 1827 a 1980.

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

CONCLUSÕES

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 no 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, fossem utilizados.

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

REFERÊNCIAS

- ALAVI, A.S. & JENKINS, G.M. An example of digital filtering. *J. R. Stat. Soc.*, **14**(1):70-4, 1965.
- BISHOP, R.V. The construction and use of causality tests. *Agric. Econ. Res.*, Washington, D.C., **31**(3):2-6, 1979.
- CONJUNTURA ECONÔMICA, Rio de Janeiro, v.35-37, 1981-83.
- CONTADOR, C.R. Uma análise espectral dos movimentos da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro. *R. Bras. Merc. Cap.*, **1**(1):17-92, 1975.
- FISHMAN, G.S. *Spectral methods in econometrics*. Cambridge, Harvard University Press, 1969. 212p.

- FRIEDMAN, M. **The interpolation of time series: by related methods.** New York, NBER, 1962. 30p.
- GELB, A.H. A spectral analysis of coffee market oscillations. **Int. Econ. Rev.**, 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. 400p.
- KOOPMANS, L.H. **The spectral analysis of time series.** Albuquerque, Academic Press, 1974. 113p.
- LEMOS, J.J.S. **Análise espectral de ciclos de comércio agrícola.** Viçosa, UFV, 1983. 186p. Tese de Doutorado.
- LIMA, J.L.; COSTA, I.N.; LUNA, F.V. **Estatísticas básicas do setor agrícola do Brasil.** São Paulo, IPE/USP, 1983. 122p.
- NERLOVE, M. Spectral analysis of seasonal adjustment procedures. **Econométrica**, 22(7):426-71, 1964.
- NEWBOLD, P. Some recent developments in time series analysis. **Int. Stat. Rev.**, 49(1):53-66, 1981.
- PARSONS, L. & HENRY, W.A. Testing equivalence of observed and generated time series data by spectral methods. **J. Mark. Res.**, 36(9):391-5, 1972.
- PARZEN, E. Mathematical considerations in the estimation of spectral. **Technometrics**, 3(2):167-90, 1961.
- PARZEN, E. On asymptotically efficient and consistent estimates of the spectral density function of a stationary series. **J. R. Stat. Soc.**, 20(2):303-22, 1968.
- PINO, F.A.; NOGUEIRA JUNIOR, S.; TOLOI, C.M.C. Relações dinâmicas entre preços da soja brasileira. **Pesq. agropec. bras.**, 18(1):1163-73, 1983.
- SIMS, C.A. Money, income and causality. **Am. Econ. Rev.**, Nashville, 62(1972):540-52, 1977.
- RAYNER, J.M. **An introduction to spectral analysis.** London, Pion, 1971. 174p.

TUKEY, J.W. Discussion emphasising 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. 150p.

WEISS, J.S. A spectral analysis of world cocoa prices. **Am. J. Agric. Econ.**, 52(1):120-6, 1970.