

JOSÉ DE JESUS SOUSA LEMOS

A-21435
BTO00001140



ANÁLISE ESPECTRAL DE CICLOS DE COMÉRCIO AGRÍCOLA DO BRASIL

Tese Apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como Parte das Exigências do Curso de Economia Rural, para Obtenção do Grau de *Doctor Scientiae*.

UFC/BLI/BEA 04/05/1983



R794104 Análise espectral de ciclos de
C406503 comércio
T380 L576a

u: 186

VIÇOSA
MINAS GERAIS - BRASIL
DEZEMBRO - 1983

Aos meus pais.

À minha esposa, Maria José.

*A meus filhos, Christiane, Marcelo,
Ana Lúcia e Gustavo.*

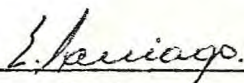
Ao meu irmão, cunhada e sobrinhos.

JOSÉ DE JESUS SOUSA LEMOS

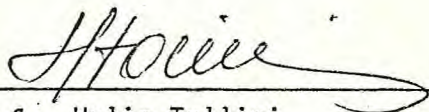
ANÁLISE ESPECTRAL DE CICLOS DE COMÉRCIO AGRÍCOLA DO BRASIL

Tese Apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como Parte das Exigências do Curso de Economia Rural, para Obtenção do Título de *Doctor Scientiae*.

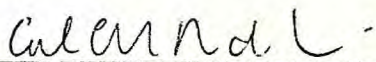
APROVADA: 27 de outubro de 1983



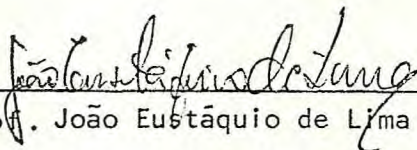
Prof. Euter Paniago
(Conselheiro)



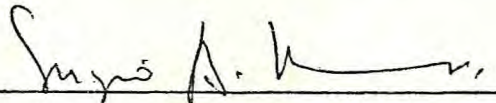
Prof. Helio Tollini
(Conselheiro)



Prof. Carlos Arthur Barbosa da Silva



Prof. João Eustáquio de Lima



Prof. Sergio Alberto Brandt
(Orientador)

AGRADECIMENTOS

À Universidade Federal de Viçosa e ao Departamento de Economia Rural, pela oportunidade de realizar o curso de Doutorado.

À Universidade Federal da Paraíba, ao CNPq e à Fundação Ford, pela ajuda financeira.

À minha mãe, à minha esposa e a meus filhos, pelo apoio constante e pelo sacrifício de me acompanharem em todos os momentos.

Ao meu irmão, que sempre me apoiou em todas as fases da vida.

Ao professor e amigo Sergio Alberto Brandt, pelos ensinamentos, incentivo e apoio durante todo o meu treinamento.

Aos professores Euter Paniago e Hélio Tollini, pelas sugestões de grande valia para a qualidade do trabalho.

Ao colega Wathney Hermsdorff, cuja ajuda foi fundamental na elaboração dos programas de computador e no processamento dos dados.

Aos colegas Antônio Jorge Fernandes, João Cipriano, Lo

rildo Aldo Stock, Regina Jorge Daguer, Andréa Maria Lustosa de Andrade, Rosária Maria Menjívar, Washington Cançado, Luiz Carlos Takao Yamaguchi, José Cauby Pita, Zacarias Lourenço V. Ribeiro, João Cézar Rezende, Roberto Serpa Dias, Hegler Guimarães, José Régis Varão, Maritza la Torre, José Orlando Ferreira, Ildimar C. Aires, Adriana C. Magalhães, José Augusto de Oliveira, Sonia Barcelos e Ivan de Oliveira, pelo convívio amigável, pelo constante apoio e pelas sugestões.

Aos colegas Egon E. Bischoff, Flávio Condé de Carvalho, Maria das Dores S. de Loreto, Carlos Ribeiro, Francimar Mamede, Murilo X. Flores, Carlos Fernando Brito, Valdenor P. Cardoso, João Augusto Guabiraba, Manoel Moacir Macedo, Manuel Cuencas, Sonia do Vale, Luís Airton e demais colegas dos cursos de Mestrado em Economia Rural e Extensão Rural, pelo agradável convívio e pelo apoio recebido durante a minha estada em Viçosa.

Aos funcionários Adelaide, Rosângela, Nazaré, Maria do Carmo, Tedinha, Coutinho e Teresa, pela amizade e atenção que sempre me foram dispensadas.

Ao colega Paulo Afonso que, com muita presteza, datilografou o trabalho.

A todas as demais pessoas que, direta ou indiretamente, contribuíram para a minha formação.

BIOGRAFIA DO AUTOR

JOSÉ DE JESUS SOUSA LEMOS é natural do Município de Bequimão, no Estado do Maranhão.

Estudou o curso primário no Grupo Escolar Almeida Oliveira, em São Luís do Maranhão. Fez o curso ginásial e científico no Liceu Maranhense, em São Luís.

Em 1969, ingressou no curso de Engenharia Agrônoma na Faculdade de Ciências Agrárias do Pará, em Belém, concluindo-o em dezembro de 1972.

Cursou o Mestrado em Economia Rural no Centro de Estudos e Pesquisas Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

Em março de 1981, iniciou o curso de Doutorado em Economia Rural, na Universidade Federal de Viçosa, em Viçosa.

Durante o ano de 1973 trabalhou, como Extensionista Agrícola da EMATER-Pará, nos programas de colonização ao longo da Rodovia Transamazônica, no trecho Altamira-Itaituba. Em janeiro de 1974, foi contratado pela EMBRAPA, como pesquisador, tendo atuado na Estação Experimental da Transamazônica

no período de janeiro a agosto de 1974. Em setembro de 1974, foi transferido para o Centro de Pesquisas Agropecuárias do Trópico Úmido em Belém, onde exerceu as funções de pesquisador e analista estatístico e econômico do Centro.

Em abril de 1977, foi contratado pela Universidade Federal da Paraíba, tendo sido um dos criadores dos cursos de Mestrado em Economia Rural e Sociologia Rural, nos quais, além de exercer a função de professor, foi membro da Coordenação no período de 1977/78.

Em janeiro de 1979, deu treinamento de Pós-Graduação na Fundação Universidade Federal do Piauí, em Terezina, através de convênio CAPES-UFPb-FUFPI.

Atualmente, é professor vinculado aos Cursos de Graduação e Pós-Graduação da UFPb.



CONTEÚDO

	Página
LISTA DE QUADROS	ix
LISTA DE FIGURAS	xii
EXTRATO	xiv
1. INTRODUÇÃO	1
1.1. Importância do Problema	2
1.2. Objetivos	31
2. METODOLOGIA	33
2.1. Introdução à Análise Espectral	34
2.2. Séries Estacionárias e Séries de Fourier	40
2.3. Funções de Autocovariância e Autocorrelação .	63
2.4. Teoria Subjacente à Estimação do Espectro ...	71
2.5. Procedimento de Estimação do Espectro	80
2.6. Problemas de Estimação do Espectro	87
2.7. Análise Espectral Cruzada	96
2.8. Informação e Programas Utilizados	101
3. RESULTADOS E DISCUSSÃO	103
3.1. Estimativas de Coeficientes de Correlação de Posto	103

3.2. Análise Auto-Espectral do Mercado de Borra- cha Natural	104
3.3. Análise Espectral do Mercado de Café	112
3.4. Análise Espectral do Mercado de Açúcar	118
3.5. Análise Espectral do Mercado de Cacau	123
4. RESUMO E CONCLUSÕES	131
4.1. Resumo	131
4.2. Conclusões	135
BIBLIOGRAFIA	139
REFERÊNCIAS GERAIS	146
APÊNDICES	153
A	154
B	157
C	158
D	160
E	163
F	166
G	169
H	173

LISTA DE QUADROS

QUADRO		Página
1	Evolução da Produção de Borracha Natural, segundo as Fontes. Brasil, 1978 a 1982 (Valores expressos em 10^3 t de peso seco)	3
2	Produção, Consumo e Preços de Borracha Natural. Mercado Mundial, 1900-19	4
3	Características da Exploração de Borracha Natural. Brasil e Países Asiáticos, 1915	5
4	Evolução do Consumo Interno de Borracha. Brasil, 1972-82 (Valores expressos em 10^3 t de peso seco)	7
5	Evolução dos Preços de Borracha Natural e Sintética. Mercado Internacional, 1974-82 ..	10
6	Evolução das Importações de Borracha. Brasil, 1972-82 (Valores expressos em toneladas de peso seco)	11
7	Produção e Comércio de Café. Mercado Mundial, 1928 a 1937 (Valores expressos em milhões de sacas)	14

8	Índices de Preços Reais de Produtos Agrícolas. Mercado Mundial, 1950 a 1956 (Base: 1948=100).	15
9	Valor Relativo das Exportações dos Principais Produtos. Brasil, 1925 a 1962 (Valores expressos em percentagem)	17
10	Evolução das Exportações de Café. Brasil, 1971a 81	17
11	Exportações de Açúcar dos Principais Estados Produtores. Brasil, 1837 a 1846 (Valores expressos em arrobas de quinze quilos)	19
12	Produção de Cacau dos Principais Países Produtores. Mercado Internacional, 1969 a 81 (Valores expressos em milhares de toneladas)	24
13	Equações das Janelas de Defasagem e Espectral de Tukey-Hanning e de Parzen	84
14	Estimativas dos Coeficientes de Correlação de Kendall (r_K), nas Séries Originais e Pré-Filtradas. Brasil, 1820 a 1980	104
15	Estimativas de Poder Espectral das Séries Temporais Pré-Filtradas e Recoloridas de Quantidades e Preços da Borracha Natural, para Diferentes Períodos e Faixas de Frequência. Brasil, 1827-1980	106
16	Estimativas de Poder Espectral das Séries Temporais Pré-Filtradas e Recoloridas de Produção e Preço de Borracha Natural. Brasil, 1827-1980	111
17	Estimativas de Poder Espectral das Séries Temporais Pré-Filtradas e Recoloridas de Exportação e Preços Internacionais de Café, para Diferentes Períodos e Faixas de Frequência. Brasil, 1920-1980	113

QUADRO

Página

18	Estimativas de Coeficientes da Análise Espectral Cruzada das Séries Temporais Pré-Filtradas e Recoloridas de Exportação e de Preço Internacional de Café. Brasil, 1820-1980..	117
19	Estimativas de Coeficientes da Análise Auto-Espectral das Séries Temporais Pré-Filtradas e Recoloridas de Exportação e Preço de Açúcar. Brasil, 1820-1980	119
20	Estimativas de Coeficientes da Análise Espectral Cruzada das Séries Temporais Pré-Filtradas e Recoloridas de Exportação e de Preços de Açúcar. Brasil, 1821-1980	124
21	Estimativas de Coeficientes da Análise Auto-Espectral das Séries Pré-Filtradas e Recoloridas de Exportações e Preços de Cacau. Brasil, 1821-1980	125
22	Estimativas de Coeficientes da Análise Espectral Cruzada das Séries de Tempo Pré-Filtradas e Recoloridas de Exportação e de Preços de Cacau. Brasil, 1821-1980	130
16	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, 1821-1980	169

LISTA DE FIGURAS

FIGURA		Página
1	Série de Tempo Periódica Estacionária Fictícia com $P = 10$ e $f = 1/10$	42
2	Série de Tempo Periódica Fictícia com Tendência na Média	43
3	Série de Tempo Periódica Fictícia com Tendência na Variância	44
4	Função Seno	48
5	Função Cosseno	49
6	Espectro de uma Série de Tempo Fictícia Estritamente Periódica	64
7	Espectro Linear de Fourier de uma Série Fictícia	82
8	Janelas de Tukey-Hanning e Parzen para $M = 6$ em uma Série Fictícia	86
9	Problema de <i>Aliasing</i>	90

FIGURA		Página
10	Poder Espectral das Séries de Preços (p) e Produção (q) de Borracha Natural. Brasil, 1827-1980	107
11	Poder Espectral das Séries de Preço (p) e Exportação (q) de Café. Brasil, 1821-1980..	115
12	Poder Espectral das Séries de Preço (p) e Exportação (q) de Açúcar. Brasil, 1821-1980	121
13	Poder Espectral das Séries de Preço (p) e Exportação (q) de Cacau. Brasil, 1821-1980 ..	127

EXTRATO

LEMOS, José de Jesus Sousa, D.S., Universidade Federal de Viçosa, dezembro de 1983. *Análise espectral de ciclos de comércio agrícola do Brasil*. Professor Orientador: Sergio Alberto Brandt. Professores Conselheiros: Euter Paniago e Hélio Tollini.

A preocupação com a instabilidade de produção, exportação e preços dos produtos agrícolas é uma constante, tanto para as autoridades governamentais como para os produtores e consumidores. Na medida em que a economia do País apresenta problemas graves de balanço de pagamentos e depende, em boa parte, das exportações agrícolas para saldar parte dos compromissos externos, ao mesmo tempo que deve reduzir as importações, via expansão da produção interna, a incerteza de preços externos desses produtos pode ter efeitos prejudiciais na economia do País.

O objetivo geral da presente pesquisa foi quantificar as oscilações cíclicas de preços e comércio externo de borracha natural, café, açúcar e cacau. Utilizaram-se dados de séries temporais anuais, cobrindo os períodos de 1827 a 1980 (borracha natural) e de 1821 a 1980 (outros produtos). As séries originais foram pré-filtradas, por terem apresentado tendências significativas.

Utilizaram-se técnicas de análise auto-espectral e espectral cruzada na análise dessas séries filtradas.

Os resultados obtidos evidenciaram que, em média, os ciclos de preços e quantidade de açúcar, borracha natural, cacau e café foram de dois a três anos e meio. Estes resultados mostraram-se coerentes com, principalmente, o conhecimento empírico sobre as respostas de produção de culturas perenes, semiperenes e extrativas e sobre as respostas de estoques, mediante as variações de preços.

Com base na pesquisa concluiu-se que se devem rejeitar as hipóteses de inexistência de ciclos nas séries de preços e quantidades dos produtos analisados e da inexistência de relação causal de linha entre as séries de preço e quantidade de açúcar, cacau e café. Não houve evidência suficiente para rejeição da hipótese de inexistência de relação causal definida entre ciclos de preço e de produção de borracha natural.

Ao contrário do que foi indicado em estudos anteriores, referentes aos mercados de cacau e café, não houve evidência empírica de existência de ciclos de baixa frequência. As evidências obtidas nesta pesquisa de que a estrutura cíclica dos mercados de açúcar, borracha, cacau e café é relativamente curta indicam maior viabilidade técnica de políticas de estabilização de mercado, como as de estoques reguladores.

I - INTRODUÇÃO

No Brasil, como em outros países em desenvolvimento, sempre existiu preocupação com a instabilidade de exportação e preços de produtos agrícolas. Em parte, esta preocupação deve-se ao fato de produtores e consumidores serem diretamente afetados, na medida em que a instabilidade verificada nestas variáveis reflete-se diretamente nos níveis de receita cambial, renda interna e emprego rural, com conseqüências econômicas e sociais bastante acentuadas. A instabilidade da receita cambial obtida com as exportações agrícolas influencia as decisões de produção e de comercialização, criando a necessidade de medidas preventivas contra os diferentes tipos de risco a que estão sujeitas as atividades agropecuárias. Os consumidores, por sua vez, também são afetados, porque a instabilidade de suprimento e preços do mercado externo é transmitida, pelo menos em parte, aos preços pagos pelos consumidores do País, contribuindo para modificações indesejáveis nos padrões de consumo e dispêndio, podendo, ainda, causar problemas de abastecimento aos centros urbanos. Para a agroindústria, que utiliza estes produtos como matéria-prima, as oscilações nas quantidades e nos preços influem diretamente nos níveis de suprimento e de compras de seus produtos.

Por outro lado, as oscilações de exportação geram flu-

tuações nos níveis de emprego rural, as quais, via de regra, tendem a provocar afluência periódica dos excedentes de mão-de-obra rural aos centros urbanos.

Enquanto o País apresentar problemas crônicos de *deficit* no balanço de pagamentos, como ocorre na década atual, a instabilidade do comércio e dos preços internacionais dos bens que exporta ou importa tende a afetar a estabilidade política, na medida em que causa agravamento do *deficit* comercial com o exterior.

Dentre os principais produtos agrícolas que compõem a balança comercial do País, destacam-se açúcar, cacau, café e borracha natural. Os três primeiros constituem itens importantes na receita cambial agrícola e o quarto representa elemento relevante na rubrica de dispêndio cambial. A posição e a importância relativa destes produtos na balança comercial do País variaram bastante nos dois últimos séculos. Considerando essas flutuações, inúmeras políticas foram adotadas pelo País, isoladamente ou em cooperação com outros países, visando a minimizar os efeitos da instabilidade de exportação, preços e receita de exportação.

1.1. Importância do Problema

1.1.1. *Resumo Histórico da Economia da Borracha Natural.* A seringueira, planta de que se extrai a borracha natural, é originária da Região Amazônica, onde é encontrada, principalmente, na forma nativa. Durante todo o século XIX e nas primeiras décadas deste século, a borracha natural constituiu produto de grande importância no comércio internacional. Nesse período, com o desenvolvimento da indústria automobilística, criou-se, nos países mais desenvolvidos, demanda crescente de borracha natural e, como o Brasil era o seu principal produtor, houve forte incentivo à sua produção, sobretudo na Região Amazônica.

Esta atividade tem constituído importante fonte geradora

de emprego na Região Amazônica, nas suas várias fases de preparação, desde a sangria das árvores, passando pela coleta e defumação do látex, até os primeiros beneficiamentos que se processam nas zonas de exploração. Contudo, toda a produção de borracha natural brasileira era proveniente dos seringais nativos. Até recentemente, a participação dos seringais de cultivo na produção total de borracha natural era bastante reduzida. Apenas no último decênio é que ocorreu aumento significativo da participação dos seringais de cultivo na produção total da borracha natural no Brasil. A participação da borracha natural de seringais de cultivo passou de 11,84%, em 1978, para, aproximadamente, 20%, em 1982 (Quadro 1).

QUADRO 1. Evolução da Produção de Borracha Natural, segundo as Fontes. Brasil, 1978 a 1982 (Valores expressos em 10^3 t de peso seco)

Ano	Seringais Nativos		Seringais de Cultivo	
	10^3 t	%	10^3 t	%
1978	20,9	88,2	2,8	11,8
1979	21,5	86,0	3,5	14,0
1980	23,2	83,4	4,6	16,6
1981	24,3	80,2	6,0	19,8
1982	26,3	80,1	6,5	19,9

FONTE: SUDHEVEA (1983).

No final do século passado e no início deste século foram plantados seringais de cultivo nas Índias Orientais Holandesas e em outros países asiáticos. Contudo, até o início da segunda década deste século, o Brasil era o principal supridor do mercado mundial de borracha natural (Quadro 2).* Com a introdução dos seringais de cultivo, principalmente nos países asiáticos, a produção de borracha natural brasileira passou a perder competitividade no mercado internacional. Os dados do Quadro 3, referentes ao ano de 1915, mostram que,

QUADRO 2. Produção, Consumo e Preços de Borracha Natural. Mercado Mundial, 1900-19

Ano	Consumo e			Preço 1			
	Brasil	África e América Central	Ásia	Total	Estoque Mundial (t)	Londres (&/t)	Nova Iorque (US\$/t)
1900	26.750	27.180	3	53.933	51.581	275,5	1.276,9
01	30.290	24.549	4	54.843	52.543	248,0	1.124,4
02	28.700	23.640	7	52.347	50.298	248,0	1.090,6
03	31.095	24.830	19	55.944	54.330	275,5	1.390,2
04	30.650	32.080	41	62.771	59.199	303,1	1.559,8
05	35.000	27.000	171	62.171	65.856	330,7	1.667,4
06	36.000	29.700	615	66.315	71.671	647,6	1.733,3
07	38.000	30.170	1.323	69.493	68.769	509,8	1.599,7
08	38.860	24.600	2.014	65.474	68.028	484,6	1.291,7
09	42.000	24.000	3.685	69.685	70.075	780,8	1.858,9
1910	40.800	21.900	8.753	71.453	76.020	964,5	2.267,2
11	37.730	23.000	15.800	76.530	88.000	601,7	1.868,7
12	43.370	28.000	28.194	99.564	103.740	523,6	1.771,9
12	39.560	21.450	47.618	108.628	112.120	333,0	1.441,4
14	36.700	12.000	71.380	120.080	120.380	252,6	1.080,9
15	37.220	13.635	107.867	158.722	156.000	275,6	1.095,0
16	37.000	12.450	152.650	202.100	189.762	314,6	1.297,4
17	39.370	13.258	204.251	256.879	285.867	310,6	1.260,6
18	30.700	9.929	200.950	241.579	239.904	245,2	988,6
1919	34.285	7.350	381.860	423.495	381.497	227,4	885,6

FONTE: SUDHEVEA (1983).

(1) Preços médios correntes de importação observados nos Estados Unidos da América e no Reino Unido.

QUADRO 3. Características da Exploração de Borracha Natural. Brasil e Países Asiáticos, 1915

Especificação	Brasil	Ásia
Área explorada ou cultivada (10^3 ha)	12.405	1.017
Densidade (pés/ha)	1,5	200
Número de árvores em exploração ou plantadas (10^3 unidades)	18.608	203.400
Borracha exportada (t)	19.772	107.867
Rendimento de borracha seca (kg)	1 a 2	2,50
Rendimento de borracha seca (kg/EH)	230	700 a 2.000
Custo de produção (francos franceses, por kg)	7,50	3,48
Preço de mercado (francos franceses, por kg)	6,60	6,38

FONTE: SANTOS (1980).

nesse ano, o País já tinha perdido a condição de principal supridor no mercado mundial de borracha natural. Os dados deste quadro caracterizam as condições de exploração dos seringais nativos brasileiros e dos seringais de cultivo asiáticos nesse ano.

Observa-se que, já no ano de 1915, a produção brasileira de borracha natural apresentava sensível desvantagem, quando comparada com a produção asiática. Enquanto nos seringais nativos brasileiros a produção de um homem era de apenas 230 kg, por hectare, por ano, nos seringais asiáticos alcançava-se produtividade de até cerca de nove vezes superior, a um custo unitário que era, aproximadamente, igual à metade do custo médio da borracha obtida nos seringais brasileiros. A partir desse ano, a parcela brasileira no mercado de borracha natural decaiu de forma acelerada. No início da década de 1950, o País deixou de ser auto-suficiente na produção de borracha natural e passou a importar o produto,

para satisfazer à sua demanda interna.

Atualmente, a produção mundial de borracha natural concentra-se praticamente em alguns poucos países em desenvolvimento. Três destes países - Malásia, Indonésia e Tailândia - detêm, aproximadamente, 80% da produção mundial de borracha natural. Outros 12% da produção mundial provêm de Sri Lanka, Índia, Libéria e Nigéria.

Cerca de 90% da produção mundial de borracha natural é exportada. Os países mais desenvolvidos constituem os maiores consumidores de borracha natural do mundo. A expansão da demanda mundial de borracha natural está estreitamente relacionada com o crescimento da indústria automobilística e de outros setores da indústria de transformação. Presentemente, os países mais desenvolvidos absorvem cerca de 68% do consumo mundial de borracha; os de economia centralmente planejada consomem cerca de 21% da produção total e os países em desenvolvimento consomem os restantes 11%. As tendências de suprimento de borracha natural e de borracha sintética, após a Segunda Guerra Mundial, evidenciam queda na produção relativa de borracha natural e elevação na produção relativa de borracha sintética. Entre 1948 e 1973, o uso de borracha natural cresceu a uma taxa geométrica da ordem de 3,3%, ao ano e o de borracha sintética cresceu a uma taxa de 9,3%, ao ano, no mesmo período (GRILLI *et alii*, 1979).

A demanda de borracha natural é relativamente pouco sensível a variações no nível de atividade econômica em períodos muito curtos (MERA *et alii*, 1977). Este fato é evidenciado pela evolução do consumo brasileiro de borracha natural. Observa-se que, no período de 1972 a 1980, quando o País apresentou taxas positivas de crescimento do PIB, o consumo de borracha natural cresceu de 44,2 mil toneladas para 81,1 mil toneladas. Nos três últimos anos, quando a economia brasileira vem experimentando forte contração, o consumo de borracha natural tem decrescido sensivelmente.

QUADRO 4. Evolução do Consumo Interno de Borracha. Brasil, 1972-82. (Valores expressos em 10^3 t de peso seco)

Ano	Natural	Sintética	Regenerada	Total
1972	44,2	114,3	24,2	182,7
73	51,2	149,5	27,7	228,4
74	57,9	166,2	29,4	253,6
75	58,7	176,3	28,5	263,5
76	66,1	201,6	31,8	299,6
77	71,4	204,7	31,2	307,3
78	72,5	222,0	32,3	326,8
79	75,9	225,5	33,2	334,6
80	81,1	243,8	36,8	361,7
81	74,4	201,3	28,6	304,3
1982	67,8	194,6	25,7	288,1

FONTE: SUDHEVEA (1983).

Considerando o mercado mundial, o consumo de borracha de todos os tipos apresentou sensível declínio no período de 1981-82. Segundo a International Rubber Organization (INRO), em 1982, observou-se queda da ordem de 4,1% no consumo mundial de borracha, em relação ao ano anterior.

Estrutura e Tendência do Mercado Mundial de Borracha. A expansão da produção automobilística, no século XX, estimulou grandemente o consumo de borracha. A indústria de borracha natural respondeu a este estímulo de demanda através de expansão considerável da área cultivada com seringueiras. A grande recessão mundial, nas décadas de vinte e trinta, teve, como uma de suas conseqüências, a redução drástica na produção de automóveis, com conseqüente queda na demanda de borracha. A indústria da borracha confrontou-se assim com a crescente acumulação de estoques e com o excesso de capacidade produtiva nesse período de desaceleração da atividade econômica

mundial. A indústria de borracha estabeleceu um esquema de controle da oferta que consistia, basicamente, na distribuição de quotas de exportação entre os países supridores do mercado mundial. Este esquema prevaleceu até 1943. Durante este período, a posição da borracha natural, como único elastômero industrial, permaneceu inalterada.

A entrada do Japão na Segunda Guerra Mundial provocou interrupção no suprimento de borracha natural dos países asiáticos para os Estados Unidos e países da Europa ocidental. Esses países, privados da sua principal fonte de suprimento de borracha natural, voltaram-se para fontes alternativas de suprimento de matéria-prima e investiram consideráveis volumes de recursos em pesquisa na indústria química. Ao final da Segunda Guerra, a produção norte-americana de substituto sintético da borracha natural já atingia cerca de um milhão de toneladas, por ano. Simultaneamente, Canadá, Alemanha e União Soviética obtiveram notável progresso na produção de borracha sintética. Após breve período de retração da demanda mundial, que se seguiu ao término da Segunda Guerra, a indústria de borracha sintética continuou a expandir-se nas três décadas seguintes, obtendo produto a custos bastante inferiores aos da borracha natural, o que veio a provocar queda no preço desse produto. Como consequência, o plantio de seringueiras tornou-se investimento menos atraente nos países supridores de borracha natural. Atualmente, o consumo de borracha sintética representa cerca de dois terços do consumo mundial total.

Observa-se, na produção sintética, concentrada em algumas poucas firmas, alto grau de integração, tanto horizontal como vertical. Essa é uma característica estrutural bastante importante no mercado de borracha sintética. Nesse mercado, Estados Unidos da América, Japão e países da Europa Ocidental são responsáveis por cerca de 70% da produção mundial e a União Soviética e os demais países europeus de economia centralmente planejada por cerca de 21% da produção mundial.

A estrutura do mercado da borracha sintética é altamente oligopolizada (SINGH *et alii*, 1977, e GRILLI *et alii*, 1979).

A produção de borracha natural também está concentrada em reduzido número de países, de modo geral, nas pequenas propriedades, sobretudo nos países asiáticos. O mercado de borracha natural apresenta alto grau de competitividade (GRILLI *et alii*, 1979).

Após a Segunda Guerra, a retomada do desenvolvimento industrial e, especialmente, o crescimento da indústria automobilística estimularam o crescimento da demanda de elastômeros e proporcionaram grande impulso à economia da borracha. Nesse período, a utilização de borracha nos países mais desenvolvidos cresceu a uma taxa média da ordem de 6%, ao ano, e nos países em desenvolvimento a demanda cresceu a uma taxa média de 10%, ao ano, aproximadamente (GRILLI *et alii*, 1979). As tendências de crescimento do consumo total de borracha natural e sintética foram acompanhadas pelo crescimento da produção de borracha natural, a uma taxa de 3,3%, ao ano, no período de 1948 a 1973, e pelo crescimento da produção de borracha sintética, a uma taxa de 9,3%, ao ano, no mesmo período, com conseqüente redução, em termos relativos, no consumo de borracha natural.

À medida que aumentava a participação da borracha sintética no mercado, os preços de borracha natural apresentavam tendência decrescente. Economias de escala e inovações tecnológicas na produção de borracha sintética provocaram redução nos custos de produção, nos preços do elastômero sintético e nos preços da borracha natural.

Contudo, a partir de 1973-74, com a ocorrência da chamada *crise do petróleo*, cujo preço elevou-se substancialmente, o custo de matéria-prima para a indústria de borracha sintética apresentou sensível aumento, ocasionando tendência crescente nos preços das borrachas sintética e natural. Os

preços de borracha natural cresceram menos que os da borracha sintética. No período de 1974 a 1982, o preço de borracha natural apresentou acréscimo da ordem de 49%, enquanto o da borracha sintética apresentou acréscimo da ordem de 140%, no mesmo período (Quadro 5).

QUADRO 5. Evolução dos Preços de Borracha Natural e Sintética. Mercado Internacional, 1974-82

Ano	Borracha Natural		Borracha Sintética	
	Preço (£/t)	Índice (1974=100)	Preço (£/t)	Índice (1974=100)
1974	321,95	100,00	324,38	100,00
75	279,05	86,67	381,50	117,61
76	462,80	143,75	394,13	121,50
77	500,45	155,44	464,25	143,12
78	538,45	167,25	557,50	171,87
79	623,55	193,74	572,88	176,08
80	616,75	191,57	644,00	198,53
81	534,40	165,99	695,00	214,25
1982	479,85	149,04	777,50	239,69

FONTE: SANTOS (1980).

A partir do início da década de cinqüenta, o Brasil deixou de ser auto-suficiente na produção de borracha e passou, inicialmente, a importar borracha natural e, posteriormente, a importar também a borracha sintética. Com o agravamento do *deficit* no balanço de pagamentos do País, nos últimos anos, o Governo deu início a um programa de incentivo à produção de borracha natural. Para tanto, foram instituídos os Programas da Borracha: PROBOR I, em 1972, PROBOR II, em 1977, e, mais recentemente, PROBOR III, cuja meta principal é a formação de 250.000 hectares de seringais de cultivo até 1988. Além disso, o PROBOR III tem por meta recuperar serin

gais de cultivo, além de recuperar e abrir seringais nativos, objetivando a recuperação da posição de auto-suficiência setorial. No Quadro 6, vê-se a evolução recente das importações brasileiras de borracha.

QUADRO 6. Evolução das Importações de Borracha. Brasil, 1972-82 (Valores expressos em toneladas de peso seco)

Ano	Natural	Sintética	Total
1972	18,4	29,0	47,4
73	36,6	51,3	87,9
74	36,5	40,4	76,9
75	42,4	26,9	69,3
76	50,5	22,6	73,1
77	57,5	25,3	82,8
78	56,2	31,7	87,9
79	51,7	34,1	85,8
80	56,2	46,1	102,3
81	44,5	24,8	69,3
1982	36,2	34,8	21,0

FONTE: SUDHEVEA (1983).

A taxa geométrica de crescimento das importações de borracha natural, no período de 1972 a 1982, foi da ordem de 10,2%, ao ano, ao passo que a taxa geométrica de crescimento das importações de borracha sintética, no mesmo período, foi de 8,0%, ao ano, aproximadamente.

1.1.2. *Resumo Histórico da Economia do Café.* O café é um dos produtos agrícolas mais importantes no comércio mundial. Durante muitos anos, alguns países da África e da América Latina, dentre eles o Brasil, tiveram o café como principal, ou único, produto gerador de divisas. Nesses países, a produção de café ainda desempenha papel importante na geração de

receita cambial e de emprego rural.

No Brasil, o café, embora tenha sido introduzido no vale amazônico, na primeira metade do século dezoito, só passou a ser cultivado no Estado do Rio de Janeiro por volta de 1770 e na então Província de São Paulo entre os anos de 1825 e 1835. Nesse período, as Índias Ocidentais constituíam os principais produtores mundiais de café, e a praça de Londres desempenhava papel relevante na comercialização da produção mundial. O café produzido em Java assumiu a liderança do mercado mundial, mantendo esta posição até o ano de 1870. Nesse lapso de tempo, os centros comerciais importantes passaram a ser as praças holandesas de Rotterdam e Amsterdan. A partir de 1870, a produção brasileira de café expandiu-se, e as praças de Nova Iorque e Le Havre tornaram-se os principais centros de comércio do produto, até 1887, quando o porto de Santos, SP, assumiu a liderança. Durante a década de 1820, o Brasil contribuiu com cerca de 18% da produção mundial total. Na década de 1830, a participação média do Brasil no mercado mundial passou para cerca de 30%. Na década de quarenta, a participação brasileira no mercado mundial de café elevou-se para 40%. De 1850 a 1860, o País já era responsável por mais da metade do comércio mundial de café (cerca de 52%). Contudo, na década seguinte, o País perdeu parte dessa hegemonia, liderando em cerca de 50% o mercado mundial desse produto, parcela que manteve até por volta de 1880, atingindo, no início do Período Republicano, cerca de 57% do mercado mundial de café (RIOS, 1973).

A partir de 1885, acentuou-se a participação do café de origem colombiana e africana, enquanto a participação asiática apresentou forte declínio. No início deste século, o consumo mundial total de café atingiu o nível de quinze milhões de sacas, por ano. A expansão da demanda mundial de café, nessa época, foi responsável pela elevação sensível dos preços, estimulando grandemente o crescimento da produção, no início do século XX, quando os preços do café caíram a níveis

extremamente baixos, quando comparados com os preços observados por volta da metade da década de 1890.

Em 1906, teve início a *política de valorização*, com o chamado Acordo de Taubaté e com outra política de valorização da lavoura cafeeira, estabelecida em 1917. Os efeitos perturbadores da Primeira Grande Guerra sobre o comércio fizeram-se sentir na economia mundial e induziram ao controle da produção tanto industrial como agrícola. O Brasil acompanhou essa tendência política, no que se refere à produção de café, implementando, desde 1922, um plano de *defesa permanente* do produto (KINGSTON, 1973).

Maior competição no mercado cafeeiro somente surgiu a partir da Primeira Guerra Mundial, quando, pela primeira vez, desde a ascensão do País ao mercado do café, a expansão da demanda mundial de café ocorreu, sem que houvesse correspondente elevação da participação do café brasileiro, ao mesmo tempo que aumentava a participação do café colombiano e do café africano (DELFIM NETTO, 1981).

A partir da Primeira Grande Guerra, a política brasileira de café passou a ser orientada com vistas a obter o equilíbrio *estático* entre produção e consumo. Considerando a inviabilidade de restringir a produção de cada fazenda, o Governo optou, em abril de 1931, pelo estabelecimento de um *tributo de exportação*, da ordem de 10 xelins por saca, destinado à aquisição e destruição dos cafés de tipos inferiores, ao mesmo tempo que implementava a *proibição de novos plantios*. Com o objetivo de evitar incineração dos excedentes, o tributo de exportação passou de 10 para 15 xelins por saca, ao final do ano de 1931 (PELAÉZ, 1973).

A *supersafra* observada em 1934, da ordem de 30 milhões de sacas (Quadro 7), provocou mudança na política cafeeira nacional, com a instituição da *quota de sacrifício* que consistia na venda de 40% da produção ao Governo, por preço equi

QUADRO 7. Produção e Comércio de Café. Mercado Mundial, 1928 a 1937 (Valores expressos em milhões de sacas)

Ano	Brasil		Outros Países	
	Produção	Consumo	Produção	Consumo
1928	27,1	15,7	8,0	7,8
29	13,6	13,9	8,7	8,4
30	28,2	15,2	8,2	8,3
31	16,6	16,5	8,6	8,5
32	28,3	15,6	8,3	8,1
33	16,5	13,3	9,2	9,1
34	29,6	16,1	8,9	8,3
35	17,4	14,8	7,7	7,8
36	20,9	16,1	10,0	9,7
1937	26,1	14,2	10,9	10,9

FONTE: KINGSTON (1973).

valente ao custo médio estimado de produção, para que ela fosse destruída (KINGSTON, 1973).

Tais medidas políticas resultaram na eliminação de mais de 47 milhões de sacas de café até meados de 1937. A política de altos preços, via controle de suprimento, no início da política de *defesa permanente*, acarretou aumento considerável da área cultivada com cafeeiros, neste e noutros países. A participação do café tipo *mild* no comércio mundial tornou-se mais significativa, de modo que a participação do café brasileiro, que, em 1928, era de 67% caiu para 57%, em 1937 (KINGSTON, 1973 e DELFIM NETTO, 1981). Nos anos seguintes, o produto brasileiro teve sua participação ainda mais reduzida e o Governo reduziu o tributo de exportação, liberou a taxa de câmbio e interrompeu a intervenção quantitativa no mercado.

Fator importante para explicar a redução na parcela do

Brasil no mercado de café foi o aumento da produção em regiões, como a África, que dispunham de mão-de-obra barata e que produziam café em pequenas propriedades. No caso da Colômbia, o cultivo de café em grandes propriedades foi superado pelas fazendas de dimensões mais reduzidas. As vantagens relativas mudaram, consideravelmente, entre os países, ao longo do tempo. A expansão das parcelas de mercado da Colômbia e de outros países no mercado mundial deveu-se, pelo menos em parte, à produção de café de mais alta qualidade, obtido de pequenas propriedades (PELAÉZ, 1973).

Reduções na parcela de mercado do café brasileiro intensificaram-se nos períodos posteriores à Segunda Guerra Mundial, motivadas, em parte, pela mudança nos preços relativos do café, a partir de 1949. No Quadro 8, vê-se a evolução do índice de preços internacionais de produtos que, em diferentes países, competem com o café, quanto ao uso dos fatores de produção.

QUADRO 8. Índices de Preços Reais de Produtos Agrícolas. Mercado Mundial, 1950 a 1956 (Base: 1948 = 100)

Produto	Ano						
	1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956
Açúcar	106	109	113	113	109	108	110
Algodão	107	123	114	97	100	100	100
Arroz	72	82	88	90	74	83	70
Banana	100	100	98	99	100	100	101
Borracha	89	278	174	110	107	178	157
Cacau	80	89	89	93	145	94	68
Café	202	213	216	236	327	229	230
Chá	81	85	83	87	122	130	85
Fumo	108	118	115	114	117	116	120

FONTE: FREITAS (1979).

Observa-se que a tendência crescente dos preços de café, após a Segunda Guerra, foi mais acentuada que as tendên-

cias de preços dos demais produtos agrícolas. Uma alternativa favorável de aplicação de recursos agrícolas nos países africanos e latino-americanos, até mesmo no Brasil, passou a ser a produção de café.

Por volta de 1957, elevou-se o nível de preço de café no mercado mundial, comparado com o observado em períodos que antecederam a Segunda Guerra Mundial. Ao final do ano de 1957, as receitas de exportação de café nos países produtores cresceram a taxa muito mais elevada do que as receitas de exportação dos demais produtos. Isso parece ter contribuído para aumentar a dependência externa das economias dos países exportadores, em relação ao café. Por outro lado, o declínio posterior dos preços de café, a partir de 1958, provocou a redução no grau de dependência e a diminuição na receita cambial desses países (PANIAGO, 1963). O grau de dependência da economia do País, em relação às exportações de café, é evidenciado no Quadro 9, que mostra a evolução das exportações brasileiras dos principais produtos no período de 1925 a 1962. Observa-se, nesse período, o predomínio de café, cacau, açúcar, algodão e fumo na estrutura das exportações brasileiras.

Mais recentemente, o café continuou mantendo parcela elevada na pauta de exportação brasileira. Em 1971, a participação do café no valor total das exportações brasileiras era da ordem de 28%, o que representava cerca de 18,5 milhões de sacas de sessenta quilos de café. A partir desse ano, a participação do café nas exportações brasileiras passou a declinar, chegando a apenas 7,5% do valor total das exportações em 1981 (Quadro 10). Naquele ano, o valor das exportações de café foi da ordem de 23 bilhões de dólares norte-americanos e o volume de café exportado foi de cerca de 16 milhões de sacas de 60 quilogramas (Quadro 10).

QUADRO 9. Valor Relativo das Exportações dos Principais Produtos. Brasil, 1925 a 1962 (Valores expressos em percentagem)

Ano \ Produto	1925-29	1935-39	1945-49	1957-59	1962
Café	71,7	47,1	41,8	57,9	53,0
Algodão	2,1	18,6	13,3	2,7	9,2
Cacau	3,5	4,5	4,3	5,6	2,0
Minério de ferro	-	-	-	3,3	5,7
Açúcar	0,4	-	1,2	3,7	3,2
Fumo	1,9	1,6	1,8	1,2	2,0
Sisal	-	-	-	1,1	1,9
Minério de man- ganês	-	-	-	2,5	2,2
Borracha	2,9	1,1	1,0	-	-
Madeira	0,4	1,0	3,5	3,9	3,2
Diversos	17,1	26,1	33,1	18,1	17,6

FONTE: BAER (1966).

QUADRO 10. Evolução das Exportações de Café. Brasil, 1971 a 81

Ano	Exportação		Participação Relativa na Pauta de Exportação (%)
	Valor (US\$10 ⁶)	Volume (10 ⁶ sacas)	
1971	2,931	18,4	28,3
72	3,991	19,2	26,5
73	6,199	19,8	21,7
74	7,952	13,3	12,3
75	8,670	14,6	10,8
76	10,130	15,6	23,7
77	12,120	10,1	21,6
78	12,651	12,6	18,1
79	15,244	12,0	15,3
80	20,132	15,2	13,8
1981	23,293	15,9	7,5

FONTE: CONJUNTURA ECONÔMICA (1981-83).

1.1.3. *Resumo Histórico da Economia Açucareira.* A produção brasileira de açúcar constitui um dos principais e mais complexos exemplos de intervenção estatal na economia agrícola.

A economia do açúcar confunde-se com a própria formação econômica do País. Desde a época do descobrimento, quando foram introduzidas no Brasil as primeiras mudas de cana-de-açúcar, trazidas da Ilha da Madeira, essa cultura desempenha papel relevante na economia do País. A partir de então, a evolução do plantio de cana-de-açúcar ocorreu de tal maneira que, já no século dezoito, o País tornou-se exportador líquido do produto. Na última década do século dezoito, os preços de açúcar no mercado externo sofreram redução considerável, que se prolongou até o início do século seguinte, quando o produto brasileiro enfrentou forte concorrência, no mercado europeu, com produto oriundo das colônias inglesas, francesas, espanholas e holandesas na América Latina.

A exportação brasileira de açúcar, no início do século XIX, era comercializada, principalmente, no entreposto redistribuidor de Lisboa. Pequenas quantidades de açúcar, melão e aguardente eram comercializadas nos Estados Unidos da América.

No início do século XIX, ocorreram dois fatos que contribuíram para a expansão da indústria açucareira. O primeiro foi a introdução de nova variedade de cana-de-açúcar em substituição às variedades doce ou crioula, cultivadas desde a época do descobrimento. O segundo fato foi a elevação dos preços externos de açúcar, ocasionada pela redução nos estoques internacionais, atribuída tanto à desorganização da produção nas colônias espanholas e inglesas como à ocorrência das guerras napoleônicas. As exportações brasileiras de açúcar cresceram, como se pode verificar no Quadro 11, onde se encontram as estimativas de exportações brasileiras de açúcar, no período de 1837 a 1846, a partir dos principais estados produtores.

QUADRO 11. Exportações de Açúcar dos Principais Estados Produtores. Brasil, 1837 a 1846 (Valores expressos em arrobas de quinze quilos)

Ano	Alagoas	Bahia	Paraíba	Pernambuco
1837	36.309	1.941.054	...	1.478.516
38	70.430	1.823.944	74.249	1.927.584
39	46.067	3.198.245	52.968	1.655.555
40	104.527	1.980.579	98.649	2.356.314
41	169.976	2.900.792	187.336	2.358.823
42	124.006	2.230.323	88.952	1.799.394
43	165.572	1.916.508	122.768	2.164.594
44	129.844	2.487.497	116.731	2.092.182
45	288.497	3.610.716	123.007	2.435.994
1846	199.210	3.126.702	...	2.490.088

FONTE: DÉ CARLI (1936).

Nos anos seguintes, as exportações brasileiras de açúcar não sofreram modificações expressivas (Quadro 1G).

Segundo DÉ CARLI (1936), o ano de 1877 pode ser considerado como o início da transformação da indústria açucareira, com o surgimento do engenho Central de Quissamã, na então Província do Rio de Janeiro. A expansão da produção industrial de açúcar foi estimulada pela concessão de crédito para o estabelecimento de engenhos centrais. A medida desse incentivo pode ser avaliada pela lei promulgada pelo governo imperial, em novembro de 1885, que reservou a importância de trinta mil contos de réis para amparo à indústria e concedeu garantias de juros subsidiados aos investimentos na instalação de novos engenhos. No mesmo ano, 1885, os preços externos elevaram-se e a produção interna cresceu. Essa situação perdurou até o final do século passado. Em 1901, ocorreu redução nas exportações brasileiras de açúcar, em virtude da queda dos preços internacionais, da ordem de cinquenta por cento dos valores médios correntes anteriores. Em decorrência, as exportações brasileiras de açúcar caíram de cerca de

187 mil toneladas, em 1901, para 7.800 toneladas, em 1904, mantendo-se em níveis extremamente baixos até 1916, quando os preços externos do açúcar voltaram a apresentar tendência crescente.

A queda de preços internacionais de açúcar, no início deste século, motivou os produtores a tomarem medidas de proteção setorial. Assim, em 1905, foi realizado o Congresso Açucareiro de Recife, que reuniu representantes de Pernambuco, Alagoas, Sergipe, Paraíba, Rio Grande do Norte, Bahia e Rio de Janeiro. Dentre outras decisões tomadas nesse congresso, estabeleceu-se a distribuição de quotas de produção entre os estados participantes e estabeleceram-se critérios de alocação da produção total de açúcar entre os mercados interno e externo.

A elevação dos preços internacionais do açúcar, em 1917, deveu-se, em parte, à ocorrência da Primeira Guerra Mundial, que resultou no esgotamento dos estoques e na expansão das importações de açúcar dos países europeus. A conjugação desses fatores contribuiu para elevar os preços internacionais do açúcar, atingindo pico no ano de 1920. A partir desse ano, os preços voltaram a cair, para se recuperarem dois anos depois e, posteriormente, apresentarem quedas contínuas, com reflexos na produção interna, nas exportações e nos níveis de renda e emprego setoriais. Esse padrão de evolução mostra a existência de estruturas cíclicas de preços, produção e exportação de açúcar do Brasil ao longo do tempo.

Até a década de 1960, a economia do País dependia, fundamentalmente, das exportações de alguns poucos produtos primários, dentre eles o açúcar, cujas oscilações de preços internacionais dificultavam o planejamento do desenvolvimento econômico (BAER, 1966). Surgiu, então, a necessidade de estabelecer algum tipo de planificação interna, com o intuito de isolar a economia interna das oscilações do mercado internacional. Especificamente para o mercado de açúcar, foi criada

do, em 1933, o Instituto do Açúcar e do Alcool (IAA), ao qual cabia a tarefa de controlar e planificar a produção açucareira nacional, adequando-a à demanda interna e externa e evitando o surgimento de crises de *superprodução* ou *escassez*. Tradicionalmente, os instrumentos usados pelo IAA são sintetizados nos *Planos de Safra do Açúcar*, elaborados a partir de 1939 e, desde então, vêm sendo anualmente refeitos. Tais planos tinham por objetivos básicos preservar o equilíbrio *estatístico* entre consumo e produção de açúcar no mercado interno e maximizar o excedente exportável (GOMES, 1979).

Outros instrumentos utilizados pelo IAA na planificação do setor açucareiro foram os *Planos de Defesa do Alcool*, editados no período de 1944 a 1974. O objetivo básico desses planos foi promover a expansão da produção e do consumo interno de álcool anidro, para fins carburantes. Os resultados obtidos por esses planos não foram considerados satisfatórios pelo poder público. Em 1975, foi criado o *Programa Nacional do Alcool* (SZMRECSÁNYI, 1976).

Nos últimos quinze anos, as exportações de açúcar dos países em desenvolvimento, dentre eles o Brasil, apresentaram tendência decrescente, acompanhadas de crescente participação dos países desenvolvidos nas exportações totais mundiais de açúcar.

Atualmente, cerca de 70% das exportações mundiais de açúcar provêm de países em desenvolvimento, produzidas principalmente a partir da cana-de-açúcar, cuja oferta é bastante inelástica, no curto prazo. Isso se explica, em grande parte, pelo ciclo biológico, caracterizado pela defasagem de 3 a 4 anos entre plantio e a terceira colheita e pela escassez de atividades alternativas nas regiões produtoras.

O estabelecimento de tarifas pelos países importadores de açúcar constitui obstáculo importante à expansão das exportações de açúcar. Ao final do ano de 1977, essas tari-

fas alcançaram, segundo dados da FAO, níveis iguais a 233% dos preços médios internacionais, nos países da Comunidade Econômica Européia; iguais a 60%, no Japão, e a 67%, nos Estados Unidos da América. Estes países, em conjunto, importaram, nesse ano, cerca de 45% do volume total de açúcar comercializado no mundo.

Em 1982, a produção mundial de açúcar foi da ordem de 100 milhões de toneladas, o que constituiu recorde histórico. Nesse ano, o consumo mundial do produto foi da ordem de 91 milhões de toneladas, registrando-se, portanto, um excedente de oferta da ordem de 9 milhões de toneladas de açúcar. Os estoques mundiais de açúcar, no final do ano de 1982, atingiram cerca de 32 milhões de toneladas. Como resultado da acumulação de estoque, o preço de açúcar caiu de US\$ 276, por tonelada, no primeiro dia útil de 1982, para US\$ 136, por tonelada, no último dia desse ano (CONJUNTURA ECONÔMICA, 1981-83).

1.1.4. Resumo Histórico da Economia do Cacau. O cacauéiro é originário do continente americano, provavelmente das bacias dos rios Amazonas e Orinoco. O cacauéiro ainda é encontrado, em estado nativo, em regiões que se estendem desde o Peru até o México.

O cultivo do cacauéiro teve início no Brasil, por volta de 1676, através da Carta Régia que autorizava os colonos a plantá-lo em suas terras. No Pará, várias tentativas foram feitas, com o objetivo de incrementar seu cultivo, sem que se obtivesse êxito. Este insucesso foi explicado, sobretudo, pela pobreza do solo da região (ALVIM e ROSÁRIO, 1972).

Em 1746, foram introduzidas sementes de cacau no Estado da Bahia. A primeira plantação foi estabelecida à margem direita do Rio Pardo, no atual município de Canavieiras, atingindo o município de Ilhéus, em 1752. O cacau adaptou-se bem às condições de clima e solo da região e, com a expansão do

cultivo, transformou-se, em fins do século passado, no principal produto, em valor da produção, do Estado da Bahia. Em 1895, a exportação de cacau baiano atingiu o nível de 112 mil sacos, correspondente ao valor de 4.300 contos de réis (ALVIM e ROSÁRIO, 1972).

No século XIX, foram levadas sementes de cacau para a África, plantadas, inicialmente, na Ilha de São Tomé. Posteriormente, o cacauero difundiu-se em outros países africanos, especialmente em Ghana e Nigéria, que logo se tornaram os principais produtores africanos de cacau.

Atualmente, a produção mundial de cacau provém, em grande parte, de países tropicais em desenvolvimento. Em 1969-81, onze desses países eram responsáveis por mais de 90% da produção total mundial (Quadro 12). Na atualidade, o consumo de cacau concentra-se em alguns países industrializados, sendo os Estados Unidos da América e os países da Europa Ocidental os maiores consumidores.

A produção mundial de cacau, depois da Segunda Guerra, cresceu a uma taxa geométrica média de cerca de 3%, ao ano, segundo estatísticas da FAO (1981). O rápido crescimento da produção de cacau no início da década de 1960 tem sido atribuído, principalmente, a uma combinação favorável de condições climáticas e de avanço tecnológico na cacauicultura. No mesmo período, os preços de cacau apresentaram queda substancial, alcançando nível mais baixo no ano de 1965. Seguiram-se, então, quatro anos de *deficit* de oferta de cacau no mercado mundial. Esse *deficit* tem sido atribuído à queda de preços e ao excesso de chuvas nos países africanos produtores de cacau, bem como à abolição da política de subsídio à produção de cacau, em Ghana, em 1966. Em 1969-70, a produção mundial voltou a aumentar e, neste período, a produção brasileira apresentou taxa de crescimento bastante elevada (SINGH *et alii*, 1977).

Não obstante o volume de cacau exportado ter crescido

QUADRO 12 - Produção de Cacau dos Principais Países Produtores. Mercado Internacional, 1969 a 1981 (Valores Expressos em Milhares de Toneladas)

País	1969-71	1979	1980	1981
Brasil	183	309	296	345
Colômbia	20	32	34	41
Costa do Marfim	195	379	400	430
Equador	57	77	91	96
Ghana	430	296	250	230
Malásia	4	28	33	35
Nigéria	261	160	155	160
Papua Nova Guiné	27	27	31	31
República de Camarões	127	123	120	110
República Dominicana	32	36	32	35
Togo	27	14	16	15
Subtotal	1.363	1.481	1.481	1.528
Total	1.506	1.633	1.604	1.670
Participação dos Principais Países (%)	90,5	90,7	90,9	91,5

FONTE: FAO. Production Yearbook (1981).

a uma taxa de 2,3%, ao ano, na década de 1950, observou-se ganho menos que proporcional no valor das exportações dos países produtores. A taxa média de crescimento da receita cambial de exportação de cacau desses países foi de 0,1%, ao ano (FAO, vários anos). O cacau representa, para alguns países exportadores, importante fonte geradora de divisas. No período de 1963 a 1966, realizaram-se as primeiras tentativas dos países exportadores, no sentido de estabilizar os preços internacionais do cacau, mediante controle da oferta. Essas tentativas não apresentaram resultados satisfatórios. Os países participantes não chegaram a um acordo quanto ao preço

mínimo que deveria ser estabelecido. Além disso, os países membros da Aliança dos Produtores de Cacau (Brasil, Gana, Nigéria, Costa do Marfim e República dos Camarões) não chegaram a acordo sobre as quotas de exportação que caberiam a cada um (BEHRMAN, 1968). Do ponto de vista de maximização da receita cambial, o estabelecimento de um cartel de países produtores de cacau poderia ser bem sucedido, haja vista a baixa elasticidade-preço da demanda de exportação de cacau. Baixas elasticidades-preço da demanda de exportação significam que, em conjunto, os países produtores podem aumentar a sua receita, mediante elevação dos preços, através de controle da oferta.

Em 1975, foi tentado novo acordo, englobando países produtores e consumidores de cacau, com vistas a estabilizar os preços de mercado. Este Acordo Internacional do Cacau, também patrocinado pelas Nações Unidas, tinha como principais objetivos: (a) amenizar os efeitos deletérios de instabilidade de preços que poderiam persistir, caso os ajustamentos de produção e consumo de cacau não pudessem ser alcançados pelo mercado livre tão rapidamente quanto fosse exigido; (b) evitar flutuações excessivas nos preços de cacau que viessem afetar negativamente os interesses dos países produtores e consumidores; (c) estabelecer arranjos que ajudassem a estabilizar e incrementar os ganhos dos países exportadores, signatários do acordo, provendo incentivos ao crescimento da produção e recursos que lhes proporcionassem maior taxa de crescimento econômico, preservando os interesses dos países consumidores e incentivando o consumo; (d) assegurar suprimento adequado de cacau, a preços razoáveis, tanto para os países produtores como para os países consumidores, e (e) assegurar equilíbrio de longo prazo entre oferta e demanda de cacau (UNITED NATIONS COCOA CONFERENCE, 1975).

O Acordo Internacional do Cacau de 1975 estabelecia, em relação aos preços de cacau, que: (a) os preços mínimo e máximo de amêndoa de cacau seriam de 39 e 55 centavos de dólar

norte-americano, por libra-peso, respectivamente; (b) em circunstâncias excepcionais, resultantes de distúrbios na economia ou na situação monetária internacional, esses valores poderiam ser revistos; (c) nessa revisão eventual dos preços, o Conselho levaria em consideração as tendências de preço, consumo, produção e estoque; a influência dos preços de cacau sobre a economia e sobre o sistema monetário mundial, bem como todo e qualquer fator que pudesse afetar os objetivos estabelecidos no acordo.

Este acordo também estabeleceu quotas de exportação para os países membros, dentre os quais o Brasil. Em relação ao estabelecimento de quotas, o acordo estabeleceu que, para cada quota-ano, a quota básica de cada país exportador, signatário do acordo, deveria constituir parcela da produção média do país, observada nos últimos cinco anos.

1.1.5. Efeitos das Flutuações de Preços sobre a Produção.

Tem sido sugerido, com certa frequência, que flutuações na receita dos países produtores e exportadores de produtos de culturas perenes decorrem, principalmente, das características estruturais de oferta desses produtos, sobretudo da defasagem relativamente longa, que vai do plantio até a primeira colheita. Em vista disso, os países produtores e exportadores, frequentemente, organizam-se com vistas a encontrar mecanismos que possibilitem a estabilização dos preços e das receitas desses produtos (DEVI, 1977).

Essa peculiaridade das culturas perenes faz com que a oferta seja pouco sensível a variações de preço, no curto prazo. Contudo, no longo prazo, a produção de culturas perenes é bastante sensível às variações de preço (BATEMAN, 1965; BEHRMAN, 1968, e WICKENS e GREENFIELD, 1973).

1.1.6. Políticas de Estabilização.

A instabilidade de produção e preços dos produtos de culturas perenes e, em conse-

quência, dos níveis de renda e emprego rural, no decorrer do tempo, resulta de uma combinação bastante complexa de mudanças associadas com fatores de tendência, cíclicos e aleatórios.

Há, em geral, dois tipos de instabilidade cíclica na produção e nos preços dos produtos agrícolas. A primeira, determinada por fatores climáticos, é mais difícil de ser prevista. A segunda, que é geralmente mais previsível, é o comportamento cíclico de produção decorrente da natureza biológica das plantas. Há analistas que acreditam ser a instabilidade do mercado agrícola também provocada por fatores externos, tais como flutuações cíclicas na demanda mundial, mudanças institucionais e mudanças na estrutura de mercado (GRIFFITH, 1977).

De modo geral, quando os preços de um produto agrícola elevam-se e este crescimento parece ser de natureza permanente, os produtores rurais aumentam a produção nas safras subsequentes e novos produtores são motivados para produzir os produtos cujos preços estão em alta. Quando se trata de produção de ciclo mais longo, como é o caso de açúcar, cacau, café e borracha natural de seringal cultivado; ou de atividade extrativa, como é o caso da maior parte da produção de borracha natural no País, a produção é incrementada mediante novos plantios, intensificação da produção nas lavouras já existentes, ou de extração mais intensiva, no caso de explorações extrativas. De uma forma ou de outra o suprimento desses produtos no mercado internacional tende a elevar-se, nos períodos subsequentes, dependendo da defasagem de preço-produção. Em decorrência da elevação do suprimento, os preços de produto tendem a cair, desestimulando, em fase posterior, a produção e provocando, conseqüentemente, flutuações nos níveis de renda e emprego interno. Na nova situação, gera-se escassez de produto que, por sua vez, causa elevação nos preços. Assim, o processo continua, com alternâncias de períodos de excesso de oferta e preços baixos e períodos de excesso de demanda e preços elevados.

Desde há muito os economistas estão conscientes da existência de ciclos de preços e quantidades comercializadas de produtos agrícolas. A explicação mais simples e popularizada deste fenómeno é o teorema da teia de aranha, originalmente atribuído a EZEQUIEL (1938) e expandido, posteriormente, por WAUGH (1964), entre outros. Este teorema descreve um modelo recursivo em que a quantidade oferecida depende de preços passados e a quantidade demandada corrente, dada a oferta, determina o preço.

Ciclos de diferentes períodos, para culturas perenes, como cacau, café e borracha de cultivo; semiperenes, como cana-de-açúcar; extrativas, como borracha de seringal nativo, e anuais, como beterraba açucareira, foram sugeridos por diversos autores. ADAMS e BEHRMAN (1976), por exemplo, indicaram os seguintes períodos: cacau e café, seis anos; cana-de-açúcar, dois anos; borracha de cultivo, sete anos e borracha de seringal nativo e beterraba açucareira, um ano.

Torna-se necessário estudar o comportamento cíclico de exportação e preços de produtos para o delineamento de políticas anticíclicas ou de estabilização, como as de formação de estoques reguladores, garantia de preços mínimos, crédito rural subsidiado e melhoria e ampliação da infra-estrutura de comercialização.

Percebe-se certa controvérsia na literatura, no que se refere à desejabilidade das políticas de estabilização, tanto para os produtores como para os consumidores. Alguns autores acreditam que, em determinadas condições, a instabilidade dos preços é necessária para que produtores e consumidores maximizem bem-estar. Outros pesquisadores, entretanto, acreditam que, em qualquer circunstância, consumidores e produtores só maximizam bem-estar, se houver estabilidade de preços. A seguir, apresenta-se uma síntese de estudos partidários das duas posições.

OI (1961), demonstrou que, quando a curva de oferta do

produtor é positivamente inclinada e o produtor é tomador de preços no mercado de produto, ele maximiza bem-estar econômico, medido pelo excedente dos produtores, à medida que os preços são instáveis, e, conseqüentemente, incorre em perdas de bem-estar, à medida que há estabilização de preços.

WAUGH (1966) mostrou que, com uma curva de demanda negativamente inclinada e supondo que os consumidores sejam tomadores de preço de produto, os consumidores ganham mais em bem-estar, quando os preços caem a uma determinada taxa, do que perdem, quando os preços aumentam, à mesma taxa. Portanto, segundo este raciocínio, os consumidores beneficiam-se com a instabilidade de preços.

MASSEL (1969) fez estudo mais completo, objetivando de mostrar os efeitos da estabilização de preços de produtos sobre os níveis de bem-estar social, analisando, conjuntamente, os efeitos da estabilização sobre produtores e consumidores. Usando o valor esperado de variações nos excedentes dos consumidores e dos produtores como medida de ganho líquido de bem-estar, esse autor mostrou que a estabilização de preços, induzida por políticas de formação de estoques reguladores, produzia ganho líquido de bem-estar para os produtores e para os consumidores conjuntamente. Contudo, na análise de Massel, o autor considerou o custo de estocagem igual a zero. Não se sabe até que nível de custo de estocagem a sua conclusão é mantida.

Em estudo mais recente, HUETH e SCHMITZ (1972) examinaram todas as premissas utilizadas nas pesquisas de Oi, Waugh e Massel, com o objetivo de avaliar as conseqüências das flutuações de bem-estar da sociedade como um todo, tanto do país exportador como do país importador. Os resultados dessa análise mostraram que a economia é beneficiada, ou não, com a instabilidade dos preços, dependendo das fontes da instabilidade. Por exemplo, se dada região ou país, exportador líquido de determinado bem, depara-se com preços instáveis no

mercado, em razão de mudanças na oferta interna, provavelmente prefere mecanismos que reduzam a instabilidade dos preços. Se, por outro lado, uma região ou país, exportador líquido de dado bem, enfrenta instabilidade de preços provocada por mudanças na oferta ou na demanda de outras regiões ou países, provavelmente prefere que os preços internacionais do bem sejam instáveis. Segundo esse ponto de vista, os ganhos ou perdas decorrentes da instabilidade dos preços dependem, fundamentalmente, da fonte da instabilidade. Ressalta-se que o estudo de Hueth e Schmitz baseou-se em pressuposições bastante restritivas e, assim, a formulação de políticas baseadas em seus resultados tem de ser feita considerando essas limitações.

Posição semelhante à de Hueth e Schmitz é defendida por Arrow, Debreu e Hanoch, citados por ANDERSON *et alii* (1977). Para eles, o tratamento axiomático da teoria econômica, com base em esquemas *bem comportados* de economia completamente descentralizada e sob incerteza, leva à conclusão de que o equilíbrio ótimo paretiano é atingido, sem qualquer intervenção governamental. Seguindo esse raciocínio, a incerteza somente seria indesejável, se a economia não fosse capaz de, por si só, alcançar ajustamento automático de uma para outra situação de equilíbrio. Essa possibilidade somente pode ocorrer através de falhas no sistema de mercado ou em decorrência de informação imperfeita. Para esses autores, a política recomendável seria a de corrigir as falhas no sistema de mercado, ao invés de tentar eliminar as incertezas.

Uma posição bastante diferente das discutidas anteriormente é defendida por SAMUELSON (1972). Segundo este economista de grande nome, uma economia que tenha atingido o equilíbrio paretiano isenta de incertezas não pode alcançar maiores níveis de bem-estar simplesmente pela inclusão do fator incerteza, a não ser que todos os indivíduos sejam jogadores inveterados e, por conseguinte, muito propensos ao risco. Esta premissa é de difícil aceitação no mundo real.



Posição idêntica à de Samuelson é defendida em pesquisa bem mais recente, realizada por JUST *et alii* (1978). As conclusões obtidas, seguindo esta linha de raciocínio, são as de que a estabilização sempre é desejável e que a política prioritária é aquela que remove toda e qualquer fonte de instabilidade da economia. Uma vez que, em geral, a instabilidade de preços é resultante do efeito de outras fontes de incerteza, como oscilações na produção, as prioridades da política interna de estabilização devem ser voltadas, primeiramente, para as fontes de incerteza e, posteriormente, para os preços de mercado.

Nos países em desenvolvimento que, normalmente, dependem das exportações de produtos primários para gerar divisas necessárias para financiar seu crescimento econômico, a incerteza de preços internacionais desses produtos pode exercer efeitos ^{negativos} deletérios sobre a receita de exportação e, por conseguinte, sobre a capacidade de pagamento do País. Da mesma forma, se o País é importador de determinado bem, a instabilidade internacional de preços também pode exercer efeitos prejudiciais sobre a economia, de vez que a incerteza reflete-se diretamente nos níveis de consumo interno e de produção, quando o País também é produtor de bem.

1.2. Objetivos

As preocupações que nortearam esta pesquisa foram as flutuações cíclicas do comércio externo de açúcar, cacau, café e borracha natural, tendo em vista a indicação de políticas de estabilização do comércio externo.

Assim, os objetivos gerais da pesquisa foram: (a) testar a hipótese nula de que os processos geradores das observações de preços e quantidades são estocásticos, isto é, não existem ciclos periódicos nas séries de preços e quantidades e (b) testar a hipótese nula de inexistência de relação de

causalidade entre pares de séries de preços e quantidades.

De maneira específica, objetivou-se: (a) estudar os padrões cíclicos de preços internacionais de açúcar, borracha natural, cacau e café; (b) estudar os padrões cíclicos de produção interna de borracha natural; (c) estudar os padrões cíclicos de exportação de açúcar, cacau e café; (d) estimar os coeficientes de coerência, ganho e fase das séries de preços e quantidades destes produtos, e (e) estimar os padrões de liderança (*lead*) e de defasagem (*lag*) entre pares destas variáveis.

II. METODOLOGIA

Neste capítulo, discute-se a metodologia empregada na pesquisa que envolve as análises auto-espectral e espectral cruzada. Discutem-se, também, as fontes dos dados utilizados no estudo e o procedimento estatístico utilizado na interpolação de parte dos dados de produção de borracha natural.

O presente capítulo divide-se em sete partes. Na primeira parte, apresenta-se uma introdução ao conceito de análise auto-espectral (AAE), suas aplicações e vantagens, em relação a outros métodos de análise, sobretudo a análise harmônica. Na segunda parte, discutem-se as séries de Fourier, que constituem elemento básico para o desenvolvimento matemático das AAE e espectral cruzada (AEC). Na terceira parte, discutem-se as funções de autocovariância e suas propriedades relacionadas com a AAE. A teoria que envolve a estimação dos espectros é discutida, com riqueza de detalhes, na quarta parte do capítulo. Na quinta parte, discutem-se os procedimentos empíricos de estimação do espectro, aí incluindo o número mínimo de observações, número de defasagens a ser empregado e testes de hipóteses referentes aos estimadores espectrais. Na sexta parte, apresenta-se a teoria subjacente à AEC e discutem-se os principais conceitos envolvidos na análise e interpretação dos seus coeficientes. Finalmente, na sétima parte do capítulo, discutem-se as características e a

fonte dos dados empregados na pesquisa.

2.1. Introdução à Análise Espectral

Na natureza, observam-se inúmeros fenômenos que apresentam mudanças constantes no decorrer do tempo. Um conjunto de dados temporalmente ordenados que expresse essas variações constitui uma série temporal. Nesse sentido, uma série temporal é um conjunto de observações ordenadas como:

$$y_1, y_2, \dots, y_{t-2}, y_{t-1}, y_t, y_{t+1}, \dots,$$

na qual a ordem das observações é fundamental para a análise.

Nota-se que, em estudos de corte seccional, a ordem de apresentação das observações referentes a determinada variável não tem qualquer relevância para a análise. Isso não acontece, entretanto, no estudo de séries temporais, nas quais a ordem das observações é de extrema importância.

No estudo de séries temporais é importante fazer a distinção entre os termos processo e realização. Uma série temporal, observada em dado intervalo de tempo, constitui uma *realização* de algum *processo* estocástico. Assim sendo, a relação entre os conceitos de *realização* e *processo*, em análises de séries temporais, é análoga à relação entre os conceitos de *amostra* e *população*, em análise de dados de cortes seccionais.

Na análise de séries temporais de natureza econômica, de modo geral, supõe-se que as observações sejam ordenadas no tempo e espaçadas em intervalos iguais (JOHNSTON, 1972).

Basicamente, um modelo de séries temporais de matrizes de dados econômicos é constituído de quatro elementos, a

saber: tendência, movimento cíclico, movimento sazonal e elemento aleatório ou residual. A análise de um desses modelos engloba identificação e medição de cada um desses elementos e, em alguns casos, remoção de certos elementos da série, através de um procedimento conhecido por pré-filtragem (*pre-filtering*).

O procedimento de ajuste estacional ou sazonal de uma série temporal é constituído de identificação do elemento sazonal e de remoção deste elemento da série, que corresponde ao procedimento de pré-filtragem da série temporal.

O método de análise empregado no presente estudo, ao contrário dos métodos econométricos convencionais, em que o *domínio de tempo* é o fator principal de análise, salienta a característica de *domínio de frequência* das séries temporais. Assim sendo, este estudo baseia-se na decomposição das séries temporais em componentes associados com a frequência, ao invés de componentes associados com o tempo. Isso é feito através do emprego de um conjunto de técnicas de análise de séries temporais, que são as técnicas da AAE e AEC. A frequência é definida em análise espectral como o número de vezes em que ocorre um ciclo por unidade de tempo.

O conjunto de técnicas de análise de séries temporais teve início na década de 1930. Como extensão da clássica análise harmônica, de Fourier, esses autores desenvolveram uma relação fundamental entre a função de autocorrelação de um processo estocástico e a transformação de Fourier, que é a *função de densidade espectral*. Essa função foi originalmente definida para um processo estacionário restrito, o qual requer que a lei das probabilidades, que caracteriza o processo, seja invariante no que diz respeito ao tempo histórico. Posteriormente, os resultados dessa análise foram estendidos para uma ampla gama de processos de covariância estacionária (FISHMAN, 1969).

Basicamente, os métodos de AE são utilizados em análise de ciclos econômicos, determinação da extensão e da amplitude dos ciclos, determinação da direção de causalidade entre séries temporais, decomposição dos ciclos em seus diferentes componentes e explicação da variância total de uma série temporal.

Os procedimentos de AAE e de AEC têm sido bastante aplicados em estudos de séries temporais de natureza econômica realizados no exterior. Não se dispõe de informações acerca da utilização dessas técnicas na área de economia agrícola do País. Dentre as AAE realizadas no exterior, sobre ciclos da economia agrícola brasileira, destacam-se os estudos de WEISS (1970) e GELB (1979) que se restringiram à AAE de preços recebidos pelos produtores de cacau e café e à AEC entre preços recebidos pelos produtores brasileiros de café e preços de importação dos Estados Unidos da América. Nenhum desses estudos preocupou-se em detectar relação de causalidade entre séries temporais.

Como se sabe, existem diversas técnicas para a análise do comportamento cíclico de séries temporais de natureza econômica. Dentre outras, destacam-se: método gráfico, método de média móvel e análise harmônica. Análise pioneira de ciclos na economia agrícola brasileira parece ser o estudo de PANIAGO (1963), referente a preços e produção de café, usando a técnica de médias móveis. Exemplos mais recentes de uso do método gráfico e da análise harmônica, aplicados à análise da ocorrência de secas na Região Nordeste do País e às análises de preços de laranja e de boi, são os de GIRARDI e TEIXEIRA (1978), CAVALCANTI (1978) e GARCIA (1981), respectivamente.

A maioria dessas técnicas apresenta algumas desvantagens, em relação à AAE, como se discute a seguir. HOWREY (1968) e GRIFFITH (1977), por exemplo, mostraram que o método da média móvel pode conduzir à superestimação da amplitude dos ciclos, nas séries pré-filtradas. Este viés pode chegar a ser

de duas a três vezes maior do que o verdadeiro ciclo, mais amplo, da série original. NERLOVE (1964) observou que os processos tradicionais de ajuste sazonal também apresentou problemas de confiabilidade dos resultados obtidos. Os métodos gráficos apresentam os problemas da subjetividade, tanto na seleção dos pontos extremos da série como na determinação de relações entre séries.

Os métodos de AAE e AEC, além de não apresentarem tais problemas, são as técnicas mais precisas e sofisticadas atualmente disponíveis, do ponto de vista estatístico (GRIFFITH, 1975). Além dessas características, AAE e AEC possibilitam determinar as relações entre pares de variáveis e a descrição, bastante precisa, dos ciclos econômicos. Outras vantagens da AAE e da AEC são as de adicionar rigor matemático e de oferecer maior poder de generalização e, assim, proporcionar avanço científico considerável, em relação aos métodos mais tradicionais. Além disso, a AAE e AEC são maneiras mais flexíveis de decomposição de processos em seus vários componentes (GRANGER e HATANAKA, 1966).

O método de AAE decompõe uma série de tempo em componentes de tendência, ciclo, sazonalidade e componente aleatório. Este método baseia-se no princípio de decomposição de cada série estacionária em seus diferentes componentes, não correlacionados entre si, de modo que cada um deles é associado com diferentes períodos e frequências (RAUSSER e CARGILL, 1970). Por meio de simples exame do espectro estimado podem-se determinar, com precisão, a periodicidade e o domínio das flutuações cíclicas em diferentes frequências. Por exemplo, se o espectro apresenta, claramente, um pico de frequência específica, isso indica que a frequência, ou as frequências, na sua vizinhança é de especial importância na explicação da variância total da série, ou seja, indica que determinado ciclo ocorre nessa frequência.

O método de AEC é usado na determinação de relações de

linearidade, fase e amplitude entre pares de séries, mediante estimação dos seguintes parâmetros: (a) coerência (*coherence*), que indica a parcela da variância da série da saída (*output*) em determinada frequência, explicada pelas variações do mesmo componente de frequência da série de entrada (*input*); (b) ganho (*gain*), que indica o número pelo qual a amplitude das séries de entrada deve ser multiplicada, para gerar os valores das séries de saída em dada frequência, e (c) fase (*phase*), que mede a diferença de tempo entre a série de saída e a série de entrada em termos de radianos.

Com base nesses parâmetros, diferentes pares de séries podem ser analisados na dimensão de tempo ou em outra qualquer dimensão, de modo simultâneo. Existem estatísticas desenvolvidas com o objetivo de testar hipóteses referentes aos estimadores da AAE e da AEC. Nota-se, contudo, que esses testes exigem o preenchimento das pressuposições de séries estacionárias (RAUSSER e CARGILL, 1970).

As séries temporais de natureza econômica podem ser sempre descritas por meio de uma soma de quatro componentes independentes (tendência, ciclo, sazonalidade e componente aleatório). Às vezes, pressupõe-se ser o processo multiplicativo, e, nesse caso, o somatório desses quatro componentes independentes, expresso em termos de transformações logarítmicas.

O componente de *tendência* representa mudanças progressivas que ocorrem nos fenômenos econômicos, ao longo de dado intervalo de tempo. A tendência emerge, inicialmente, como um nível de variações médias em torno das quais flutuam os demais componentes da série temporal, com diferentes graus de regularidade. A tendência também pode estar presente na magnitude das flutuações em torno desse nível médio e pode ser considerada como uma variação na estrutura de covariância.

O componente *cíclico* descreve os acréscimos e decrés-

cidos sucessivos, não-sazonais, que caracterizam a maioria dos processos de natureza econômica. Um fenômeno econômico pode conter mais de um tipo de ciclo e, por serem os ciclos superpostos, torna-se difícil observar cada ciclo mediante uma simples inspeção visual das séries de tempo. Enquanto esses ciclos exibem regularidade suficiente em seus respectivos períodos de oscilação, podem-se observar picos e concentrações de variância na vizinhança de suas frequências correspondentes. Quanto mais estreito for o ciclo, em relação à sua extensão, tanto mais regular e discernível ele será. A vantagem da AAE, nesse caso, é a de que cada ciclo é identificado separadamente, ao longo do eixo de frequências, e a superposição, no domínio do tempo, não cria qualquer problema para sua identificação.

O componente cíclico é sempre tão irregular que o espectro correspondente mostra apenas uma concentração de variância na amplitude de baixa frequência. Ausência de pico não significa ausência de fenômeno cíclico. Na verdade, todos os fenômenos autocorrelacionados, que apresentam covariância estacionária, são cíclicos, mas, muito freqüentemente, seu período de oscilação é bastante irregular. Presença de pico no espectro identifica ciclo razoavelmente regular, mas ausência de pico no espectro não exclui presença de ciclo irregular.

O componente *sazonal* representa o padrão regular observado dentro de cada ano, que é imposto ao fenômeno econômico por fatores climáticos e/ou institucionais. É consideravelmente mais regular, na aparência, do que o componente cíclico, e seu espectro apresenta picos e concentrações de variância em algumas ou em todas as frequências sazonais ($\pi_j/6$; $j = \pm 1, \pm 2, \dots, \pm$). É bastante comum a observação da variação lenta do caráter do componente sazonal de um para outro ano e, dessa forma, pode-se indicar presença de tendência ao longo do tempo. Nesse caso, as extensões dos picos indicam a taxa de variação dos elementos sazonais, em relação às

freqüências sazonais. Picos amplos e circulares (*rounded*) indicam que o padrão sazonal muda rapidamente, enquanto picos estreitos (*narrow*) implicam padrão de mudança relativamente mais lento. As variações nos padrões estacionais ou sazonais podem-se assemelhar à tendência, caso em que são indicados pelo componente estacionário da covariância.

O quarto elemento das séries temporais econômicas é o componente *aleatório*. Este componente não apresenta qualquer padrão regular em suas observações e apresenta um espectro uniforme. Isso é verdadeiro, uma vez que não predomina qualquer freqüência específica. Na medida em que dada freqüência o apresentasse, o componente aleatório mostraria alguma regularidade, o que, por definição, é impossível.

2.2. Séries Estacionárias e Séries de Fourier

A presença de tendências nos processos econômicos implica dependência temporal e, conseqüentemente, violação do pressuposto de estacionariedade.

Visto que, nas séries estacionárias, o componente de tendência nunca está presente, ou foi removido, os valores dessas séries (y_1, y_2, \dots, y_n) flutuam em torno de um valor médio. Há, contudo, limitações sobre o conceito de estacionariedade empregado nos métodos de AAE e AEC. Em termos puramente intuitivos, tudo o que se exige, para esse tipo de análise, é que a série tenha média constante e que as flutuações em torno da média apresentem variância constante.

Diz-se que uma série estacionária é periódica, quando suas flutuações repetem-se a dado intervalo de tempo. O tempo necessário para que um ciclo se repita denomina-se *período* e é representado pela letra P . Por exemplo, se determinada série temporal é medida em meses e o intervalo de tempo entre os valores extremos (máximos ou mínimos) da série repe-

te-se a cada dez meses, diz-se que a série tem um período de dez meses, por ciclo. Assim, o período é medido em relação a unidades de tempo, por ciclo. Desse modo, uma série temporal pode apresentar período de P , $2P$, $3P$, etc. Em geral, uma série (y_t) é periódica, caso se possa escrever

$$y_t = y + cP; \text{ para } c = 1, 2, \dots, n. \quad (I)$$

A recíproca do período denomina-se *freqüência* da série e é simbolizada pela letra f . Assim, pode-se escrever

$$f = P^{-1}; \text{ para todo } P \neq 0. \quad (II)$$

A freqüência de uma série fornece informação sobre o número de repetições de cada ciclo, por unidade de tempo. A freqüência da série referida é de um décimo de ciclo, por mês. É importante considerar que uma série de tempo constante, como:

$$y_t = k, \quad (III)$$

é um caso especial de série periódica que apresenta freqüência nula, ou seja, o período de tempo de y_t é infinito, o que significa a ausência de ciclo na série.

Outro conceito importante na análise de séries temporais refere-se à *amplitude* (A). Por amplitude de uma série periódica estacionária entende-se a distância entre o valor médio da série e um dos valores extremos (superior ou inferior) dessa série.

Outro conceito importante, na análise de séries temporais estacionárias, é o conceito de *fase* (ϕ), que é a distância entre o valor máximo (pico) mais próximo e o ponto em que

o tempo (t) é igual a zero.

A Figura 1 ilustra estes quatro conceitos para uma série temporal fictícia.

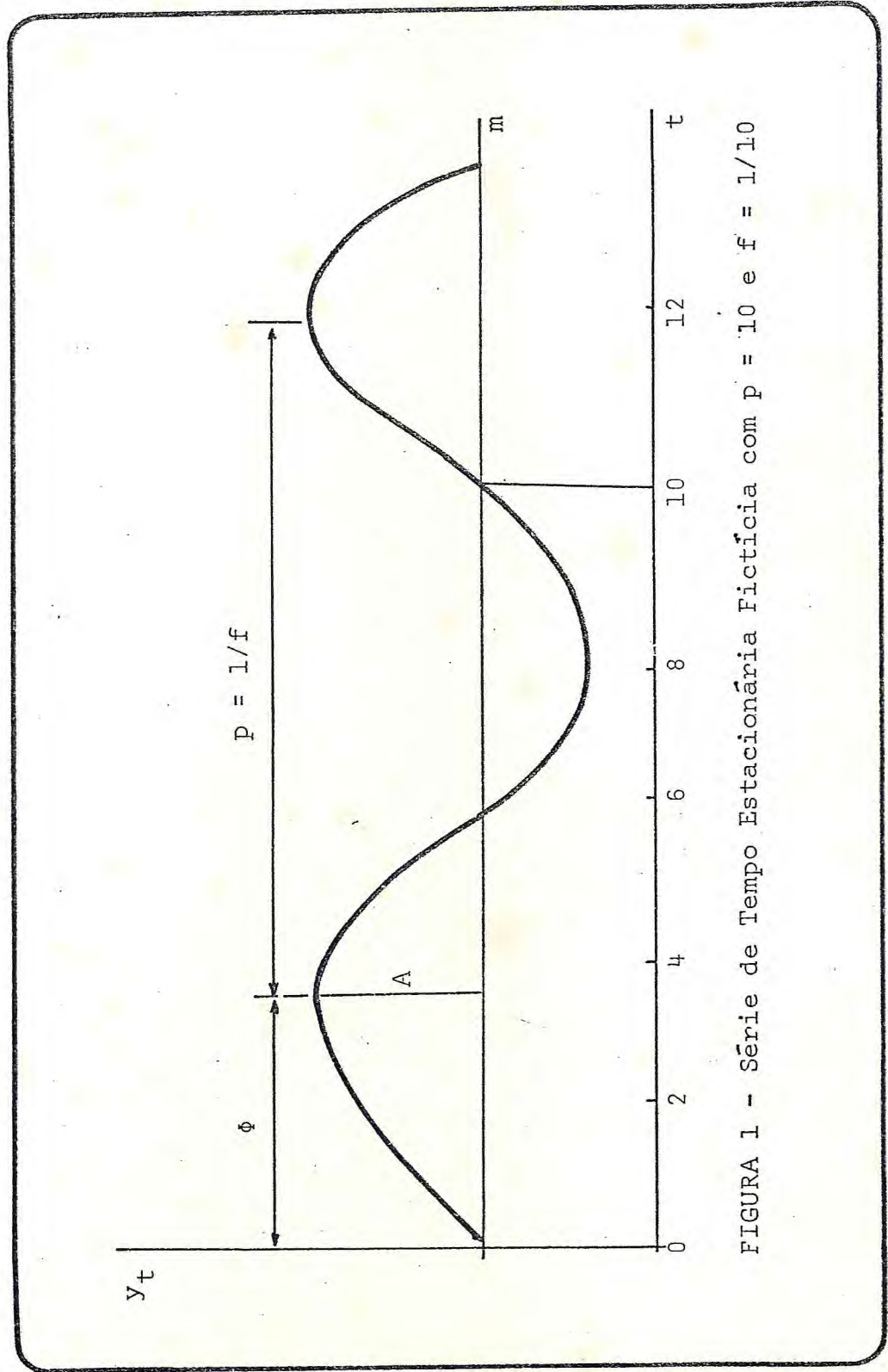
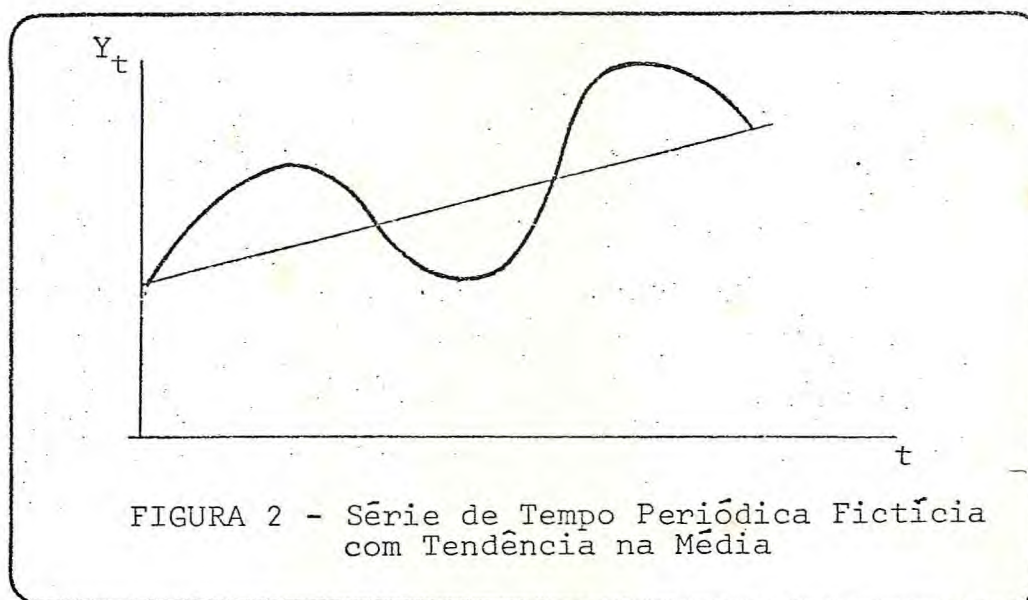


FIGURA 1 - Série de Tempo Estacionária Fictícia com $p = 10$ e $f = 1/10$

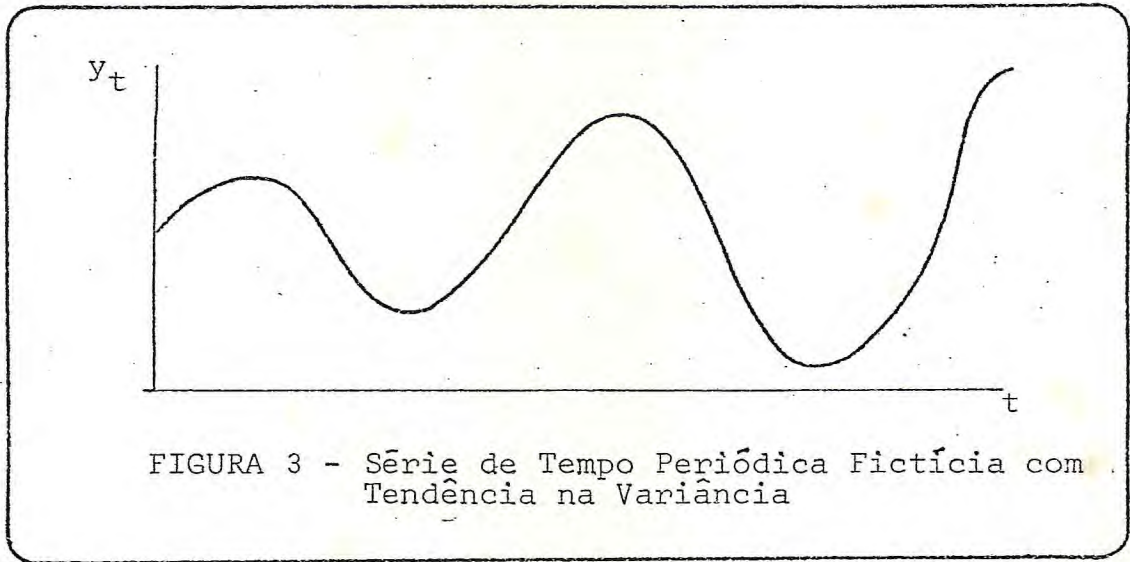
Uma série de tempo periódica pode oscilar em torno de um ponto médio crescente (ou decrescente). As séries temporais com essas características apresentam tendência na média. Na Figura 2, ilustra-se uma série temporal periódica fictícia, que apresenta tendência na média.



Por outro lado, a amplitude das séries periódicas pode apresentar acréscimos (ou decréscimos), ao longo do tempo. Essas séries apresentam tendência na variância. A Figura 3 ilustra uma série de tempo periódica fictícia com tendência na variância.

As séries de tempo periódicas, semelhantes à ilustrada na Figura 1, denominam-se estacionárias, ou seja, são séries que não apresentam tendência na média nem na variância.

Com base nos quatro conceitos definidos anteriormente, pode-se representar uma série de tempo periódica estacionária por meio da seguinte expressão matemática:



$$y_t = m + A \cos 2\pi f(t - \phi), \quad (IV)$$

em que m é o valor esperado da série, π é uma constante cujo valor é 3,1415927 e os demais elementos foram definidos anteriormente.

A formulação (IV) é conhecida como *representação harmônica*. O exemplo hipotético de série temporal periódica estacionária, ilustrado na Figura 1, pode ser representado pela equação (IV). Assim, quando $f = 0$, segue-se que $y = m + A$, uma vez que $\cos 0 = 1$.

Por conveniência, expressam-se as funções periódicas em termos de frequência angular (ω), que é medida em radianos, por unidade de tempo, da seguinte maneira:

$$\omega = 2\pi f; \quad \text{para } 0 \leq \omega \leq 2\pi \quad (V)$$

Substituindo a equação (V) na equação (IV) e rearranjando os termos, obtém-se a expressão:

$$y_t = m + A \cos (\omega_t - \theta), \quad (VI)$$

em que $\theta = 2\pi f\phi$.

No restante deste texto, a equação (VI) é a função periódica analisada, na qual m é a média de y_t ; f é a frequência; ω é a frequência angular, e ϕ é a fase.

A equação (VI) pode ser representada pelas funções seno e cosseno, eliminando-se o elemento fase. Lembrando das relações trigonométricas (Apêndice A) que

$$\cos(a - b) = \cos a \cos b + \sin a \sin b \quad (VII)$$

e aplicando este resultado à equação (VI), obtém-se:

$$A \cos(\omega_t - \theta) = A(\cos \omega_t \cos \theta + \sin \omega_t \sin \theta) \quad (VIII)$$

ou, de forma mais condensada,

$$A \cos(\omega_t - \theta) = \alpha \cos \omega_t + \beta \sin \omega_t, \quad (IX)$$

na qual

$$\alpha = A \cos \theta; \text{ e} \quad (X)$$

$$\beta = A \sin \theta. \quad (XI)$$

Substituindo (IX) em (VI), chega-se à expressão:

$$y_t = m + \alpha \cos w_t + \beta \sin w_t. \quad (\text{XII})$$

Elevando ao quadrado ambos os membros das equações (X) e (XI) e somando os resultados, membro a membro, obtêm-se:

$$\alpha^2 + \beta^2 = A^2 (\cos^2 \theta + \sin^2 \theta). \quad (\text{XIII})$$

Sabendo que $\cos^2 \theta + \sin^2 \theta = 1$, chega-se à equação:

$$A^2 = \alpha^2 + \beta^2. \quad (\text{XIV})$$

Por outro lado, dividindo a equação (XI) pela equação (X), obtêm-se:

$$\frac{\beta}{\alpha} = \frac{\sin \theta}{\cos \theta}, \quad (\text{XV})$$

que também é uma relação trigonométrica conhecida:

$$\frac{\sin \theta}{\cos \theta} = \operatorname{tg} \theta. \quad (\text{XVI})$$

Assim sendo, pode-se escrever:

$$\frac{\beta}{\alpha} = \operatorname{tg} \theta \quad (\text{XVII})$$

ou, de modo semelhante,

$$\operatorname{arc} \operatorname{tg} \frac{\beta}{\alpha} = \theta. \quad (\text{XVIII})$$

Estas expressões são válidas para cada uma das séries temporais periódicas.

Um modelo de séries temporais estacionárias é constituído pelo somatório de infinitas séries temporais periódicas. Assim, é possível fazer-se a seguinte extensão:

$$y_t = m + \sum_{i=1}^{\infty} A_i \cos(\omega_i t - \theta_i), \quad (\text{XIX})$$

na qual $0 \leq \omega_i \leq 2\pi$, e o subíndice i se refere à i -ésima série temporal periódica.

De modo alternativo, pode-se expressar a equação (XIX) da seguinte forma:

$$y_t = m + \sum_{i=1}^{\infty} \alpha_i \cos \omega_i t + \sum_{i=1}^{\infty} \beta_i \text{sen } \omega_i t. \quad (\text{XX})$$

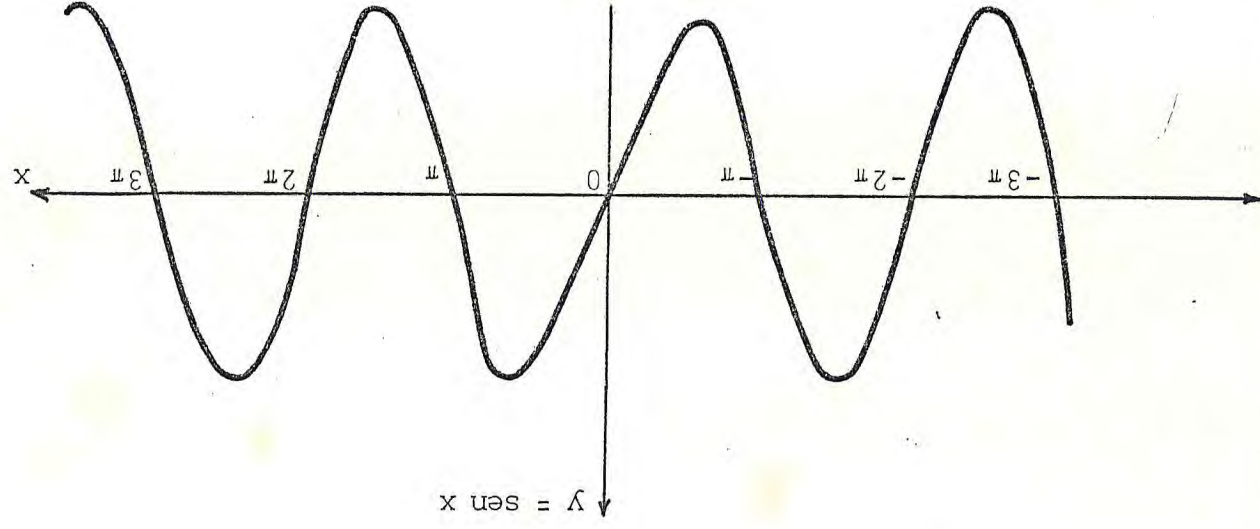
Cada um dos coeficientes A_i 's da equação (XIX) relaciona-se com os α_i 's e β_i 's da equação (XX), na forma que se segue:

$$A_i^2 = \alpha_i^2 + \beta_i^2; \quad \text{e} \quad \theta_i = \text{arc tg } \frac{\beta_i}{\alpha_i}.$$

Pode-se demonstrar que qualquer série temporal estacionária pode ser aproximada por infinitas séries de seno e cosseno (*vide* série de Taylor). Essa decomposição é conhecida como *série de Fourier* (KAPLAN, 1972).

As funções trigonométricas $y = \cos x$ e $y = \text{sen } x$ apresentam oscilações regulares de duração igual a 2π . Estas duas funções são periódicas, com período igual a 2π , e são iguais, exceto em suas *fases* ou na escolha da origem. Uma função é defasada da outra de exatamente $\pi/2$. As Figuras 4 e 5 ilus-

FIGURA 5 - Função Seno



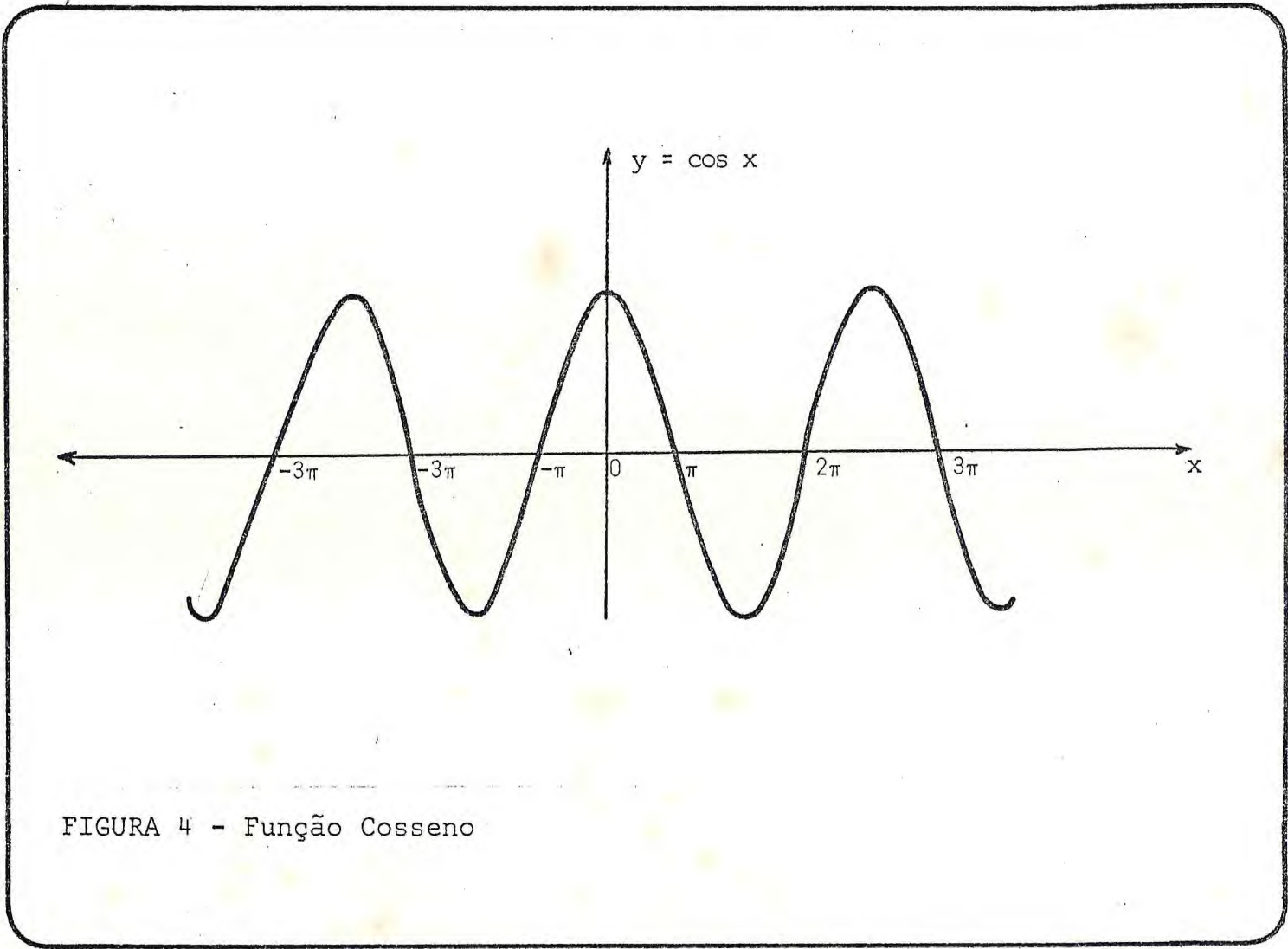


FIGURA 4 - Função Cosseno

tram estes dois tipos de funções.

Com base nas relações trigonométricas elementares apresentadas no Apêndice A evidencia-se que a função seno pode ser derivada da função cosseno e vice-versa. Assim, pode-se escrever:

$$\text{sen } \theta = \text{cos}(\pi/2 - \theta); \text{ e } \text{cos } \theta = \text{sen}(\pi/2 - \theta).$$

Em geral, prefere-se trabalhar com a função cosseno, uma vez que esta é simétrica, em relação aos valores positivos e negativos de x , e exibe pico quando $x = 0$.

É possível identificar nessas funções quatro dos conceitos fundamentais para os procedimentos de AAE e AEC, discutidos anteriormente. O primeiro desses conceitos é o de *período*, isto é, a extensão em que ocorre uma oscilação ou ciclo. No caso das funções seno e cosseno, o período é igual a 2π . O segundo conceito é o de *freqüência* das oscilações, que é o recíproco do *período*. Nessas duas funções, a freqüência é de $0,5\pi^{-1}$ ciclo por unidade de tempo. O terceiro conceito é o de *amplitude*, ou seja, a altura dos picos e cavas das oscilações, medida no eixo das flutuações (ou seja, quando $y = 0$). O quarto conceito é o de *fase* da oscilação ou ciclo, indicado pelo valor de x , em que a função exibe um pico. Na função seno, o ângulo fase tem valor igual a $\pi/2$ e na função cosseno o ângulo fase tem valor igual a zero.

A função sinuosa geral, que identifica cada um dos conceitos discutidos acima com um parâmetro específico, pode ser descrita da seguinte maneira:

$$y = A \text{cos}(kx + \theta). \quad (\text{XXI})$$

Na equação (XXI) o período é dado por $(2\pi/k)$; a freqüência é

dada por $(k/2\pi)$; a amplitude é identificada por A ; a fase é determinada por θ e k e, nesse caso, θ atua como deslocador da função. Uma vez que o máximo valor assumido pela função cosseno é igual à unidade, e este máximo é atingido quando o ângulo é nulo, a função (XXI) atinge seu máximo quando $kx + \theta = 0$ ou quando

$$x = -\frac{\theta}{k} \dots \quad (XXII)$$

Assim sendo, a fase para esta função é, na realidade, $(-\theta/k)$, e θ é geralmente denominado como *ângulo-fase*. Existem algumas variantes interessantes da equação (XXI) e, dentre estas, a mais relevante, para a presente pesquisa, é a série de Fourier, discutida mais adiante.

O segmento da análise matemática que trata das séries é de grande utilidade para o estudo dos métodos de AAE e AEC. Especificamente, as séries de Fourier apresentam grande relevância para a discussão desses métodos, razão pela qual se rão descritas com maior riqueza de minúcia, procurando-se enfatizar os aspectos mais estreitamente vinculados à AAE e AEC.

Uma série trigonométrica pode ser apresentada da seguinte forma:

$$\begin{aligned} & \frac{1}{2} a_0 + a_1 \cos x + b_1 \operatorname{sen} x + a_2 \cos x + b_2 \operatorname{sen} x \\ & + \dots + a_n \cos nx + b_n \operatorname{sen} nx + \dots, \quad (XXIII) \end{aligned}$$

na qual os coeficientes a_i e b_i ($i = 1, \dots, n, \dots$) são constantes e cada um dos termos apresenta a propriedade de se repetir em intervalos iguais a 2π , ou seja:

$$\cos(x + 2\pi) = \cos x, \quad \text{sen}(x + 2\pi) = \text{sen } x, \quad \dots$$

$$\cos [n(x + 2\pi)] = \cos(nx + 2n\pi) = \cos nx, \quad \dots \quad (\text{XXIV})$$

Observa-se, portanto, que, quando a expressão (XXIII) converge (para todos os x), o mesmo ocorre com sua soma $f(x)$, ou seja:

$$f(x) = f(x + 2\pi). \quad (\text{XXV})$$

Nesse caso, diz-se que a função tem período igual a 2π . De modo geral, pode-se dizer que uma função como

$$f(x + P) = f(x), \quad (\text{XXVI})$$

na qual $P \neq 0$ para todos os x , é periódica, com período P . Lembra-se que $\cos 2x$ apresenta períodos de 2π e π e, de modo geral, $\cos nx$ e $\text{sen } nx$ apresentam período igual a $2\pi/n$.

Se $f(x)$ apresenta período P , então a substituição de x por $P \cdot t/2\pi$, ou seja, $x = P \cdot t/2\pi$, transforma $f(x)$ numa função de t , que tem período 2π , uma vez que, quando t aumenta de 2π , x aumenta de P .

É possível demonstrar que qualquer função periódica de x que satisfaça determinadas condições específicas pode ser representada pela expressão (XXV), ou seja, como uma série trigonométrica.

Admitindo que uma função periódica $f(x)$ apresente-se como somatório de uma série trigonométrica semelhante à descrita pela expressão (XXV), isto é

$$f(x) = \frac{a_0}{2} + \sum_{n=1}^{\infty} (a_n \cos nx + b_n \text{sen } nx), \quad (\text{XXVII})$$

tem-se que a expressão (XXVIII) representa uma série de Fourier, desde que os coeficientes a_n e b_n satisfaçam a algumas condições. Para chegar a estas condições, é necessário fazer algumas manipulações algébricas na equação (XXVII).

Multiplicando (XXVII) por $\cos mx$ e integrando a função resultante no intervalo $[-\pi; \pi]$, tem-se:

$$\begin{aligned} & \int_{-\pi}^{\pi} f(x) \cos mx \, dx = \\ & = \int_{-\pi}^{\pi} \left[\frac{a_0}{2} \cos mx + \sum_{n=1}^{\infty} (a_n \cos nx \cos mx + \right. \\ & \quad \left. + b_n \operatorname{sen} nx \cos mx) \right] dx . \end{aligned} \tag{XXVIII}$$

Aplicando as propriedades do cálculo integral em (XXVIII), obtém-se:

$$\begin{aligned} & \int_{-\pi}^{\pi} f(x) \cos mx \, dx = \frac{a_0}{2} \int_{-\pi}^{\pi} \cos mx \, dx + \\ & \sum_{n=1}^{\infty} \left\{ a_n \int_{-\pi}^{\pi} \cos nx \cos mx \, dx + \right. \\ & \left. + b_n \int_{-\pi}^{\pi} \operatorname{sen} nx \cos mx \, dx \right\} . \end{aligned} \tag{XXIX}$$

As integrais do lado direito da equação (XXIX) são facilmente calculadas, utilizando o conhecimento das integrais de funções trigonométricas (Apêndice A). Assim, lembrando que:

$$\int_{-\pi}^{\pi} \cos nx \cos mx dx = \begin{cases} 0, & n \neq m \\ \pi, & n = m \end{cases} \quad (\text{XXX})$$

e que $\int_{-\pi}^{\pi} \sin nx \cos mx dx = 0$, para todo n, m .

Portanto, se $m = 0$, todos os termos do lado direito da equação (XXIX) são nulos, com exceção do primeiro. Tem-se, por conseguinte, que:

$$\int_{-\pi}^{\pi} f(x) dx = \pi \cdot a_0, \quad (\text{XXXI})$$

uma vez que $\cos mx = \cos 0 = 1$.

Na equação (XXIX), usando os resultados das equações (XXX), apenas o termo a_m proporciona resultado diferente de zero. Assim sendo, pode-se escrever:

$$\int_{-\pi}^{\pi} f(x) \cos mx dx = \pi \cdot a_m, \quad m = 1, 2, \dots \quad (\text{XXXII})$$

Donde se conclui que

$$a_m = \pi^{-1} \int_{-\pi}^{\pi} f(x) \cos mx dx, \quad (\text{XXXIII})$$

ou, de modo semelhante, que

$$a_n = \pi^{-1} \int_{-\pi}^{\pi} f(x) \cos nx dx. \quad (\text{XXXIV})$$

Empregando o mesmo artifício de multiplicação de $f(x)$ nas equações (XXVII), por $\text{sen } mx$, obtêm-se:

$$b_n = \pi^{-1} \int_{-\pi}^{\pi} f(x) \text{sen } nx \, dx. \quad (\text{XXXV})$$

As equações (XXXIV) e (XXXV) constituem as condições fundamentais para que os coeficientes (a_n e b_n) pertençam a uma série de Fourier. Assim, pode-se definir uma série de Fourier da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \frac{1}{2} a_0 + a_1 \cos x + b_1 \text{sen } x + a_2 \cos 2x + b_2 \text{sen } 2x + \\ + \dots + a_n \cos nx + b_n \text{sen } nx, \end{aligned} \quad (\text{XXXVI})$$

em que os coeficientes a_n 's e b_n 's satisfazem às condições estabelecidas pelas equações (XXXIV) e (XXXV).

Nas AAE e AEC, a série de Fourier apresenta ligeira variação, em relação à formulação apresentada na expressão (XXXVI). A série de Fourier empregada nas AAE e AEC apresenta a seguinte formulação:

$$y_t = m + \sum_{i=1}^{\infty} \alpha_i \cos w_{it} + \sum_{i=1}^{\infty} \beta_i \text{sen } w_{it}, \quad (\text{XXXVII})$$

ou, de maneira análoga:

$$y_t = m + \sum_{i=1}^{\infty} A_i \cos(w_{it} - \theta_i), \quad (\text{XXXVIII})$$

em que $0 \leq w_i \leq 2\pi$.

Tal como discutido anteriormente, cada um dos coeficientes A_i , bem como o ângulo θ_i , é relacionado com os α_i 's e β_i 's, por meio das equações:

$$A_i^2 = \alpha_i^2 + \beta_i^2; \quad \text{para todo } i, \quad (\text{XXXIX})$$

e

$$\theta_i = \text{arc tg } \frac{\beta_i}{\alpha_i}; \quad \text{para todo } i. \quad (\text{XL})$$

Supondo que uma série temporal possa ser representada pela equação (XXIX) ou pela equação (XXX), cada componente dos somatórios existentes nestas equações constitui uma função periódica e pode ser identificado pela frequência angular w_i . Assim, caso se disponha de uma série de tempo observada, ela necessariamente terá de ser finita, e não se pode estimar o número infinito de parâmetros estabelecido nas equações (XXXVII) e (XXXVIII).

Admitindo ser a série temporal constituída de n observações da variável y_i ($i = 1, 2, \dots, n$), pode-se estimar, no máximo, n parâmetros para a equação (XXXVIII). Contudo, antes de se especificar o modelo com um número finito de observações, vale destacar dois pontos importantes: (a) se o intervalo da realização é alguma unidade de tempo (um ano, por exemplo), além da média, o maior período (às vezes chamado *período mais lento*) da curva cossenóide passível de observação é um período de N meses (no exemplo dado, 12 meses), isto é, com frequência angular $2\pi/N$. Em outros termos, um ciclo só pode repetir-se no mínimo uma vez, no período N . Por outro lado, o menor período (também chamado *período mais rápido*) que pode ser observado para a curva cossenóide é um período de dois meses, uma vez que são necessários pelo menos dois meses para a cossenóide completar um ciclo. Portanto, o ciclo mais rápido que pode ser observado tem frequência

angular de $2\pi/2 = \pi$ radianos, por mês, e (b) supondo-se que N seja um número par, isto é, $N = 2n$. Então, a frequência angular, para a i -ésima onda, é dada por:

$$w_i = \frac{2\pi i}{N}; \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (\text{XLI})$$

Quando $i = 1$, $w_i = 2\pi/N$, que é a curva cossenóide mais lenta, passível de observação. Quando $i = n$, $w_i = 2\pi/n = \pi$ (lembrando-se que $n = N/2$), que é a curva cossenóide mais rápida, passível de observação.

Quando $i = 0$, $w_0 = 0$, e a onda que tem frequência nula representa o valor da média da série de tempo. Dessa maneira, pode-se expressar a equação (XXXVII) da seguinte forma:

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha_i \cos w_{it} + \sum_{i=0}^{\infty} \beta_i \text{sen } w_{it}. \quad (\text{XLII})$$

com $w_0 = 0$, lembrando-se que $w_{0t} = 0$ e que $\cos w_{0t} = 1$.

O valor médio m é calculado por meio de:

$$m = \alpha_0 \cos w_{0t} = \alpha_0. \quad (\text{XLIII})$$

Tendo em vista essas informações, pode-se expressar a equação (XXXVIII) para uma série de tamanho finito:

$$y_t = m + \sum_{i=1}^n A_i \cos(w_{it} - \theta_i) \quad (\text{XLIV})$$

ou, de modo semelhante, pode-se expressar a equação (XXXVII), para uma série finita:

$$y_t = m + \sum_{i=1}^n \alpha_i \cos w_{it} + \sum_{i=1}^n \beta_i \text{sen } w_{it}. \quad (\text{XLV})$$

Os parâmetros da equação (XLIV) são m , A_i e θ_i . Na equação (XLV) os parâmetros são m , α_i e β_i . Mostrou-se, anteriormente, que:

$$A \cos(w_t - \theta) = A \cos w_t \cos \theta + \text{sen } w_t \text{ sen } \theta,$$

mas, sabe-se que $\text{sen } w_{nt} = \text{sen } \pi_t = 0$, donde se demonstram os resultados das equações (XLIV) e (XLV).

Analisando as duas últimas equações, observa-se que, aparentemente, elas apresentam número de parâmetros a ser estimados maior do que o número de observações (N). Na realidade, existem N parâmetros nas duas equações, ao invés de $N + 1$, como se poderia supor. Uma vez que $w_n = \pi$, o n -ésimo componente da equação (XLIV) é:

$$A_n \cos(w_{nt} - \theta_n) = \alpha_n \cos w_{nt}. \quad (\text{LI})$$

Aplicando este resultado à equação (XLIV), obtêm-se:

$$y_t = m + \sum_{i=1}^n A_i \cos(w_{it} - \theta_i) + \alpha_n \cos w_{nt}. \quad (\text{LII})$$

ou, de modo análogo, rearranjando a equação (XLV), chega-se à expressão

$$y_t = m + \sum_{i=1}^n \alpha_i \cos w_{it} + \sum_{i=1}^n \beta_i \text{sen } w_{it}, \quad (\text{LIII})$$

uma vez que $\text{sen } w_{nt} = \text{sen } \pi_t = 0$. Assim, tem-se, na realidade, N parâmetros por estimar, tanto na equação (LII), como na equação (LIII). Na primeira equação, os parâmetros são m , $(n - 1) A_i$, $(n - 1) \theta_i$ e α_n . Na segunda equação, os parâmetros são m , $n \alpha_i$ e $(n - 1) \beta_i$.

Geralmente, incluí-se, explicitamente, na equação (XLIV) o ciclo de frequência nula. Supondo que se defina fase $\theta_0 = 0$, então pode-se redefinir a equação (XLIV), utilizando essa informação:

$$y_t = \sum_{i=0}^n A_i \cos(\omega_{it} - \theta_i), \quad (\text{LIV})$$

na qual a média m é igual à amplitude A_0 do ciclo, cuja frequência é zero, ou seja, $m = A_0$.

Aplicando este mesmo raciocínio, pode-se reescrever a equação (XLV) da seguinte maneira:

$$y_t = \sum_{i=0}^n \alpha_i \cos \omega_{it} + \sum_{i=0}^n \beta_i \sin \omega_{it}, \quad (\text{LV})$$

em que o valor médio m é igual a α_0 .

Relembrando que $\sin \omega_{nt} = 0$, verifica-se que o termo *mais rápido* da equação (LV) é igual a zero.

Fazendo uso das propriedades de ortogonalidade das funções seno e cosseno (Apêndice A), os estimadores dos parâmetros da equação (LV) podem ser obtidos da forma que se segue:

$$\hat{\alpha}_i = \begin{cases} 2/N \sum_{t=1}^N y_t \cos \omega_{it}; & \text{para } i = 1, 2, \dots, n-1; \\ 1/N \sum_{t=1}^N y_t \cos \omega_{it}; & \text{para } i = 0, n. \end{cases} \quad (\text{LVI})$$

e

$$\alpha_i = \begin{cases} 2/N \sum_{t=1}^N y_t \operatorname{sen} w_{it}; & \text{para } i = 1, 2, \dots, n-1 \\ 1/N \sum_{t=1}^N y_t \operatorname{sen} w_{it}; & \text{para } i = 0, n, \end{cases} \quad (\text{LVIII})$$

nas quais a frequência angular é dada por $w_i = 2\pi i / N$ (JOHNS-
TON, 1972).

Os estimadores de A_i e θ_i podem ser obtidos diretamente das equações:

$$A_i^2 = \alpha_i^2 + \beta_i^2 \quad (\text{LVIII})$$

e

$$\theta_i = \operatorname{arc} \operatorname{tg} \frac{\beta_i}{\alpha_i}. \quad (\text{LIX})$$

Extraíndo a raiz quadrada dos dois lados de (LVIII) e empregando os resultados obtidos em (LVI) e (LVII), obtêm-se:

$$\hat{A}_i = \sqrt{\hat{\alpha}_i^2 + \hat{\beta}_i^2}; \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (\text{LX})$$

e

$$\hat{\theta}_i = \operatorname{arc} \operatorname{tg} \frac{\hat{\beta}_i}{\hat{\alpha}_i}; \quad i = 1, 2, \dots, n.$$

Dois pontos que devem ser considerados na série temporal finita em estudo são os seguintes: (a) quando $i = 0$, isto implica que

$$\hat{\alpha} = m; \quad \hat{\alpha}_0 = N^{-1} \sum_{t=1}^N y_t = \bar{y}; \quad \text{e } \hat{\beta}_0 = 0;$$

uma vez que $\cos w_{0t} = 1$ e $\operatorname{sen} w_{0t} = 0$. A amplitude e a fase do ciclo que apresenta frequência zero são dadas por $A_0 = \hat{\alpha}_0$ e

$\hat{\theta}_0 = 0$, respectivamente; (b) quando $i = n$, os estimadores são obtidos da seguinte maneira:

$$\hat{\alpha}_n = N^{-1} \sum_{t=1}^N (-1)^{t-1} y_t; \quad (\text{LXI})$$

e $\hat{\beta}_n = 0$, uma vez que $\cos w_{nt} = (-1)^t$ e $\sin w_{nt} = 0$.

A amplitude e a fase do ciclo de n -ésima frequência são $\hat{A}_n = \hat{\alpha}_n$ e $\theta_n = 0$, respectivamente.

Fazendo manipulação algébrica simples na equação (LIII), ou seja, passando m para o primeiro membro da equação (lado esquerdo da equação), obtêm-se o modelo sob forma de desvios em torno da média. Assim, pode-se escrever:

$$y_t - m = \sum_{i=1}^n \hat{\alpha}_i \cos w_{it} + \sum_{i=1}^{n-1} \hat{\beta}_i \sin w_{it}, \quad (\text{LXII})$$

e os estimadores dos coeficientes, α_i e β_i , podem ser obtidos, utilizando o modelo na forma de desvios em torno da média de y . Assim, têm-se:

$$\hat{\alpha}_i = \begin{cases} 2/N \sum_{t=1}^N (y_t - \bar{y}) \cos w_{it}; & \text{para } i = 1, \dots, n-1; \\ 1/N \sum_{t=1}^N (y_t - \bar{y}) \cos w_{it}; & \text{para } i = n \end{cases} \quad (\text{LXIII})$$

e

$$\hat{\beta}_i = \begin{cases} 2/N \sum_{t=1}^N (y_t - \bar{y}) \sin w_{it}; & \text{para } i = 1, \dots, n-1; \\ 1/N \sum_{t=1}^N (y_t - \bar{y}) \sin w_{it}; & \text{para } i = n. \end{cases} \quad (\text{LXIV})$$

Uma propriedade importante das séries de Fourier é a de que seus coeficientes são estreitamente relacionados com a variância amostral da série. Utilizando a propriedade de ortogonalidade das funções seno e cosseno (Apêndice A), pode-se mostrar que a média da soma dos quadrados das N observações é dada por:

$$\sum_{t=1}^N N^{-1} y_t^2 = \hat{\alpha}_0^2 + 1/2 \sum_{i=1}^{n-1} (\hat{\alpha}_i^2 + \hat{\beta}_i^2) + \hat{\alpha}_n^2 \quad (\text{LXV})$$

ou, de modo semelhante:

$$\sum_{t=1}^N N^{-1} y_t^2 = \hat{A}_0^2 + 1/2 \sum_{i=1}^{n-1} \hat{A}_i^2 + \hat{A}_n^2, \quad (\text{LXVI})$$

uma vez que $\hat{\alpha}_0 = \hat{A}_0$; $\hat{\alpha}_n = \hat{A}_n$; $\hat{A}_i^2 = \hat{\alpha}_i^2 + \hat{\beta}_i^2$.

A expressão (LXV) e sua variante (LXVI) denominam-se quadrado médio ou poder médio (*average power*). Pode-se expressá-la, de modo alternativo, em forma de desvios em torno da média \bar{y} :

$$\sum_{t=1}^N N^{-1} y_t^2 = N^{-1} \sum_{t=1}^N (y_t - \bar{y})^2 = 1/2 \sum_{i=1}^{n-1} \hat{A}_i^2 + \hat{A}_n^2, \quad (\text{LXVII})$$

lembrando-se que $\hat{A}_0 = \bar{y}$.

Como se observa, a única diferença entre as equações (LXV) e (LXVIII) é a introdução de \bar{y} nesta última. Se a média da série for nula, então a variância da série, indicada pela equação (LXI), será igual ao quadrado médio.

Mostrou-se que a variância total das séries de tempo pode ser decomposta numa combinação linear dos quadrados das amplitudes de cada componente periódico. Portanto, a análise

da série de Fourier conduz a uma espécie de análise de variância amostral das séries temporais.

Mostra-se, assim, que existe uma relação entre a amplitude de uma série periódica e a variância dessa série, ou seja, quanto maior for a amplitude de uma série (y_t), que torna os seus valores maiores, maior será a amplitude de flutuações de y_t . Os valores $1/2 \hat{A}_i^2$, \hat{A}_0^2 e \hat{A}_n^2 são também conhecidos como *poder médio*, estimado na frequência angular ω_i . Plotando num gráfico bidimensional esses coeficientes e as frequências correspondentes, obtêm-se o *espectro linear de Fourier* ou *periodograma*. A Figura 6 ilustra o espectro linear de Fourier para uma série temporal fictícia.

2.3. Funções de Autocovariância e Autocorrelação

A função de autocovariância de uma série temporal estacionária (y_t), com média μ e variância σ^2 , é definida como:

$$\gamma(\tau) = E [(y_t - \mu)(y_{t+\tau} - \mu)]; \tau = 0, 1, 2, \dots \text{ (LXVIII)}$$

Observa-se, na expressão (LXVIII), que $\gamma(\tau)$ é definida apenas como função do valor defasado de τ , e não do ponto no tempo t .

A variância σ^2 de y_t é obtida, fazendo-se $\tau = 0$, e a função de autocorrelação é definida pela seguinte equação:

$$\rho_0 = \frac{\gamma(\tau)}{\gamma(0)}, \tau = 0, 1, 2, \dots \text{ (LXIX)}$$

Esta equação corresponde à definição usual de correlação simples entre y_t e $y_{t+\tau}$, na medida em que a série de tempo é estacionária. A definição convencional de correlação

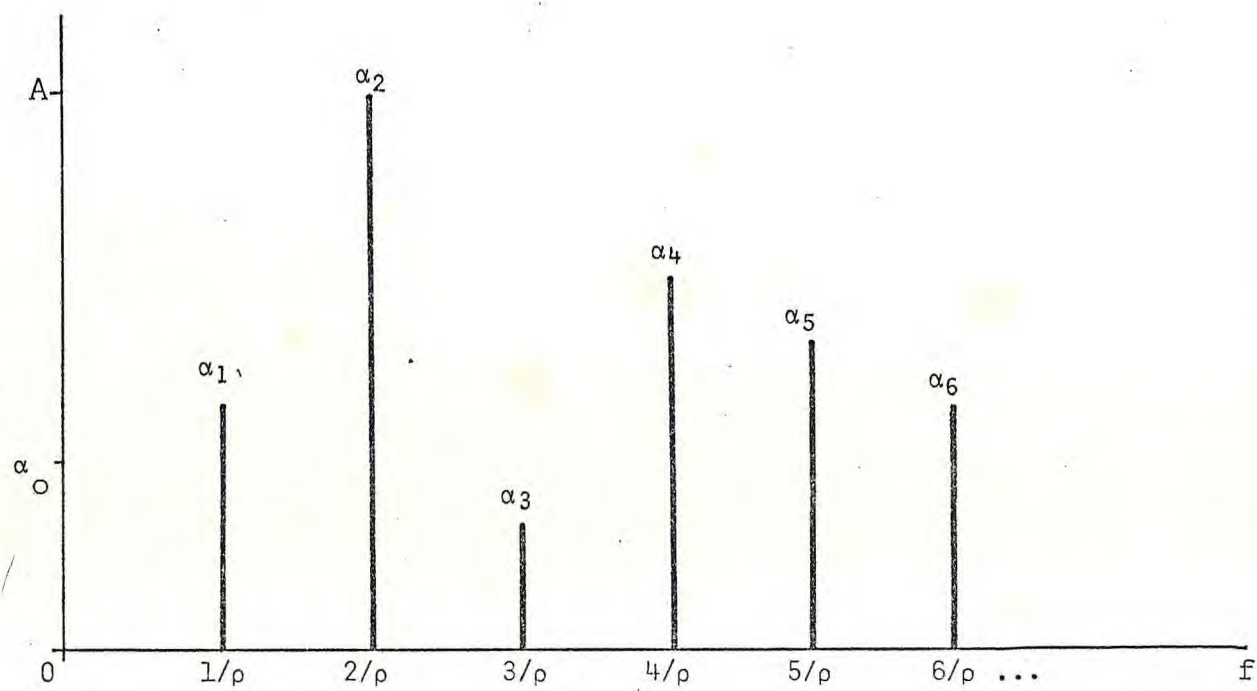


FIGURA 6 - Espectro de uma Série de Tempo Fictícia Estritamente Periódica

simples entre y_t e $y_{t+\tau}$ é dada por:

$$\rho(\tau) = \frac{\text{cov}(y_t, y_{t+\tau})}{\sqrt{\text{var}(y_t) \cdot \text{var}(y_{t+\tau})}}. \quad (\text{LXX})$$

Contudo, se a série de tempo for estacionária, obter-se-á $\text{var}(y_t) = \text{var}(y_{t+\tau}) = \gamma(0)$.

Dado que $\text{cov}(y_t, y_{t+\tau}) = \gamma(\tau)$, a equação (LXIX) é a indicada para estimar o coeficiente de correlação simples.

Para a realização de um processo estocástico a função de autocovariância é definida como:

$$C(\tau) = N^{-1} \sum_{t=1}^{N-\tau} (y_t - \bar{y})(y_{t+\tau} - \bar{y}) \quad (\text{LXXI})$$

Nesta expressão, observa-se que, quando $\tau = 0$,

$$C(0) = N^{-1} \sum_{t=1}^N (y_t - \bar{y})^2 \quad (\text{LXXII})$$

que é um estimador viesado da variância populacional σ^2 . Para correção de viés multiplica-se a equação anterior por $(N - \tau - 1)^{-1}$, isto é, pelo número de graus de liberdade, ao invés de multiplicar por N^{-1} .

A função de autocorrelação amostral é útil para interpretação das séries temporais. Se a série temporal for estritamente periódica, a função de autocorrelação amostral também será periódica. A função de autocorrelação também é útil, na medida em que proporciona uma visão do enfraquecimento da dependência na série temporal que aumenta a defasagem no tempo. Contudo, em geral, a função de autocorrelação é de interpretação difícil, uma vez que os valores vizi-

nhos dos coeficientes de autocorrelação não são independentes (JOHNSTON, 1972). Assim sendo, é bastante provável que a um coeficiente de autocorrelação positivo siga-se outro coeficiente de autocorrelação positivo. Este problema levou os analistas a preferirem estudar as séries temporais estritamente periódicas no domínio da frequência, já que os coeficientes da série de Fourier são ortogonais ou independentes.

Outro problema relacionado com a função de autocorrelação diz respeito ao número de defasagens (τ) usado na autocorrelação. Numa série de tamanho N , existem $N-1$ coeficientes de autocorrelação, passíveis de ser estimados, excluindo-se $\rho(0)$, que é sempre igual à unidade. Na medida em que o número de defasagens (τ) aproxima-se de $N-1$, diminui o número de observações em que se baseia o coeficiente de autocorrelação, e cada coeficiente estimado torna-se cada vez menor, quando comparado com coeficientes calculados com um menor número de defasagens. Por esse motivo, na medida em que aumenta o número de defasagens, cada coeficiente estimado torna-se menos confiável.

Se os coeficientes de autocorrelação forem calculados a partir de uma série de tempo aleatória ou ruído branco, os coeficientes de correlação tenderão a ser nulos, excetuando $\rho(0)$ que é sempre igual à unidade.

Considerando a hipótese de que os coeficientes de autocorrelação do processo sejam nulos, pode-se demonstrar que a distribuição dos $\kappa(\tau)$, estimadores dos $\rho(\tau)$, tende a ser normal, com média igual a zero e variância $1/N$, para grandes realizações. Assim sendo, o intervalo de confiança com $100(1 - \alpha)$ por cento de probabilidade fiducial, para determinado $\rho(\tau)$, é dado por:

$$P\left[\kappa(\tau) - \frac{z_{\alpha/2}}{\sqrt{N}} \leq \rho(\tau) \leq \kappa(\tau) + \frac{z_{\alpha/2}}{\sqrt{N}}\right] \geq 100(1 - \alpha), \quad (\text{LXXIII})$$

na qual $Z_{\alpha/2}$ é o valor esperado da normal padronizada.

Uma observação adicional sobre a função de autocorrelação é a de que ela é diretamente relacionada com o espectro linear de Fourier, como se demonstra a seguir.

Multiplicando os dois lados da equação (LVIII) por $1/2$, obtém-se a seguinte expressão para o poder médio da i -ésima onda:

$$1/2 \hat{A}_i^2 = 1/2 (\hat{\alpha}_i^2 + \hat{\beta}_i^2). \quad (\text{LXXIV})$$

Substituindo $\hat{\alpha}_i$ e $\hat{\beta}_i$ pelos valores dados nas equações (LVI) e (LVII), obtém-se:

$$\begin{aligned} 1/2 \hat{A}_i^2 = & 1/2 \left[2/N \sum_{t=1}^N (y_t - \bar{y}) \cos w_{it} \right]^2 + \\ & + 1/2 \left[2/N \sum_{t=1}^N (y_t - \bar{y}) \text{sen } w_{it} \right]^2 \end{aligned} \quad (\text{LXXV})$$

para $i = 1, 2, \dots, n-1$.

E o poder médio associado à n -ésima onda pode ser descrito da forma:

$$\hat{A}_n^2 = (\hat{\alpha}_n^2 + \hat{\beta}_n^2). \quad (\text{LXXVI})$$

ou, de modo semelhante,

$$\begin{aligned} \hat{A}_n^2 = & \left[1/N \sum_{t=1}^N (y_t - \bar{y}) \cos w_{it} \right]^2 + \\ & + \left[1/N \sum_{t=1}^N (y_t - \bar{y}) \text{sen } w_{it} \right]^2, \end{aligned} \quad (\text{LXXVII})$$

uma vez que $\hat{\beta}_n = 0$ e $\text{sen } w_{nt} = 0$. Rearranjando os termos da equação (LXXVII) por meio do uso dos conhecimentos de expansão matemática de uma variável, por exemplo:

$$\left(\sum_{t=1}^3 x_t \right)^2 = \sum_{t=1}^3 x_t^2 + 2 \sum_{k=1}^3 \sum_{t=1}^{3-k} x_t \cdot x_{t+k},$$

pode-se escrever :

$$\begin{aligned} 1/2 \hat{A}_i^2 &= 2/N^2 \left[\sum_{t=1}^N (y_t - \bar{y})^2 \cos^2 w_{it} + \right. \\ &+ 2 \sum_{\tau=1}^{N-1} \sum_{t=1}^{N-\tau} (y_t - \bar{y})(y_{t+\tau} - \bar{y}) \cos w_{it} \cos w_{i(t+\tau)} \left. \right] \\ &+ 2/N^2 \left[\sum_{t=1}^N (y_t - \bar{y})^2 \text{sen}^2 w_{it} + \right. \\ &+ 2 \sum_{\tau=1}^{N-1} \sum_{t=1}^{N-\tau} (y_t - \bar{y})(y_{t+\tau} - \bar{y}) \text{sen } w_{it} \text{sen } w_{i(t+\tau)} \left. \right]. \end{aligned}$$

Lembrando que $\cos^2 w_{it} + \text{sen}^2 w_{it} = 1$ e que

$$\cos w_{it} \cos w_{i(t+\tau)} + \text{sen } w_{it} \text{sen } w_{i(t+\tau)} = \cos w_{i\tau},$$

pode-se escrever:

$$\hat{A}_i^2 = 2/N^2 \left[\sum_{t=1}^N (y_t - \bar{y})^2 + 2 \sum_{\tau=1}^{N-1} \sum_{t=1}^{N-\tau} (y_t - \bar{y})(y_{t+\tau} - \bar{y}) \cdot \cos w_{i\tau} \right].$$

(LXXVIII)

Dividindo por N o primeiro termo dentro de colchetes da equação (LXXVIII), obtêm-se a variância amostral $C(0)$. Empregando a equação (LXXI), pode-se expressar o segundo termo dentro de colchetes da seguinte forma:

$$2N \sum_{\tau=1}^{N-1} C(\tau) \cos w_{i\tau} \quad (\text{LXXIX})$$

Utilizando estes resultados, a expressão final para $1/2 \hat{A}_i^2$ é dada por:

$$1/2 \hat{A}_i^2 = \left[2/N C(0) + 2 \sum_{\tau=1}^{N-1} C(\tau) \cos w_{i\tau} \right], \quad (\text{LXXX})$$

$$i = 1, 2, \dots, n-1.$$

De maneira análoga, o poder médio, para a frequência da n -ésima onda, é obtido por meio de:

$$\hat{A}_n^2 = 1/N \left[C(0) + 2 \sum_{\tau=1}^{N-1} C(\tau) \cos w_{i\tau} \right]. \quad (\text{LXXXI})$$

Esta forma final mostra como os coeficientes de Fourier e o poder médio ($\hat{A}_i^2/2$ e \hat{A}_n) podem ser obtidos a partir dos coeficientes de autocorrelação $C(\tau)$. Tecnicamente, os coeficientes de Fourier constituem os resultados de uma transformação de Fourier da função de autocovariância (NERLOVE, 1964; RAUSSER e CARGILL, 1970 e JOHNSTON, 1972). Assim sendo, o conhecimento da função de autocovariância implica o conhecimento dos coeficientes de Fourier e vice-versa.

Tal como demonstrado na equação (LXVII),

$$\sum_{t=1}^N N^{-1} y_t^2 = 1/2 \sum_{i=1}^{n-1} \hat{A}_i^2 + \hat{A}_n^2 \quad (\text{LXXXII})$$

constitui a variância amostral da série temporal y_t . Portanto, o poder médio relativo de cada frequência é dado por:

$$\frac{\hat{A}_i^2}{2 C(0)} \quad \text{e} \quad \frac{\hat{A}_n^2}{C(0)}$$

Lembrando que a função de autocorrelação da realização de um processo estocástico é dada por:

$$r(\tau) = \frac{C(\tau)}{C(0)}. \quad (\text{LXXXVIII})$$

Se ambos os lados das equações (LXXX) e (LXXXI) forem divididos por $C(0)$, obter-se-ão os seguintes resultados:

$$\frac{1/2 \hat{A}_i^2}{C(0)} = 2/N \left[1 + 2 \sum_{\tau=1}^{N-1} r(\tau) \cos w_i \tau \right]; \quad (\text{LXXXIV})$$

$$i = 1, 2, \dots, n-1.$$

e

$$\frac{\hat{A}_n^2}{C(0)} = N^{-1} \left[1 + 2 \sum_{\tau=1}^{N-1} r(\tau) \cos w_n \tau \right]. \quad (\text{LXXXV})$$

Conclui-se que o poder relativo médio estimado de qualquer frequência constitui uma transformação cossênica de Fourier da função de autocorrelação da realização do processo aleatório. O conhecimento de uma função conduz ao conhecimento da outra, o que leva à relação direta, referida anteriormente, entre a função de autocorrelação e o espectro linear de Fourier.

A vantagem de se utilizar o poder relativo médio, ao invés do poder médio, é que ele independe das unidades de medida, já que é calculado a partir do coeficiente de correlação, que é uma medida adimensional.

2.4. Teoria Subjacente à Estimação do Espectro

Suponha, inicialmente, que o processo gerador da série y_t seja normal, isto é, para qualquer número de observações n , os valores da função y_1, y_2, \dots, y_n apresentem distribuição multivariada normal. Se, além disso, o processo gerador for estacionário, tal como exigido, todas as médias serão idênticas e o mesmo acontecerá com as autocovariâncias para dado t . Para simplificação adicional supõe-se que o processo apresente médias iguais a zero em todos os t .

Sejam: $0 \leq \delta_1 \leq \delta_2 \leq \dots \leq \delta_n \leq \pi$ frequências discretas e A_i e B_i , $i = 1, 2, \dots, N$, NID $(0; \sigma_i^2)$, ou seja:

$$E(A_i A_j) = E(B_i B_j) = \begin{cases} \sigma_i^2 & \text{se } i = j, \quad i, j = 1, 2, \dots, N \\ 0 & i \neq j \end{cases} \quad (\text{LXXXVI})$$

$$E(A_i B_j) = 0; \quad i, j = 1, 2, \dots, N.$$

Então, a série temporal

$$y_t = \sum_{i=1}^N \left[A_i \cos(\delta_i t) + B_i \sin(\delta_i t) \right] \quad (\text{LXXXVII})$$

constitui um processo gaussiano estacionário, com média zero (NERLOVE, 1964).

Como y_t é uma combinação linear de variáveis com distribuição normal, também tem distribuição normal. Na verdade, as variáveis $y(t)$, $t = 1, 2, \dots, n$ apresentam distribuição normal multivariada, com médias zero. Prova-se, em seguida, que o processo é estacionário, ou seja, que

$E[y(t) y(t+\tau)]$ depende apenas de τ e não do tempo t . Empre-

gando as equações (LXXXVI) e (LXXXVII) e desenvolvendo os resultados, utilizando as identidades trigonométricas fundamentais (Apêndice A), tem-se:

$$\begin{aligned}
 E \left[y(t) y(t+\tau) \right] &= E \left\{ \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N A_i A_j \cos \delta_{it} \cos \delta_{j(t+\tau)} \right. \\
 &\quad + A_i B_j \cos \delta_{it} \sin \delta_{j(t+\tau)} \\
 &\quad + A_j B_i \cos \delta_{j(t+\tau)} \sin \delta_{it} \\
 &\quad \left. + B_i B_j \sin \delta_{it} \sin \delta_{j(t+\tau)} \right\} \quad (\text{LXXXVIII})
 \end{aligned}$$

ou, ainda,

$$\begin{aligned}
 E \left[y(t) y(t+\tau) \right] &= \sum_{i=1}^N \sigma_i^2 \left[\cos \delta_{it} \cos \delta_{i(t+\tau)} \right. \\
 &\quad \left. + \sin \delta_{it} \sin \delta_{i(t+\tau)} \right]
 \end{aligned}$$

e, finalmente,

$$E \left[y(t) y(t+\tau) \right] = \gamma(\tau) = \sum_{i=1}^N \sigma_i^2 \cos(\delta_{i\tau}). \quad (\text{LXXXIX})$$

Demonstra-se, portanto, que o processo $y(t)$ é estacionário, com a função de autocovariância dada pela função $\gamma(\tau)$, cuja expressão é dada pela equação (LXXXIX).

Além de provar que a série $y(t)$ é estacionária, a equação (LXXXIX) apresenta outro resultado relevante para a

presente pesquisa. Os resultados obtidos representam a série no domínio da frequência, como é requerido pelas análises.

Considere-se a seguinte integral:

$$\begin{aligned} & \pi^{-1} \int_{-\pi}^{\pi} \gamma(\tau) \cos(\delta_{j\tau}) d\tau = \\ & = \pi^{-1} \int_{-\pi}^{\pi} \left\{ \sum_{i=1}^N \sigma_{\lambda}^2 \cos(\delta_{i\tau}) \cos(\delta_{j\tau}) \right\} d\tau = \\ & = \pi^{-1} \sum_{j=1}^N \sigma_{\lambda}^2 \int_{-\pi}^{\pi} \cos(\delta_{i\tau}) \cos(\delta_{j\tau}) d\tau \quad (\text{XC}) \end{aligned}$$

e, finalmente, chega-se a:

$$\pi^{-1} \int_{-\pi}^{\pi} \gamma(\tau) \cos(\delta_{j\tau}) d\tau = \pi^{-1} \sum_{i=1}^N \sigma_{\lambda}^2 \pi = \pi \quad (\text{XCI})$$

para $\delta_i = \delta_j$, e

$$\pi^{-1} \int_{-\pi}^{\pi} \gamma(\tau) \cos(\delta_{j\tau}) d\tau = \pi^{-1} \sum_{i=1}^N \sigma_{\lambda}^2 = 0 \quad (\text{XCII})$$

para $\delta_i \neq \delta_j$. Assim, tem-se que:

$$\gamma(\tau) = \sum_{i=1}^N \sigma_{\lambda}^2 \cos(\delta_{i\tau}) \quad (\text{XCIII})$$

e, pode-se representar σ_{λ}^2 por meio de:

$$\sigma_{\lambda}^2 = \pi^{-1} \int_{-\pi}^{\pi} \gamma(\tau) \cos(\delta_{\lambda}\tau) d\tau \quad (\text{XCIV})$$

ou,

$$\sigma_{\lambda}^2 = 2\pi^{-1} \int_{-\pi}^{\pi} \gamma(\tau) \cos(\delta_{\lambda}\tau) d\tau \quad (\text{XCV})$$

que são os pares da transformação de Fourier (Apêndice B). As equações (XCIV) e (XCV) constituem o espectro da série, associado com a i -ésima frequência, isto é, a transformação cossênica de Fourier da função de autocovariância. De modo similar, a função de autocovariância é a transformação cosse nóide do espectro.

Dada a pressuposição de que o processo $y(t)$ segue um padrão gaussiano, cada $\gamma(\tau)$, ou σ_{λ}^2 , $i = 1, 2, \dots, N$, proporciona uma descrição probabilística completa do processo. Assim, a função de autocovariância descreve a lei probabilística, em termos do domínio do tempo, e o espectro descreve a lei probabilística, em termos do domínio da frequência. Assim, quando os coeficientes A_i e B_i não apresentam distribuição normal, $y(t)$ não segue um processo gaussiano, mas, mesmo nestes casos, é possível demonstrar que os resultados anteriores prevalecem (GRANGER e HATANAKA, 1966, FISHMAN, 1969, KOOPMANS, 1974). Isto é, pode-se demonstrar que, para qualquer processo estacionário estocástico, uma função representativa do espectro sobre todas as frequências, agora denominada poder espectral (*spectral power*) ou função de densidade espectral (*spectral density function*), e a função de autocovariância são pares da transformação de Fourier e, dessa forma, uma pode ser derivada da outra (NERLOVE, 1964). Em razão de a densidade espectral apresentar propriedades bastante similares às conhecidas distribuições probabilísticas, é conveniente obtê-la não somente com o objetivo de examinar o processo estocástico no domínio de frequência, mas também para testes de hipóteses que envolvam estimadores dos parâmetros

da função.

Considere-se, novamente, a série de tempo geral, $y(t)$, de dimensão finita, n . Esta série pode ser obtida por meio de séries de Fourier finitas. Ou seja, pode-se escrever que:

$$y_{t(n)} = \sum_{j=0}^n a_j \cos \lambda_j t + \sum_{j=1}^n b_j \operatorname{sen} \lambda_j t, \quad (\text{XCVI})$$

na qual $\lambda_j = 2\pi_j/n$.

Fazendo $n \rightarrow \infty$ e, dessa forma, $(\lambda_{j+1} - \lambda_j) \rightarrow 0$, observa-se que essa série pode ser expressa da seguinte maneira:

$$y(t) = \int_0^{\infty} \cos \lambda t a(\lambda) d\lambda + \int_0^{\infty} \operatorname{sen} \lambda t b(\lambda) d\lambda. \quad (\text{XCVII})$$

Se, por outro lado, $y(t)$ apresenta elemento periódico de período M e, portanto, frequência $\lambda_1 = 2\pi/M$, $a(\lambda)$ e $b(\lambda)$ exibem picos acentuados, quando $\lambda = \lambda_1$.

Mediante tratamento matemático é possível mostrar que a equação (XCVII) pode ser expressa na forma da integral de Stieltjes (Apêndice C), ou seja:

$$y(t) = \int_0^{\infty} \cos \lambda t dU(\lambda) + \int_0^{\infty} \operatorname{sen} \lambda t dV(\lambda), \quad (\text{XCVIII})$$

na qual $dU(\lambda)$ e $dV(\lambda)$ são variáveis aleatórias, com as seguintes propriedades: (a) ortogonalidade, isto é, suas covariâncias são nulas nas diferentes frequências ou, de forma analítica,

$$E \left[dU(\lambda) dU(\lambda') \right] = E \left[dV(\lambda) dV(\lambda') \right] = 0, \text{ para todo}$$

$\lambda \neq \lambda'$, na qual $\lambda \neq \lambda'$ significa que λ e λ' não pertencem a intervalos superpostos; (b) as variáveis $dU(\lambda)$ e $dV(\lambda)$ são ortogonais em qualquer frequência, ou seja:

$E \left[dU(\lambda) dV(\lambda') \right] = 0$, para todo λ e λ' ; (c) as variáveis aleatórias $dU(\lambda)$ e $dV(\lambda)$ apresentam variância comum na mesma frequência. De forma analítica, pode-se expressar esta propriedade do seguinte modo:

$$E \left[dU(\lambda) \right]^2 = E \left[dV(\lambda) \right]^2 = dF(\lambda).$$

A função $dF(\lambda)$ denomina-se poder espectral (*power spectral*) de $y(t)$, e $F(\lambda)$ denomina-se poder espectral cumulativo (*cumulative power spectra*). $F(\lambda)$ é uma função monotonicamente crescente, expressa do seguinte modo:

$$F(\lambda) = F_1(\lambda) + F_2(\lambda) + F_3(\lambda), \quad (\text{XCIX})$$

na qual F_1 , F_2 e F_3 são funções não decrescentes de λ ; F_1 é uma função contínua, cuja derivada é $\delta(\lambda)$; F_2 é uma função que tem a forma de degrau ou escada, e F_3 é o componente contínuo singular de F , isto é, uma função constante, no sentido matemático, em todos os pontos (DOOB, 1953).

Em aplicações econômicas, o componente F_3 pode ser negligenciado. A interpretação da função de tipo *degrau* (F_2) é simples, no caso da série de tempo definida em (LXXXVII). Nesse caso, o poder espectral cumulativo consiste de uma função de tipo *degrau*, cujos degraus são σ_i^2 na frequência δ_i . Dessa forma, a função F_2 corresponde a um componente de série de tempo perfeitamente periódica, embora não perfeitamente de terminístico. O componente F_1 é o mais importante, do ponto de vista econômico, sendo contínuo e, segundo HANNAN (1960), pode ser expresso do seguinte modo:

$$\frac{d F_1(\lambda)}{d\lambda} = F(\lambda). \quad (C)$$

Contudo, é a possibilidade da existência do componente F_2 que permite expressar-se a equação (XCV) sob a forma da integral de Stieltjes (NERLOVE, 1964).

Emprega-se a integral de Stieltjes, ao invés da integral ordinária, porque, considerando as integrais como somas, como s^oi acontecer, e as variáveis $dU(\lambda)$ e $dV(\lambda)$ como amplitudes, observa-se que a equação (XCVIII) mostra que a série de tempo $y(t)$ é decomposta em superposições de ondas senóides e cossenóides, de diferentes frequências e com amplitudes estocásticas $dU(\lambda)$ e $dV(\lambda)$. Ressalta-se que não deve ser atribuída qualquer significação econômica às diferentes variações sinuosas. Elas apenas constituem componentes de uma descrição da série de tempo $y(t)$ no domínio da frequência.

A representação espectral da série $y(t)$, dada pela equação (XCVIII), é uma representação do processo estocástico no domínio da frequência. A simplicidade que envolve as propriedades das variáveis aleatórias $dU(\lambda)$ e $dV(\lambda)$ sugere que, em muitos tipos de problemas que envolvem séries temporais, é mais útil considerar essas variáveis e suas propriedades do que considerar as propriedades estatísticas da própria série de tempo $y(t)$. As séries de tempo gaussianas são definidas de modo especialmente simples em termos da representação espectral de um processo. A série de tempo $y(t)$ apresenta distribuição de Gauss se, e somente se, as variáveis aleatórias $dU(\lambda)$ e $dV(\lambda)$ têm distribuições univariadas normais com variâncias comuns na mesma frequência. Nesse caso, a lei de probabilidade que governa $y(t)$ é completamente especificada pelo poder espectral $dF(\lambda)$, isto é, as variâncias comuns de $dU(\lambda)$ e $dV(\lambda)$ em todas as frequências ou, de forma alternativa, pela especificação da função de autocovariância (NERLOVE,

1964, KOOPMANS, 1974).

Vale lembrar que a decomposição espectral de série temporal suprime todas as informações relacionadas com o tempo de origem, isto é, elimina todas as informações relacionadas com a fase, o que não cria problema para a análise, uma vez que, se o processo é estacionário, esta informação deixa de ser relevante.

Na medida em que a série de tempo segue padrão normal ou gaussiano, tanto o poder espectral como a função de autocovariância especificam completamente a lei de probabilidade que rege o processo. Uma e outra informação contêm exatamente as mesmas informações sobre o processo. Contudo, pode ser demonstrado que, mesmo que a série de tempo não obedeça ao padrão gaussiano de distribuição, o poder espectral e a função de autocovariância formam os pares da transformação de Fourier e, desse modo, estão relacionados entre si. Esse fato pode ser provado pelo uso das propriedades associadas às variáveis aleatórias $du(\lambda)$ e $dV(\lambda)$. Considerando a função de autocovariância associada ao processo (XCVIII), suponha que ela apresente média zero. Dessa forma, pode-se escrever:

$$\begin{aligned}
 \gamma(\tau) &= E \left[y(t) y(t+\tau) \right] = \\
 &= E \left[\int_0^\pi \int_0^\pi \cos \lambda(t) \cos \lambda'(t+\tau) du(\lambda) dV(\lambda') + \right. \\
 &+ \int_0^\pi \int_0^\pi \cos \lambda(t) \operatorname{sen} \lambda'(t+\tau) du(\lambda) dV(\lambda') + \\
 &+ \int_0^\pi \int_0^\pi \operatorname{sen} \lambda(t) \cos \lambda'(t+\tau) du(\lambda) dV(\lambda') + \\
 &\left. + \int_0^\pi \int_0^\pi \operatorname{sen} \lambda(t) \operatorname{sen} \lambda'(t+\tau) du(\lambda) dV(\lambda') \right] \quad (CI)
 \end{aligned}$$

Fazendo uso das propriedades de $dU(\lambda)$ e $dV(\lambda')$, obtêm-se o seguinte resultado:

$$E \left[y(t) y(t+\tau) \right] = \int_0^{\pi} \cos \lambda t dF(\lambda). \quad (CII)$$

Observa-se que as integrais anteriores são definidas para o intervalo $[0; \pi]$, ao invés do intervalo $[0; \infty]$, dada a propriedade das funções sinuosas. Ressalta-se, ainda, que, quando $\tau = 0$, obtêm-se:

$$\gamma(0) = \int_0^{\pi} dF(\lambda) = \text{variância } [y(\tau)] \quad (CIII)$$

e, assim, chega-se à informação de que o espectro da série de tempo pode ser interpretado como uma decomposição da variância da série em diferentes frequências.

A equação (CIII) pode ser expressa para o caso de serem as observações geradas, em termos discretos, da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} F(\lambda_i) &= 1/2 \sum_{i=0}^M \cos(\lambda_i \tau) \gamma(\tau) \\ &= 1/2 \pi \gamma(0) 1/2 \sum_{\tau=1}^M \cos\left(\frac{\lambda_i \pi \tau}{M}\right) \gamma(\tau), \quad (CIV) \end{aligned}$$

$$i = 1, 2, \dots, M,$$

na qual M é o número de defasagens empregadas na análise discreta. Com a equação (CIV) fica claro que o poder espectral é medido apenas nas frequências iguais ao número de defasagens (M) escolhido.

2.5. Procedimento de Estimação do Espectro

Desenvolve-se o processo de estimação dos parâmetros da função de autocovariância e do espectro, partindo de uma realização finita, de tamanho n . Empiricamente, a equação de definição da autocovariância, apresentada na expressão (LXVIII), transforma-se na seguinte:

$$\hat{\gamma}(\tau) = n^{-1} \sum_{t=1}^{n-\tau} (y_t - \bar{y})(y_{t+\tau} - \bar{y}); \quad \tau = 0, 1, 2, \dots, M, \quad (\text{CVI})$$

na qual $\hat{\gamma}(\tau)$ é o estimador de $\gamma(\tau)$ da equação (LXV) e \bar{y} é a média estimada de y_t , obtida por meio da expressão

$$\bar{y} = n^{-1} \sum_{t=1}^n y_t. \quad (\text{CVII})$$

Prosseguindo a estimação, obtêm-se uma transformação cossênica de Fourier na função de autocovariância, devidamente ponderada, por pesos a ser discutidos adiante, e chega-se aos estimadores do espectro, para a série y_t , para $(M+1)$ componentes de freqüência, dentro do intervalo $[0; \pi]$. Isto é:

$$\hat{F}(\tau) = 1/2 \sum_{j=0}^M \hat{\gamma}(\tau) \cos\left(\frac{\pi j \tau}{M}\right) \quad (\text{CVIII})$$

$\tau = 0, 1, 2, \dots, M$ ou, de modo semelhante,

$$\hat{F}(\tau) = 1/2\pi \left[\gamma(0) + \sum_{j=1}^M \hat{\gamma}(\tau) \cos\left(\frac{\pi j \tau}{M}\right) \right]$$

$\tau = 0, 1, \dots, M. \quad (\text{CVIII})$

Se a série de tempo é estritamente periódica, repete-se exatamente a cada período P , existem harmônicas de frequências fixas, seus espectros são discretos e, assim, seu espectro é uma função de puro degrau. A Figura 7 ilustra o espectro de uma função estritamente periódica em diferentes frequências.

Nenhuma série econômica é estritamente periódica e, para as séries estritamente não-periódicas, o espectro é contínuo. Se, de alguma forma, tenta-se estimar, nessas funções, o espectro correspondente a algumas frequências específicas, obtêm-se estimadores inconsistentes (JENKINS, 1961). Isso explica por que a análise harmônica não é a técnica adequada para tais tipos de estudo, uma vez que o que se faz neste tipo de análise é justamente identificar periodicidades que, de fato, não existem. Desse modo, o melhor que se pode fazer com um número finito de observações é medir o poder médio em alguma faixa sobre as frequências F_{λ} . Essas médias podem ser definidas de diferentes maneiras, pela especificação dos pesos, seja no domínio de tempo, seja no domínio de frequência. Quando aumenta o número de observações e, portanto, o número de defasagens, torna-se possível reduzir a extensão da faixa (*band*) e assim obter melhor discriminação das frequências e melhor medida do poder (*power*) em cada frequência. Contudo, pode-se demonstrar que, à medida que se reduz a extensão da faixa de frequência (*frequency band*) sobre a qual é medido o poder médio (*average power*), aumenta a variância de qualquer estimador desse poder, independentemente do número de observações (PARZEN, 1961). O caso extremo no qual se tenta medir o poder, em dada frequência específica, é precisamente a análise clássica do periodograma, aplicada às séries temporais não estritamente periódicas. Contudo, nenhuma série econômica relevante é estritamente periódica.

Com o objetivo de obter estimadores consistentes, do ponto de vista estatístico, antes de se estimar o poder espectral numa frequência específica, é necessário esti-

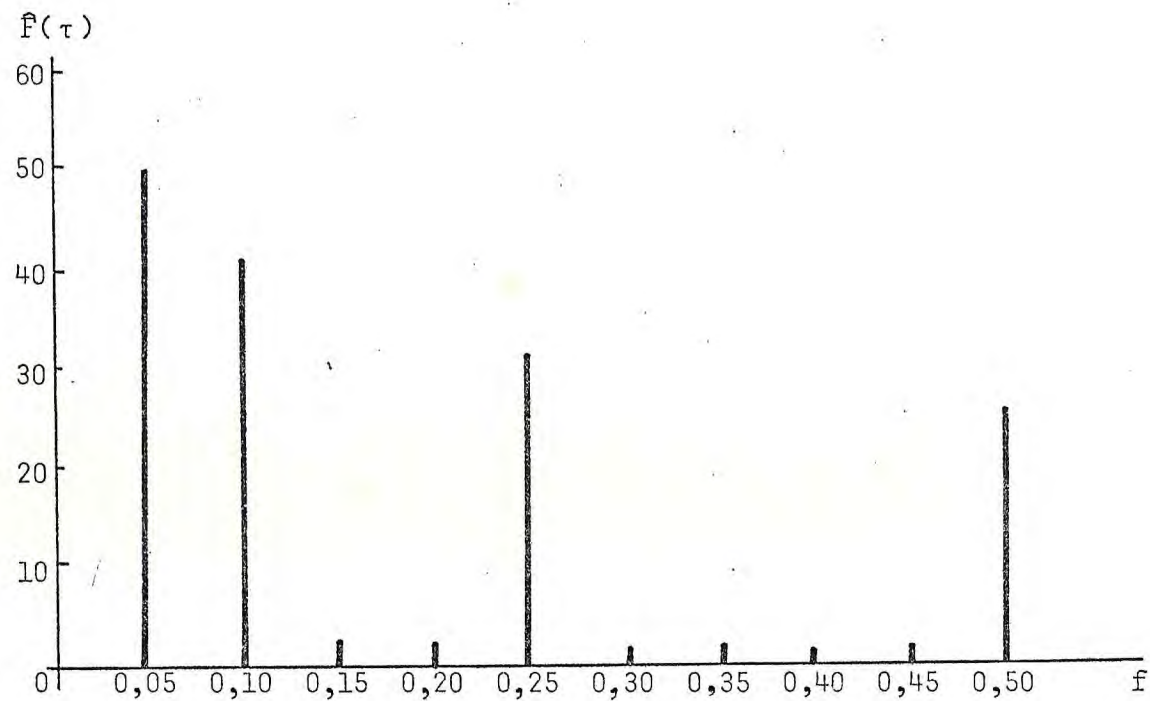


FIGURA 7 - Espectro Linear de Fourier de uma Série Fictícia

mar o poder médio em torno da frequência em questão. É relevante estimar uma média que reflita, com bastante segurança, o poder nas frequências próximas àquela em que se quer centralizar o estimador. Assim, consideram-se as médias ponderadas do poder no domínio da frequência. Essas médias consistem na ponderação (*weighting*) da função crua de autocovariância (*crude covariance function*) da série de tempo, antes de computar os estimadores espectrais. No domínio de frequência, um procedimento específico de ponderação é a janela espectral (*spectral window*). O inverso da transformação de Fourier, de uma janela espectral, é um esquema de ponderação no domínio de tempo, para uma função de autocovariância crua, sem ponderação, denominada janela de defasagem (*lag window*). De modo ideal, dever-se-ia escolher uma janela espectral que ponderasse igualmente o poder, em todas as frequências, em $\pm 1/2$ distância do ponto da frequência escolhida, em relação ao ponto da próxima frequência, supondo que os pontos centrais das médias sejam igualmente espaçados, e atribuir peso zero aos poderes nas frequências fora desse intervalo. Infelizmente, é matematicamente impossível encontrar uma janela de defasagem finita que corresponda a uma janela espectral desse tipo. Conseqüentemente, um dos principais objetivos da literatura especializada em análise espectral é o de escolher a janela de defasagem e janela espectral e, por meio delas, estudar as propriedades estatísticas dos estimadores (BLACKMAN e TUKEY, 1958; JENKINS, 1961, PARZEN, 1961). Reconhece-se que o uso de julgamentos necessário à escolha da janela constitui uma das limitações ainda não superadas das AAE e AEC.

As janelas mais comumente empregadas em AAE e AEC são as de Tukey-Hanning e a de Parzen. No Quadro 13, apresentam-se esses dois tipos de janela de defasagem e as correspondentes janelas espectrais.

Na presente pesquisa, emprega-se a janela de Parzen. A justificativa dessa escolha é a de que ela é sempre positiva. Outra janela, proposta por Tukey-Hanning, tem o inconveniente

QUADRO 13 - Equações das Janelas de Defasagem e Espectral de Tukey-Hanning e de Parzen

Especificação	Janela de Defasagem	Janela Espectral
Tukey-Hanning	$1/2 [1 + \cos(\pi\tau/M)]$ $\tau < M$	$\frac{1}{2\pi} \left\{ \frac{\text{sen}(M+1/2)\delta}{\text{sen } \delta/2} + \frac{1}{2} \left[\frac{\text{sen}(M+1/2)(\delta+\pi/M)}{\text{sen } 1/2(\omega-\pi/M)} \right] \right.$
	0	$\left. + \frac{\text{sen}(M+1/2)(\delta-\pi/M)}{\text{sen } 1/2(\delta-\pi/M)} \right\}$
	$1 - 6 \left[\frac{\tau}{M} \right]^2 + 6 \left[\frac{\tau}{M} \right]^3$ $\tau \leq M/2$	
Parzen	$2 \left(1 - \left[\frac{\tau}{M} \right]^3 \right)$ $M/2 < \tau < M$	$\frac{3}{8M^3} \left[\frac{\text{sen}(M\delta/4)}{\text{sen}(\delta/4)} \right]^4$
	0	$\tau \geq M$

FONTE: JENKINS (1961).

de apresentar pequenas oscilações negativas. Assim, o alto poder em baixas frequências, presente em grande parte das séries econômicas, pode produzir estimativas negativas do espectro em frequências mais elevadas. O espectro é, essencialmente, uma variância, e seus estimadores negativos não são de interpretação fácil. A janela de Parzen sempre reproduz espectros positivos (GRANGER e HATANAKA, 1966; NERLOVE, 1964; FISHMAN, 1969).

Na Figura 8, ilustram-se as janelas de defasagem de Tukey-Hanning e de Parzen, para o caso fictício de seis defasagens ($M = 6$). Observa-se que a janela de Parzen é não-negativa em todos os pontos, enquanto a janela de Tukey-Hanning apresenta valores negativos em algumas frequências.

Atribuindo os pesos (janela de Parzen) à função de autocovariância crua, obtêm-se:

$$\gamma(\tau) = \sum_{\tau=1}^M w(\tau) C(\tau), \quad (CIX)$$

na qual $w(\tau)$ é a janela de defasagem de Parzen, cuja expressão é dada no Quadro 13. Aplicando essa ponderação na expressão (CVIII), obtêm-se a equação auto-espectral, que é a seguinte:

$$f(w_j) = 1/2\pi \left[w(\tau)\gamma(0) + 2 \sum_{j=1}^M w(\tau) \gamma(\tau) \cos w_j \sigma \right], \quad (CX)$$

na qual $w_j = \frac{\pi j}{M}$; para $j = 0, 1, \dots, M$.

Admite-se que o espectro de uma série de tempo $f(x)$ seja razoavelmente suave. Nesse caso, para grandes realizações, o intervalo de confiança para uma probabilidade fiducial de $100(1 - \alpha)$ por cento é dado pela seguinte expressão:

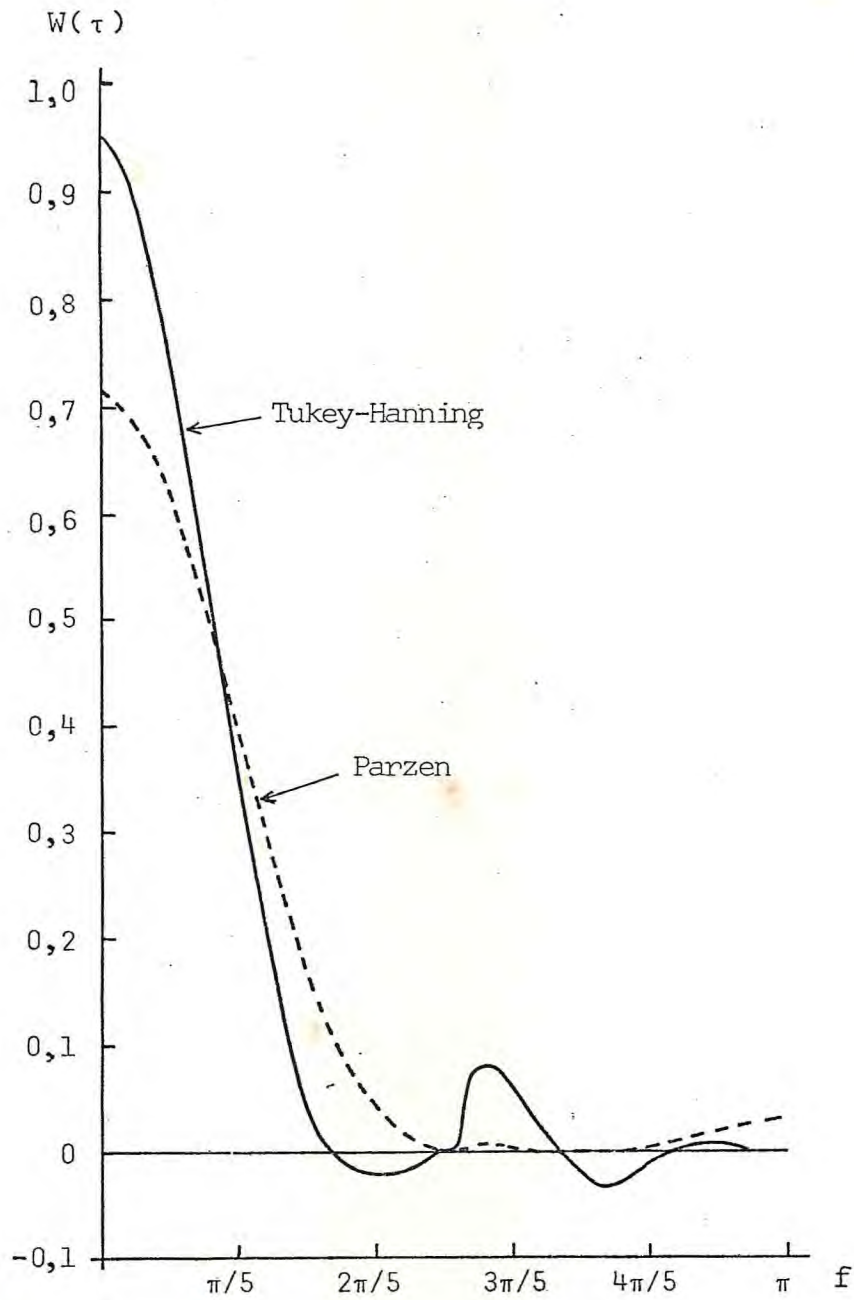


FIGURA 8 - Janelas de Tukey-Hannings e Parzen para $M = 6$ em uma Série Fictícia

$$P \left[\frac{\hat{f}(w_j) \cdot v}{(\chi^2_{\alpha/2}; v)} < \hat{f}(w_j) < \frac{\hat{f}(w_j) \cdot v}{\chi^2_{(1-\alpha/2); v}} \right] = 100(1 - \alpha), \quad (CXI)$$

na qual v é o número de graus de liberdade; χ^2 é a estatística de qui quadrado, para v graus de liberdade, ao nível de significância (α).

2.6. Problemas de Estimação do Espectro

No processo de estimação do espectro de uma série de tempo costumam surgir algumas dificuldades, dentre as quais, as mais importantes são: (a) número exigido de observações, (b) número de defasagens, (c) problema de cognominação (*aliasing*) e (d) problemas de vazamento (*leakage*) na série.

A seguir, discute-se cada um desses problemas, bem como as formas encontradas para contorná-los.

Um dos problemas que envolve as estimações dos parâmetros de AAE e de AEC de séries de tempo de natureza econômica é o limite mínimo do número exigido de observações. Segundo alguns autores, como NERLOVE (1964), o número de observações não deve ser inferior a cem (100). Contudo, o número de observações está grandemente relacionado com o número de ciclos que envolvem a atividade econômica analisada. Se a atividade econômica em pauta apresentasse ciclo provável de vinte anos, por exemplo, numa série de cem anos de observações, seriam observados, no máximo, cinco ciclos. Do ponto de vista estatístico, esse é um número bastante reduzido. Conclui-se, portanto, que, em estudos de séries de tempo de natureza econômica, o poder de discriminação nas baixas frequências é muito limitante pela dimensão das séries disponíveis.

É importante ressaltar que esta é uma limitação impor

tante e que independe do intervalo dos dados (diário, semanal, mensal, trimestral ou anual). Se, por um lado, pode-se incrementar o máximo de frequências observáveis, por meio de redução do intervalo entre observações, não é possível aumentar a discriminação nas baixas frequências por este meio. Naturalmente, existem séries econômicas de interesse que não apresentam ciclo de longa duração. Para essas séries, podem ser usados dados semanais, mensais ou trimestrais, para remover os componentes de alta frequência, e podem ser empregados os resultados da análise da série temporal em provisões de prazo mais curto. Se existem ou não procedimentos que realizem estas funções, de modo adequado, não é problema de muita relevância, segundo NERLOVE (1964). Na verdade, esse seria um problema de distinção dos componentes de alta frequência que são de especial interesse e, portanto, nesses casos, a pequena extensão da maioria das séries econômicas não criaria qualquer obstáculo ao uso das técnicas de AAE e AEC.

Existem poucas regras práticas para auxiliar o processo decisório de definição do número de defasagens a empregar nas AAE e AEC. Contudo, deve ficar claro que, quanto mais defasagens forem empregadas e, portanto, quanto menor for o valor de τ , menor será a extensão da faixa da janela espectral, o que significa que existem maiores evidências de poder em diferentes frequências. Em outros termos, determinada frequência tem menor chance de distorcer outras frequências. De outro modo, quanto maior o número de defasagens utilizado, menor o número de graus de liberdade para a geração dos estimadores espectrais. A única regra prática, disponível até aqui, para determinar o número de defasagens é a de fazê-lo de tal modo que não exceda um terço do número total de observações disponíveis (NERLOVE, 1964; FISHMAN, 1969).

Do ponto de vista teórico, as séries de tempo econômicas podem ser contínuas. Contudo, empiricamente, elas só podem ser observadas em intervalos de tempo discreto. Assim sendo, os componentes harmônicos das séries que apresentam pe-

ríodos mais curtos do que duas vezes o período de observação, isto é, apresentam frequência maior do que 0,5 ciclo, por período de tempo, não podem ser observados diretamente. Apesar disso, esses componentes, se presentes, refletem no poder espectral estimado, uma vez que o efeito de tais componentes combina-se com os efeitos dos harmônicos com frequências observadas mais baixas. Esse problema é ilustrado na Figura 9, na qual a curva contínua apresenta período duas vezes maior do que o período de observação, representado por t , e a curva tracejada apresenta período exatamente igual à metade da outra representação. A frequência de metade do ciclo, por período, é conhecida como frequência envolvente de Nyquist (*Nyquist folding frequency*) que, se presente, influencia o poder espectral estimado. O poder espectral estimado, nesse caso, é de fato um cognome (*alias*) de outro, envolvendo frequências não-observáveis.

Seja λN a frequência envolvente e seja λ uma frequência no intervalo, ou faixa de frequência $[-\lambda N; \lambda N]$. Neste caso, as frequências $\lambda \pm \lambda N$; $\lambda \pm 2\lambda N$; $\lambda \pm 3\lambda N$, etc são cognomes de λ (BLACKMAN e TUKEY, 1958; KOOPMANS, 1974).

O significado prático do problema de cognominação é que a existência de picos no poder espectral nas frequências menores do que metade do ciclo, por unidade de tempo, pode ser atribuída a fatores que ocorrem bem acima da extensão da frequência observável. O único critério que pode ser empregado para decidir se a cognominação constitui de fato um problema para a análise é o de plausibilidade do pico observado nas altas frequências.

O fato de somente as séries estacionárias ponderadas produzirem estimadores consistentes do espectro, e, dessa forma, o espectro ter de ser obtido através de uma janela (*window*), tem importantes conseqüências para as estimações. Esses problemas decorrem, principalmente, do fato de não serem as séries econômicas, em geral, estacionárias. Nota-se que esse proble-

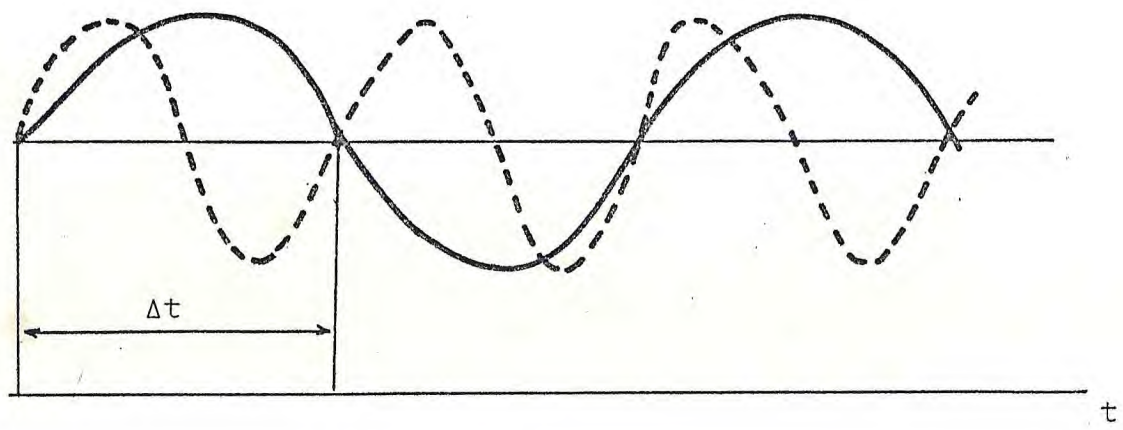


FIGURA 9.- Problemas de *Aliasing*.

ma é encontrado nos estudos de WEISS (1970) e de GELB (1977). Como se verá mais adiante, essa situação distorceu sensivelmente os resultados das AAE conduzidas por esses autores

A janela, através da qual se estima o espectro, concentra suas ponderações principais muito próximas de determinada frequência, mas nem todas as ponderações concentram-se nessa frequência específica. Sempre existirão outras ponderações em todas as demais frequências. Isso significa que poderes muito elevados sobre algumas frequências distorcem os estimadores dos espectros, em dadas frequências, algumas delas distantes daquela em que se concentra o poder elevado. Tal fenômeno é conhecido como vazamento através da borda da janela (*leakage through the window*).

Existem dois tipos de séries não-estacionárias: (a) séries cuja média varia com o tempo; (b) séries cuja variância é função do tempo. Segundo NERLOVE (1964), em séries de tempo com menos de duzentas observações, torna-se difícil de tectar mudanças na variância. A presente pesquisa não enfrenta este tipo de problema, uma vez que todas as séries de tempo estudadas cobrem um período inferior a duzentos anos. As variações temporais na média são conhecidas como tendências. Em qualquer realização finita de um processo, as tendências são indistinguíveis dos componentes de baixa frequência. De fato, a média amostral pode ser considerada como um ciclo de frequência zero ou de período infinito. Dessa maneira, uma vez que a maioria das séries de tempo econômicas apresenta tendência, de uma forma ou de outra, o poder espectral de uma série econômica típica mostra altos poderes concentrados nas frequências próximas de zero, os quais, gradualmente, diminuem nas frequências mais altas.

Em razão de as séries de tempo econômicas apresentarem, via de regra, tendência na média e, por conseguinte, elevado poder concentrado nas baixas frequências, o problema de vazamento dificulta a análise dos componentes de alta frequência

da série. Este problema torna-se mais grave, à medida que diminui o número de observações disponíveis, limitando o número de defasagens considerado na análise.

O procedimento usado para contornar este problema é o pré-filtragem ou pré-branqueamento das séries de tempo. Para os objetivos da presente pesquisa, define-se filtro como um conjunto de operações aritméticas usadas para transformar a série de tempo, antes da análise propriamente dita. O uso desse tipo de tratamento das séries temporais, que elimina os poderes nas baixas frequências, é conhecido como pré-filtragem (*pre-filtering*) ou pré-branqueamento (*pre-whitening*) da série ou, ainda, eliminação de tendência. Esse procedimento, portanto, torna a série o mais suave possível e diz-se que a série torna-se ruído branco (*white noise*). Os filtros mais comumente empregados com este objetivo são: (a) ajuste de uma polinomial no tempo aos dados originais e, em seguida, condução da análise espectral sobre a nova série, formada pela diferença entre as observações da série original e os correspondentes valores estimados pela série ajustada. Assim, esse procedimento consiste em, dada uma série de tempo $y(t)$, construir o polinômio:

$$\hat{y}(t) = b_0 + b_1 t + b_2 t^2 + \dots + b_k t^k. \quad (\text{CXII})$$

A análise espectral é realizada sobre a nova série, que é dada por: (a) $\Delta(t) = y(t) - \hat{y}(t)$, para todo t ; (b) subtração de uma média móvel, ponderada ou não, de cada observação ou, ainda; (c) diferenciação da série temporal. Os filtros do tipo (b) e (c) apresentam a seguinte forma geral:

$$y(t) = \sum_{s=-\infty}^{\infty} \delta(s) y(t-s), \quad (\text{CXIII})$$

na qual $\delta(s)$ são constantes, independentes do tempo. A série

$y(t)$ é a série original, chamada série de entrada, e $y(t)$ é a série transformada ou série de saída. Por exemplo, para primeiras diferenças ordinárias da série de entrada, os filtros, de forma geral, (CIX) denominam-se filtros lineares. A importância desse tipo de filtro, para a análise espectral, é que o espectro da série filtrada relaciona-se, de forma bastante simples, com o espectro da série original, conforme é demonstrado em seguida. Seja um operador de deslocamento, de tal forma que

$$\mu y(t) = y(t+1) \quad (\text{CXIV})$$

$$\mu^\delta y(t) = y(t+\delta),$$

então, pode-se reescrever a equação (CIX) na forma

$$y(t) = \sum_{\delta=-\infty}^{\infty} \delta(\delta) \mu^\delta y(t). \quad (\text{CXV})$$

A função de resposta, na frequência de um filtro linear, é obtida fazendo-se a série de entrada igual a

$$e^{-j2\pi t}, \quad (\text{CXVI})$$

na qual $j = \sqrt{-1}$.

A função

$$h(\lambda) = \sum_{\delta=-\infty}^{\infty} \delta e^{-j2\pi\lambda\delta}$$

é conhecida como função de resposta na frequência λ (NERLOVE, 1964). Essa função, geralmente, apresenta valores complexos.

O quadrado do seu módulo, em cada frequência, é chamado função de transferência de filtro (*filtering transfer function*) e é representado por $[h(\lambda)]^2$. É possível demonstrar (NERLOVE, 1964) que o espectro de uma série pré-filtrada $g(\lambda)$, por meio de um filtro linear, é relacionado com o espectro da função original, $f(\lambda)$, por meio da seguinte equação:

$$g(\lambda) = [h(\lambda)]^2 \cdot f(\lambda). \quad (\text{CXVII})$$

Rearranjando os termos da equação (CXV), obtém-se:

$$f(\lambda) = \frac{g(\lambda)}{[h(\lambda)]^2}. \quad (\text{CXVIII})$$

Dessa forma, podem-se obter os estimadores dos espectros da função original, simplesmente dividindo os estimadores dos espectros da série pré-branqueada ou pré-filtrada pela função de transferência $[h(\lambda)]^2$ em cada frequência. Este processo denomina-se, segundo NERLOVE (1964), recoloração do espectro.

Retomando a equação (CXIII),

$$y(t) = \sum_{s=-\infty}^{\infty} \delta(s) y(t-s) \quad (\text{CXIX})$$

e fazendo

$$\delta(s) = \begin{cases} 1; & \text{se } s = 0 \\ \beta; & \text{se } s = 1; \beta(0; 1] \\ 0; & \text{para outros valores de } s, \end{cases}$$

pode-se reescrever (CXIII) da seguinte forma:

$$y(t) = \bar{y}(t) - \beta y(t-1). \quad (\text{CXX})$$

O espectro da série pré-branqueada ou pré-filtrada é dado, segundo FISHMAN (1969), por meio de

$$g(\lambda) = (1 - 2 \cos \omega + \beta^2) \cdot \bar{f}(\lambda). \quad (\text{CXXI})$$

O espectro da série original é obtido mediante a seguinte operação:

$$\bar{f}(\lambda) = \frac{g(\lambda)}{(1 - 2 \beta \cos \omega + \beta^2)}. \quad (\text{CXXII})$$

Pode-se estender o procedimento definido pela equação (CXXI), conhecido como quase-diferença, para n diferenças, de forma que

$$y(t) = \sum_{k=0}^n (-s)^{-k} \binom{n}{k} \bar{y}(t-k). \quad (\text{CXXIII})$$

e a função de transferência é dada por

$$[h(\lambda)]^2 = (1 - 2 \beta \cos \lambda + \beta^2)^n. \quad (\text{CXXIV})$$

E, por conseguinte, o espectro da série filtrada é obtido pela equação:

$$g(\lambda) = (1 - 2 \beta \cos \lambda + \beta^2)^n \bar{f}(\lambda) \quad (\text{CXXV})$$

Mediante a escolha adequada dos valores de β e n , é possível suavizar o espectro nas baixas frequências (FISHMAN, 1969). Essa forma de pré-filtragem ou pré-branqueamento da série é especialmente conveniente, na medida em que a função de resposta na frequência depende apenas de β e n e nenhum outro termo precisa ser adicionado, quando o número de defasagem (M) é incrementado no processo de filtragem, no domínio do tempo (FISHMAN, 1969). Segundo NERLOVE (1964), o valor de β está contido no intervalo $(0; 1]$ e n pode assumir valores iguais a dois ou três, em grande número de casos. Na presente pesquisa, experimentam-se os valores 0,25; 0,5; 0,75 e 1, para β , e dois, três, quatro e cinco, para n .

Emprega-se a estatística de Kendall, que é um coeficiente de correlação de posto, para verificar se houve realmente eliminação da tendência.

2.7. Análise Espectral Cruzada

O método da AAE, usado para analisar apenas uma série temporal, pode ser empregado para analisar relações entre duas ou mais séries de tempo. Quando se utilizam as técnicas de AE para estudar duas séries conjuntamente, a técnica é denominada análise espectral cruzada (AEC). Quando se emprega o método para estudar mais de duas séries temporais, o estudo passa a ser conhecido por análise espectral multivariada (AEM).

A AEC é útil, à medida que proporciona uma indicação do grau de associação entre as frequências de duas séries de tempo, através do parâmetro de coerência (*coherence*). Os padrões de retardamento e de avanço entre duas séries temporais também podem ser estudados através do parâmetro de fase (*phase*) (GRANGER e HATANAKA, 1966; FISHMAN, 1969).

A AEC é de grande utilidade, principalmente nos seguintes contextos: (a) quando se deseja estudar as interações

de duas séries de tempo, cujas origens são idênticas, e (b) quando uma das séries é uma variável independente e a outra série é a variável dependente de um modelo de análise de regressão dinâmica (JENKINS, 1965).

A aplicação da AEC, para estudo de diferentes pares de séries de tempo de natureza econômica, é facilitada, desde que não exista pré-especificação rígida do modelo. Exige-se, apenas, que as séries temporais apresentem covariâncias conjuntas estacionárias, o que não constitui obstáculo, uma vez que existem processos de filtragem que transformam séries não estacionárias em séries estacionárias.

Da mesma forma que, na estatística convencional, define-se a covariância entre duas variáveis aleatórias, podem-se definir as funções de covariância entre duas séries de tempo estocásticas. A função de covariância cruzada (*cross-covariance*) amostral, entre estas duas séries, é dada por:

$$\hat{\gamma}_{xy}(\tau) = n^{-1} \sum_{t=1}^{n-\tau} (x(t) - \bar{x})(y(t-\tau) - \bar{y}), \quad (\text{CXXVI})$$

para $\tau = 1, 2, \dots, M$, e

$$\hat{\gamma}_{yx}(\tau) = n^{-1} \sum_{t=1}^{n-\tau} (y(t) - \bar{y})(x(t-\tau) - \bar{x}), \quad (\text{CXXVII})$$

nas quais $\bar{x} = n^{-1} \sum_{t=1}^n x(t)$; e $\bar{y} = n^{-1} \sum_{t=1}^n y(t)$.

A função de densidade espectral cruzada é obtida em duas etapas, mediante a transformação de Fourier aplicada às funções de covariância cruzada devidamente ponderadas ou *janeladas* que, neste estudo, são indicadas por $\gamma_{xy}^w(\lambda)$ e $\gamma_{yx}^w(\tau)$, que compreendem uma parte *real* e uma parte *imaginária* da

função de densidade. A parte real denomina-se *coespectro* e é definida pela seguinte equação:

$$P_{xy}(\tau) = (2\pi)^{-1} \left\{ \sum_{j=0}^M \left[\gamma_{xy}^w(j) + \gamma_{yx}^w(j) \right] \cos\left(\frac{\pi j \tau}{M}\right) \right\}, \quad (\text{CXXVIII})$$

para todo τ .

A parte imaginária é chamada espectro de quadratura (*quadrature spectra*) e é definida pela seguinte equação:

$$Q_{xy}(\tau) = (2\pi)^{-1} \left\{ \sum_{j=0}^M \left[\gamma_{xy}^w(j) - \gamma_{yx}^w(j) \right] \text{sen}\left(\frac{\pi j \tau}{M}\right) \right\}, \quad (\text{CXXIX})$$

para todo τ .

Quatro outras estatísticas, derivadas da AEC, são as de coerência, ganho, amplitude e fase.

A coerência (*coherence*) tem como expressão

$$C(\tau) = \frac{P_{xy}^2(\tau) + Q_{xy}^2(\tau)}{F_x(\tau) F_y(\tau)} \quad (\text{CXXX})$$

O ganho (*gain*) é definido por meio de

$$G(\tau) = \frac{\left[P_{xy}^2(\tau) + Q_{xy}^2(\tau) \right]^{0,5}}{F_x(\tau)} \quad (\text{CXXXI})$$

A amplitude é definida da seguinte forma:

$$A(\tau) = \left[P_{xy}^2(\tau) + Q_{xy}(\tau) \right]^{0,5}. \quad (\text{CXXXVII})$$

O *ângulo fase* apresenta a seguinte formulação:

$$\phi(\tau) = \text{arc tg}^{-1} \left[\frac{Q_{xy}(\tau)}{P_{xy}(\tau)} \right]. \quad (\text{CXXXVIII})$$

O *coespectro*, $P_{xy}(\tau)$, é uma medida da covariância das amplitudes dos componentes e é expresso da seguinte forma:

$$\left[\cos f(t+\tau) \cdot \cos f(t) \right], \quad (\text{CXXXIV})$$

e, assim, representa a covariância nos componentes, na fase da frequência f , nos dois processos em estudo. O *espectro de quadratura*, $Q_{xy}(\tau)$, por outro lado, mede a covariância das amplitudes dos componentes e é expresso da seguinte forma:

$$\left[\cos f(t+\tau) \text{ sen } f(t) \right]. \quad (\text{CXXXV})$$

A função cosseno lidera a função seno de $\pi/2$ radianos, ou 90° . Assim sendo, o espectro de quadratura mede os componentes de covariância de frequência f que estão *fora da fase* em 90° , ou $\pi/2$ radianos.

As quatro estatísticas derivadas da análise espectral cruzada apresentam interpretações relativamente fáceis. As densidades espectrais, F_x e F_y , podem ser comparadas com um componente de variância da respectiva série, na frequência f_i . De forma similar:

$$\left[P_{xy}(\tau) + Q_{xy}(\tau) \right]^2 = P_{xy}^2(\tau) + Q_{xy}^2(\tau), (\text{CXXXVI})$$

ou seja, o quadrado da amplitude do espectro é igual ao quadrado da covariância entre as duas séries. Assim, o coeficiente de coerência apresenta interpretação similar ao coeficiente de determinação (R^2), na análise de regressão múltipla, e, portanto, mede a parcela da variação total da série de saída que é explicada pelo mesmo componente de frequência da série de entrada, desconsiderando-se quaisquer diferenças que possam existir na fase. Da mesma forma que o coeficiente de determinação, o coeficiente de coerência só pode assumir valores situados no intervalo $[0; 1]$. Vale ressaltar que, se as ponderações utilizadas na análise espectral forem as propostas por Parzen, o coeficiente de coerência sempre se situará neste intervalo. Existem, contudo, outras ponderações que podem produzir coeficientes de coerência negativos, mas que são de interpretação extremamente difícil (GRANGER e HATANAKA, 1966; FISHMAN, 1969).

Por meio de argumentação similar, nota-se que o coeficiente de ganho tem interpretação semelhante ao coeficiente de regressão de um modelo de regressão simples. Assim, o coeficiente de ganho é o valor pelo qual as amplitudes da série de entrada devem ser multiplicadas, para produzir os valores da série de saída em dada frequência. Nesse sentido, o coeficiente de regressão b da equação de regressão simples

$$Y = a + bX \quad (\text{CXXXVII})$$

pode ser interpretado como o ganho médio sobre todas as frequências (GRIFFITH, 1975).

O coeficiente de fase mede a diferença de tempo existente entre a série de saída e a série de entrada. Em outros termos, é uma medida do tempo médio em que a série de saída está defasada em relação à série de entrada. O coeficiente de fase, expresso pela equação (CXXXI), é medido em radianos. Essa fórmula pode ser convertida, para o domínio de tempo,

mediante a seguinte formulação:

$$P(\tau) = \frac{\Phi(\tau)}{2\pi\delta_j}; \quad j = 1, 2, \dots, M. \text{ (CXXXVIII)}$$

A interpretação do valor de $P(\tau)$ é a seguinte. Quando $P(\tau) > 0$, indica-se que a série de entrada lidera a série de saída. Se, por outro lado, $P(\tau) \leq 0$, indica-se que a série de saída lidera a série de entrada, em $\lceil P(\tau) \rceil$ unidades de tempo (RAUSSER e CARGILL, 1970).

2.8. Informação e Programas Utilizados

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; séries temporais de preços e quantidades exportadas de açúcar, cacau e café, cobrindo o período de 1821 a 1980 (LIMA *et alii*, 1983 e LOBO, 1971).

A série de quantidade produzida internamente de borracha natural está incompleta no período de 1920 a 1930. Para obter os valores de produção referentes a este período, usou-se procedimento de interpolação, proposto por FRIEDMAN (1962), resumido no Apêndice E.

As séries de preços foram corrigidas por meio do índice de preços internos de VILLELA e SUZIGAN (1973), encadeado ao índice geral de preços (nº 2) da conjuntura econômica (CONJUNTURA ECONÔMICA, 1981-83), com base modificada para 1980 = 100.

Para os objetivos do presente estudo desenvolveram-se dois programas, para AAE e AEC, ambos envolvendo pré-filtragem em linguagem PL1, com os quais se realizaram todas as

análises. Estes programas foram previamente testados, utilizando-se os programas e as séries de CHU (1972) e JOHNSTON (1972). Em ambos os casos, o presente programa reproduziu os resultados desses dois autores com perfeita fidedignidade, mas detectou duas incorreções nas estimativas de Chu. Além disso, o programa auto-espectral foi testado com série com ciclo de frequência previamente conhecida e que apresenta tendência (BOWERMAN e O'CONNELL, 1979). Também neste caso os resultados obtidos indicaram a frequência esperada.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Neste capítulo, apresentam-se os resultados obtidos na análise empírica de ciclos característicos dos mercados de açúcar, cacau, café e borracha natural. Na primeira parte do capítulo, apresentam-se os coeficientes de correlação de posto de Kendall, estimados para as séries originais e para as séries pré-filtradas ou pré-branqueadas de preços e quantidades. Nos itens dois a cinco, apresentam-se os resultados das AAE e AEC, das séries pré-branqueadas e recoloridas, de preços e quantidades que caracterizam os quatro mercados estudados.

3.1. Estimativas de Coeficientes de Correlação de Posto

As estimativas dos coeficientes de correlação de posto de Kendall de todas as séries analisadas encontram-se no Quadro 14. Observa-se que as séries originais de todos os produtos apresentam forte tendência, evidenciada pelas magnitudes dos coeficientes de correlação de posto de Kendall, que foram todos significativamente diferentes de zero, ao nível de 0,01 de probabilidade.

Em vista destes resultados, faz-se a pré-filtragem das séries, usando filtro com três defasagens e $\beta = 0,75$ (Apêndice F).

QUADRO 14. - Estimativas dos Coeficientes de Correlação de Kendall (r_k), nas Séries Originais e Pré-Filtradas. Brasil, 1820 a 1980^a

Especificação	Série Original		Série Pré-Branqueada	
	r_k	z	r_k	z
Borracha natural				
Produção	0,607*	11,178	0,018 ^{ns}	0,336
Preço	-0,594*	-10,934	-0,013 ^{ns}	-0,237
Café				
Exportação	0,774*	14,528	0,013 ^{ns}	0,234
Preço	-0,849*	-9,101	-0,207 ^{ns}	-0,495
Cacau				
Exportação	0,875*	16,425	0,016 ^{ns}	0,291
Preço	-0,426*	-7,994	0,017 ^{ns}	0,310
Açúcar				
Exportação	0,220*	4,132	-0,008 ^{ns}	-0,146
Preço	-0,705*	-13,229	0,005 ^{ns}	0,027

FONTE: Dados do Quadro 1G.

(a) em que r_k indica coeficiente de correlação de posto de Kendall; z indica valor observado da normal padronizada; (*) indica significativamente diferente de zero, ao nível de 0,01 de probabilidade, e (ns) indica não significativamente diferente de zero, ao nível de 0,01 de probabilidade.

Observa-se que todas as estimativas dos coeficientes de correlação das séries pré-filtradas não são estatisticamente diferentes de zero, ao nível de 0,01 de probabilidade. Isso indica que os procedimentos de pré-filtragem (*pre-filtering*) ou pré-branqueamento (*pre-whitening*) adotados gerou séries estacionárias ou ruído branco (*white noise*).

3.2. Análise Auto-Espectral do Mercado de Borracha Natural

As séries de produção nacional e de preços internacionais de borracha natural compreendem observações de 153 anos, cobrindo o período de 1827 a 1980. Não se dispõe de informa

ções de produção de borracha natural para o período de 1921 a 1930. Como se necessita de série mais completa, de acordo com a metodologia adotada, opta-se pela interpolação dos dados de produção compreendidos entre esses anos, utilizando-se como interpolante a série de exportação brasileira de borracha natural, correspondente ao mesmo período, e seguindo o procedimento de FRIEDMAN (1962) (Apêndice E). Os dados originais utilizados na pesquisa encontram-se no Apêndice G.

O número de defasagens (M) utilizadas, que, segundo GRANGER e HATANAKA (1966), FISHMAN, 1969 e JOHNSTON, 1972), não deve exceder um terço do número total de observações (N), foi igual a cinquenta.

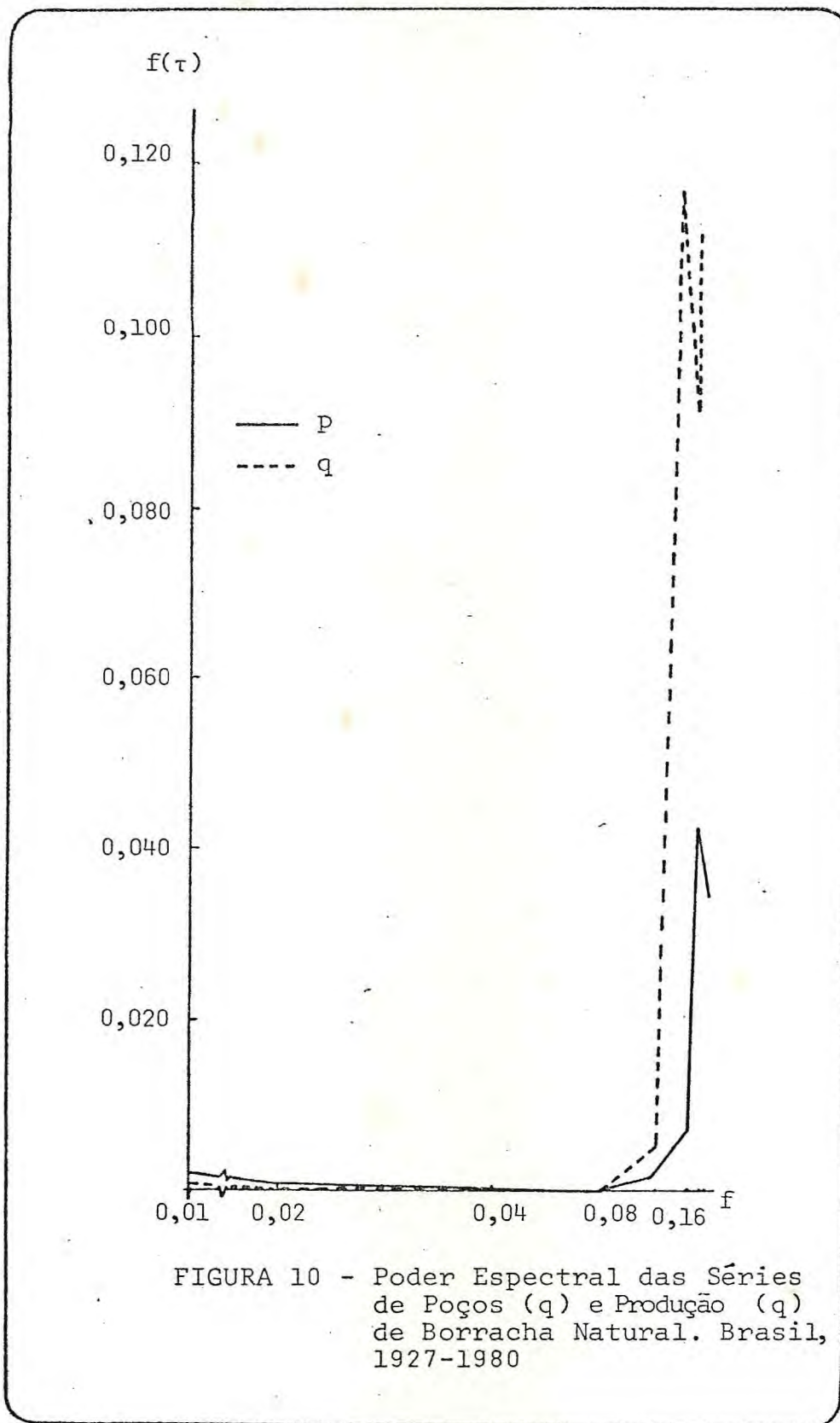
O Quadro 15 apresenta as estimativas dos coeficientes da AAE das séries pré-filtradas (*pre-filtered*) e recoloridas (*recolored*) dos preços internacionais da borracha natural. Observa-se que o poder espectral é maior nas frequências de 0,3201 e 0,4599, que correspondem a períodos de 3,13 e 2,17 anos, respectivamente. O intervalo de confiança do poder espectral, para 11,35 graus de liberdade e nível de 0,95 de probabilidade fiducial, é de $[0,034; 0,23]$ que, dadas as estimativas de poder espectral obtidas, corresponde às faixas de frequência situadas no intervalo de $[0,5000; 0,2600]$ e a períodos de 2,00 e 3,85 anos. O ciclo médio espectral estimado de preços de borracha natural é de 2,00 a 3,85 anos, com maior concentração no período de 3,13 anos. A Figura 10 ilustra poderes espectrais estimados de preços de borracha natural em diferentes faixas de frequência e períodos de tempo.

A concentração do poder espectral (*power spectra*), em torno do período de 3,13 anos, indica que os preços de borracha natural são predominantemente influenciados por mudanças na oferta primária de borracha sintética e na oferta derivada de estoques de borracha natural. Nota-se que os principais supridores mundiais de borracha natural produzem borracha

QUADRO 15 - Estimativas de Poder Espectral das Séries Temporais Pré-Filtradas e Recoloridas de Quantidades e Preços da Borracha Natural, para Diferentes Períodos e Faixas de Frequência, Brasil, 1827-1980

τ	Série Pré-Branqueada		Série Recolorida		τ	f _r	P _r	Série Pré-Branqueada		Série Recolorida			
	Produção	Preço	Produção	Preço				Quantidade	Preço	Quantidade	Preço		
1	0,01	100,00	0,00159	0,00053	487,87	112,362,40	26	0,26	3,85	0,03235	0,03875	1,22	1,546,93
2	0,02	50,00	0,00086	0,00037	241,30	54,717,50	27	0,27	3,70	0,01402	0,00919	1,19	2,163,06
3	0,03	33,33	0,00041	0,00022	82,27	26,931,10	28	0,28	3,57	0,01842	0,00934	1,02	2,393,92
4	0,04	25,00	0,00027	0,00019	25,14	17,632,30	29	0,29	3,45	0,02185	0,00940	0,96	1,921,71
5	0,05	20,00	0,00021	0,00027	12,48	11,152,70	30	0,30	3,33	0,01940	0,00942	0,75	1,218,36
6	0,06	16,67	0,00019	0,00037	9,33	5,995,00	31	0,31	3,23	0,01158	0,00937	0,44	1,136,54
7	0,07	14,29	0,00029	0,00040	6,07	2,900,70	32	0,32	3,13	0,00677	0,11747	0,28	1,951,34
8	0,08	12,50	0,00046	0,00048	3,69	2,330,30	33	0,33	3,03	0,00992	0,10710	0,21	2,234,56
9	0,09	11,11	0,00070	0,00071	4,03	2,872,00	34	0,34	2,94	0,01865	0,10715	0,19	1,708,42
10	0,10	10,00	0,00116	0,00121	5,86	2,982,39	35	0,35	2,86	0,02585	0,05570	0,26	911,40
11	0,11	9,09	0,00166	0,00175	7,01	2,207,34	36	0,36	2,78	0,02688	0,05321	0,34	552,14
12	0,12	8,33	0,00175	0,00179	5,64	1,391,11	37	0,37	2,70	0,02609	0,05664	0,39	715,27
13	0,13	7,69	0,00154	0,00178	3,04	1,021,07	38	0,38	2,63	0,02777	0,05986	0,41	670,32
14	0,14	7,14	0,00145	0,00217	1,81	1,049,82	39	0,39	2,56	0,02979	0,04215	0,51	447,18
15	0,15	6,67	0,00150	0,00309	1,98	938,81	40	0,40	2,50	0,02926	0,06368	0,72	392,28
16	0,16	6,25	0,00216	0,00486	1,81	838,16	41	0,41	2,43	0,03180	0,08556	0,76	753,59
17	0,17	5,88	0,00308	0,00600	1,40	983,78	42	0,42	2,38	0,04080	0,07756	0,63	103,67
18	0,18	5,56	0,00389	0,00781	0,97	1,141,87	43	0,43	2,33	0,04728	0,04827	0,55	75,63
19	0,19	5,26	0,00501	0,01172	0,61	1,036,05	44	0,44	2,27	0,05238	0,04355	0,49	34,35
20	0,20	5,00	0,00603	0,01707	0,43	820,65	45	0,45	2,22	0,06240	0,07782	0,39	20,38
21	0,21	4,76	0,00587	0,01885	0,47	705,02	46	0,46	2,17	0,06870	0,11697	0,33	23,38
22	0,22	4,55	0,00533	0,01538	0,57	809,43	47	0,47	2,13	0,06391	0,10739	0,34	36,35
23	0,23	4,35	0,00776	0,01089	0,66	891,42	48	0,48	2,08	0,06489	0,07825	0,32	27,50
24	0,24	4,17	0,01465	0,01214	0,93	743,72	49	0,49	2,04	0,04209	0,09110	0,34	14,31
25	0,25	4,00	0,01310	0,02136	1,11	929,63	50	0,50	2,00	0,03281	0,11156	0,40	21,82

FONTE: Dados do Apêndice G.



de seringais cultivados, cujo ciclo de produção, a partir do plantio, é de pelo menos sete anos, gerando respostas bastante lentas de produção a preços.

Observa-se que as estimativas ora obtidas não apresentam problema de vazamento (*leakage*) através das bordas da janela de Parzen, uma vez que todos os componentes de baixa frequência foram eliminados no processo de pré-filtragem ou pré-branqueamento, como é evidenciado pelos coeficientes de correlação de posto de Kendall, estimados para a série pré-branqueada de preços, cujo valor não é estatisticamente diferente de zero (Quadro 14). Nesse sentido, diz-se que tais estimativas apresentam a propriedade assintótica de consistência (GRANGER e HATANAKA, 1966).

Vale ressaltar que outros efeitos, como conflitos bélicos e oscilações climáticas, podem ser de natureza sistemática e capazes de gerar qualquer tipo de tendência na série de tempo. Nessa eventualidade, entretanto, seus efeitos são praticamente anulados pelo processo de pré-filtragem ou pré-branqueamento, cujo objetivo principal é tornar a série de tempo estacionária e, portanto, livre de quaisquer tendências.

No Quadro 15, apresentam-se os poderes espectrais da série temporal recolorida de preços da borracha natural que correspondem aos poderes espectrais da série original. Observa-se que este poder espectral apresenta pico mais acentuado na faixa de frequência mais baixa (0,0101), correspondente a período de cem anos. Isso se justifica pela forte tendência (negativa) dessa série (Quadro 14) em provocar problema de vazamento pelas bordas da janela de Parzen e gerar estimativas que não apresentam as propriedades desejáveis. Como era de esperar, não foi possível detectar problemas de cognominação (*aliasing*) nas estimativas obtidas.

No Quadro 15, vêem-se também as estimativas dos coeficientes de AAE da série temporal pré-filtrada de produção de borracha

natural. Observa-se que o poder espectral concentra-se na faixa de frequência de 0,4600, que corresponde ao período de 2,17 anos. O intervalo de confiança do poder espectral, para 11,35 graus de liberdade e 95% de probabilidade fiducial, é igual a $[0,034; 0,23]$ que, para as estimativas de poder espectral ora obtidas, corresponde às faixas de frequências contidas no intervalo de $[0,4200; 0,5000]$ e aos períodos de 2,00 a 2,38 anos, respectivamente. Indica-se, portanto, que o ciclo médio estimado de produção interna de borracha natural varia de 2,00 a 2,38 anos, com maior poder espectral centrado no período de 2,17 anos. A Figura 10 ilustra os poderes espectrais de produção de borracha natural em diferentes faixas de frequências e períodos de tempo.

O ciclo estimado de 2,17 anos para a produção interna de borracha natural reflete, principalmente, as características de rápida resposta de produção diante das variações de preços e do extrativismo dessa exploração, que ainda predomina no País. O ciclo médio estimado, relativamente curto, é coerente com o conhecimento prévio da incipiente participação dos seringueiros cultivados na produção interna.

Observa-se que os poderes espectrais concentrados nas baixas frequências foram eliminados no processo de pré-filtragem ou pré-branqueamento da série temporal de quantidade, o que é um indicador de inexistência de problemas de vazamento pelas bordas da janela de Parzen. Nesse sentido, diz-se que as estimativas espectrais ora obtidas são consistentes.

Por terem sido eliminados todos os componentes de tendência da série pelo processo de pré-branqueamento, os fatores não-aleatórios - tais como guerras e políticas de mercado que ocorreram ao longo do período analisado e que podem ter introduzido qualquer tipo de tendência na série - tiveram seus efeitos praticamente anulados e, por conseguinte, não influenciaram as estimativas espectrais.

O Quadro 15 apresenta os poderes espectrais da série temporal recolorida de produção de borracha vegetal. Observa-se que os poderes espectrais desta série concentram-se na faixa de frequência de 0,0101, que corresponde a um ciclo de cem anos, o que, evidentemente, não faz nenhum sentido, em se tratando da estrutura da produção interna de borracha natural, que provém, principalmente, de seringais nativos. Como se demonstrou anteriormente, esta evidência de ciclo decorre de problemas de vazamento pelas bordas da janela de Parzen, típico de séries não-estacionárias.

Como ocorre na série de preços, a série temporal de produção de borracha natural tem intervalo anual, não permitindo detectar problemas de cognominação (*aliasing*) nas estimativas espectrais deste processo.

As estimativas dos coeficientes de coerência, ganho e fase são apresentadas no Quadro 16. Observa-se que o coeficiente de coerência é máximo na faixa de frequência de 0,1200. Nesta faixa de frequência, o valor do coeficiente de coerência é igual a 0,52 e indica que 52% das variações observadas na produção de borracha natural decorrem de variações dos preços internacionais de borracha natural, na mesma faixa de frequência. O coeficiente de ganho nesta faixa de frequência é igual a 0,71, indicando que acréscimos unitários na série de preços correspondem a acréscimos da ordem de 0,71 na produção interna, na mesma faixa de frequência.

Os padrões de liderança (*lead*) e defasagem (*lag*), indicados pelo sinal do coeficiente fase, na faixa de frequência de 0,1200, indicam que a série de preços lidera a série de produção. Visto que as séries temporais de preço e quantidade não apresentam poder espectral significativamente diferente de zero, nessa faixa de frequência específica, os coeficientes de coerência, ganho e fase, estimados nessa mesma faixa de onda, não são de utilidade para auxiliar, com rigor

QUADRO 16 - Estimativas de Poder Espectral das Séries Temporais Pré-Filtradas e Recoloridas de Produção e Preço de Borracha Natural. Brasil, 1827-1980

τ	Série Pré-Branqueada			Série Recolorida			Série Pré-Branqueada			Série Recolorida																												
	f _τ	P _τ	Coerência	τ	f _τ	P _τ	Coerência	τ	f _τ	P _τ	Coerência	τ	f _τ	P _τ	Coerência	τ	f _τ	P _τ	Coerência	τ	f _τ	P _τ	Coerência	τ	f _τ	P _τ	Coerência	τ	f _τ	P _τ	Coerência	τ	f _τ	P _τ	Coerência	τ	f _τ	P _τ
1	0,01	100,00	0,25	0,79	-0,88	0,45	0,04	-5,41	26	0,26	3,85	0,35	-1,27	0,15	0,01	-2,65																						
2	0,02	50,00	0,27	0,79	0,47	0,15	0,03	-1,65	27	0,27	3,70	0,32	-1,74	0,13	0,01	-1,61																						
3	0,03	33,33	0,33	0,78	-0,30	0,03	0,01	0,32	28	0,28	3,57	0,22	-1,04	0,03	...	-1,55																						
4	0,04	25,00	0,30	0,65	0,29	0,04	0,01	0,46	29	0,29	3,45	0,15	-0,16	0,07	0,01	2,31																						
5	0,05	20,00	0,13	0,38	0,80	0,11	0,01	-1,02	30	0,30	3,33	0,04	-1,14	0,23	0,01	3,00																						
6	0,06	15,67	0,17	0,30	3,51	0,10	0,01	1,75	31	0,31	3,23	0,02	0,22	0,27	0,01	2,59																						
7	0,07	14,29	0,30	0,46	16,19	0,14	0,02	-0,23	32	0,32	3,13	0,02	0,20	0,24	...	-1,36																						
8	0,08	12,50	0,38	0,60	7,77	0,19	0,02	-0,72	33	0,33	3,03	0,08	1,22	0,18	...	-1,27																						
9	0,09	11,11	0,25	0,53	2,35	0,16	0,01	-0,98	34	0,34	2,94	0,16	3,57	0,13	...	1,45																						
10	0,10	10,00	0,29	0,53	-52,45	0,04	0,01	1,78	35	0,35	2,86	0,30	1,84	0,09	0,01	2,96																						
11	0,11	9,09	0,49	0,68	-2,41	0,05	0,01	0,81	36	0,36	2,78	0,34	94,06	0,06	0,01	1,67																						
12	0,12	8,33	0,52	0,71	-7,59	0,08	0,02	0,70	37	0,37	2,70	0,25	-1,12	0,15	0,01	0,74																						
13	0,13	7,69	0,29	0,50	-0,26	0,08	0,02	9,80	38	0,38	2,63	0,21	-0,34	0,27	0,01	-2,53																						
14	0,14	7,14	0,14	0,30	1,30	0,04	0,01	6,00	39	0,39	2,56	0,23	11,61	0,20	0,02	-4,00																						
15	0,15	6,67	0,09	0,21	2,50	4,35	40	0,40	2,50	0,30	2,14	0,08	0,01	0,19																						
16	0,16	6,25	0,09	0,20	0,47	0,04	0,01	-1,75	41	0,41	2,43	0,17	2,22	0,01	...	-1,75																						
17	0,17	5,88	0,16	0,28	-0,43	0,16	0,02	-1,41	42	0,42	2,38	0,03	39,01	0,01	...	-0,29																						
18	0,18	5,56	0,13	0,31	0,47	0,25	0,01	-1,10	43	0,43	2,33	0,31	5,70	0,11	0,01	-0,29																						
19	0,19	5,26	0,14	0,25	5,37	0,11	0,01	-1,32	44	0,44	2,27	0,44	20,02	0,27	0,02	-0,29																						
20	0,20	5,00	0,10	0,19	-2,67	0,01	...	0,25	45	0,45	2,22	0,45	-8,33	0,03	0,01	0,34																						
21	0,21	4,76	0,03	0,09	-3,03	0,05	0,01	10,65	46	0,46	2,17	0,45	-2,97	0,19	0,01	1,79																						
22	0,22	4,55	0,05	0,13	1,21	0,12	0,01	14,47	47	0,47	2,13	0,10	-2,59	0,24	0,02	1,67																						
23	0,23	4,35	0,16	0,36	1,16	0,19	0,01	-2,59	48	0,48	2,08	0,01	1,59	0,05	0,01	-0,42																						
24	0,24	4,17	0,17	0,41	0,42	0,13	0,01	-1,08	49	0,49	2,04	0,01	1,59	0,05	0,01	-0,42																						
25	0,25	4,00	0,20	0,34	-0,16	0,13	0,01	-2,26	50	0,50	2,00	0,02	3,40	0,02	0,01	-3,37																						

FONTE: Dados do Apêndice G.
(...) Valor inferior a 0,01.

estatístico, na definição dos padrões de *lead* e *lag* existentes entre as duas séries de tempo. Estes coeficientes, no caso, servem apenas como elementos indicadores desses padrões.

O fato de terem os coeficientes de coerência sido baixos nas faixas de frequência relevantes e nas AAE das séries, provavelmente, decorre de ter o Brasil passado de exportador para importador de borracha natural, a partir do início da década de 1950.

O Quadro 16 apresenta as estimativas de coeficientes de coerência, ganho e fase para as séries recoloridas (*recolored*) de preços e produção de borracha natural. Observa-se que as duas séries estão correlacionadas nas faixas de frequências mais baixas, haja vista que estas séries (recoloridas) não são estacionárias, isto é, apresentam tendência temporal.

3.3. Análise Espectral do Mercado de Café

As séries de quantidades exportadas e preços internacionais do café constam de 160 observações anuais, cobrindo o período de 1821 a 1980, e são apresentadas no Apêndice G.

Foram utilizadas 52 defasagens e as séries originais foram pré-filtradas ou pré-branqueadas, utilizando o procedimento de filtragem desenvolvido no Apêndice E, por apresentarem forte tendência positiva, no caso da série de exportação, e tendência negativa, no caso da série de preços (Quadro 14). O procedimento de pré-branqueamento tornou estacionárias ambas as séries, como se verifica pelas magnitudes dos coeficientes de correlação de posto de Kendall, obtidos para ambas as séries transformadas (Quadro 14).

O Quadro 17 apresenta as estimativas dos coeficientes da AAE das séries pré-branqueadas e recoloridas e preços de

QUADRO 17 - Estimativas de Poder Espectral das Séries Temporais Pré-Filtradas e Reconstruídas de Exportação e Preços Internacionais de Café, para Diferentes Períodos e Faixas de Frequência. Brasil, 1920-1980

τ	Série Pré-Eranqueada			Série Reconstruída			τ	Série Pré-Eranqueada			Série Reconstruída		
	f _τ	P _τ	Exportação	Preço	Exportação	Preço		f _τ	P _τ	Exportação	Preço	Exportação	Preço
1	0,0099	104,00	0,00073	0,00022	125,872,200,0	174,96	27	0,2596	3,85	0,01945	0,02599	527,933,8	2,56
2	0,0190	52,00	0,00035	0,00015	49,496,880,0	106,21	28	0,2692	3,71	0,02441	0,03115	537,150,9	4,70
3	0,0288	34,67	0,00018	0,00016	12,336,890,0	59,46	29	0,2788	3,59	0,01198	0,02419	604,030,3	5,62
4	0,0385	26,00	0,00018	0,00024	4,674,168,0	33,69	30	0,2885	3,47	0,03861	0,03853	665,308,5	5,83
5	0,0481	20,80	0,00022	0,00031	3,200,207,0	21,85	31	0,2980	3,55	0,03651	0,04199	697,702,1	4,92
6	0,0577	17,33	0,00025	0,00043	2,230,733,0	19,70	32	0,3077	3,25	0,02238	0,04603	471,102,4	3,23
7	0,0673	14,85	0,00031	0,00063	1,394,151,0	23,04	33	0,3175	3,15	0,01839	0,04945	302,730,6	1,95
8	0,0769	13,00	0,00041	0,00080	1,302,425,0	26,03	34	0,3268	3,06	0,01635	0,04012	155,564,0	1,17
9	0,0865	11,56	0,00045	0,00109	1,474,231,0	26,99	35	0,3369	2,97	0,01669	0,03523	174,678,3	1,28
10	0,0962	10,40	0,00033	0,00143	1,219,565,0	27,91	36	0,3462	2,89	0,02175	0,03818	187,033,5	2,07
11	0,1057	9,45	0,00029	0,00139	704,613,5	26,04	37	0,3558	2,81	0,02750	0,03447	169,413,0	2,68
12	0,1154	8,67	0,00058	0,00120	539,690,1	19,78	38	0,3654	2,74	0,03287	0,03069	164,762,3	3,23
13	0,1250	8,00	0,00120	0,00147	781,247,3	13,39	39	0,3750	2,67	0,03409	0,04212	189,300,2	3,60
14	0,1346	7,43	0,00150	0,00191	860,081,3	9,37	40	0,3846	2,60	0,03756	0,05405	213,930,1	3,04
15	0,1442	6,93	0,00150	0,00264	627,312,6	6,62	41	0,3942	2,54	0,05915	0,08390	241,049,8	2,37
16	0,1538	6,50	0,00222	0,00464	472,104,6	4,60	42	0,4038	2,48	0,07804	0,08998	366,452,8	1,43
17	0,1635	6,12	0,00315	0,00631	610,449,8	4,27	43	0,4135	2,42	0,05354	0,07524	463,169,0	0,84
18	0,1730	5,78	0,00316	0,00891	660,700,3	5,22	44	0,4230	2,36	0,03918	0,06092	366,848,9	0,92
19	0,1782	5,58	0,00307	0,00584	462,975,5	6,00	45	0,4327	2,31	0,03424	0,06185	234,959,6	1,61
20	0,1827	5,47	0,00395	0,00786	278,483,4	6,35	46	0,4422	2,26	0,03761	0,06240	199,155,1	2,66
21	0,2019	4,95	0,00499	0,00980	279,094,0	6,45	47	0,4519	2,21	0,04288	0,05147	169,982,3	3,55
22	0,2115	4,73	0,01005	0,01147	442,695,3	5,94	48	0,4615	2,17	0,06208	0,04212	163,203,9	3,81
23	0,2212	4,52	0,01139	0,01298	502,843,2	4,52	49	0,4712	2,12	0,03940	0,04605	152,045,0	3,52
24	0,2308	4,33	0,01392	0,01656	389,081,8	2,76	50	0,4809	2,08	0,16654	0,04796	197,366,6	3,13
25	0,2404	4,16	0,01613	0,01017	422,007,8	1,65	51	0,4904	2,04	0,31165	0,05026	393,930,3	2,93
26	0,2500	4,00	0,01943	0,01477	554,049,3	1,59	52	0,5000	2,00	0,41207	0,04265	817,967,9	2,75

FONTE: Dados do Apêndice G.

café. Observa-se que o poder espectral é mais elevado na faixa de frequência de 0,4038, que corresponde a um ciclo de dois anos e meio. O intervalo de confiança do poder espectral, para 11,41 graus de liberdade e nível de 0,95 de probabilidade fiducial, é igual a $[0,05; 0,27]$ que, para as estimativas obtidas, corresponde à faixa de frequência de $[0,3845; 0,4518]$ e aos períodos de 2,60 e 2,21 anos, respectivamente.

A Figura 11 ilustra as estimativas dos poderes espectrais, em diferentes frequências e para diferentes períodos de tempo. A concentração do poder espectral médio em torno de dois anos e meio indica que o ciclo de preços internacionais de café é influenciado principalmente pelas oscilações de oferta dos países produtores. Em pesquisa anterior, GELB (1979) estimou intervalo de confiança para o poder espectral de preços internacionais de café igual a $(0,0764\pi; 0,1496\pi)$, que corresponde a períodos de 4,24 a 2,12 anos, maiores que os obtidos no presente estudo. A pesquisa de Gelb cobriu o período de 1822 a 1969, e os dados utilizados foram os preços de importação de café nos Estados Unidos da América. Grande parte da série usada por Gelb foi interpolada por processos gráficos expeditos. Na pesquisa em epígrafe, esse autor reconhece a possibilidade de suas estimações terem apresentado problemas de vazamento (*leakage*), haja vista que o procedimento de pré-branqueamento por ele adotado não removeu todas as tendências das séries utilizadas.

As estimativas do poder espectral da série temporal recolorida (*recolored*) de preços internacionais de café (Quadro 17) mostram a concentração do poder espectral em torno das baixas frequências, indicando tendência temporal estatisticamente significativa.

O Quadro 17 e a Figura 11 apresentam as estimativas do poder espectral da série de exportação de café, bem como as respectivas faixas de frequência e os períodos correspondentes. Observa-se que o poder espectral dessa série

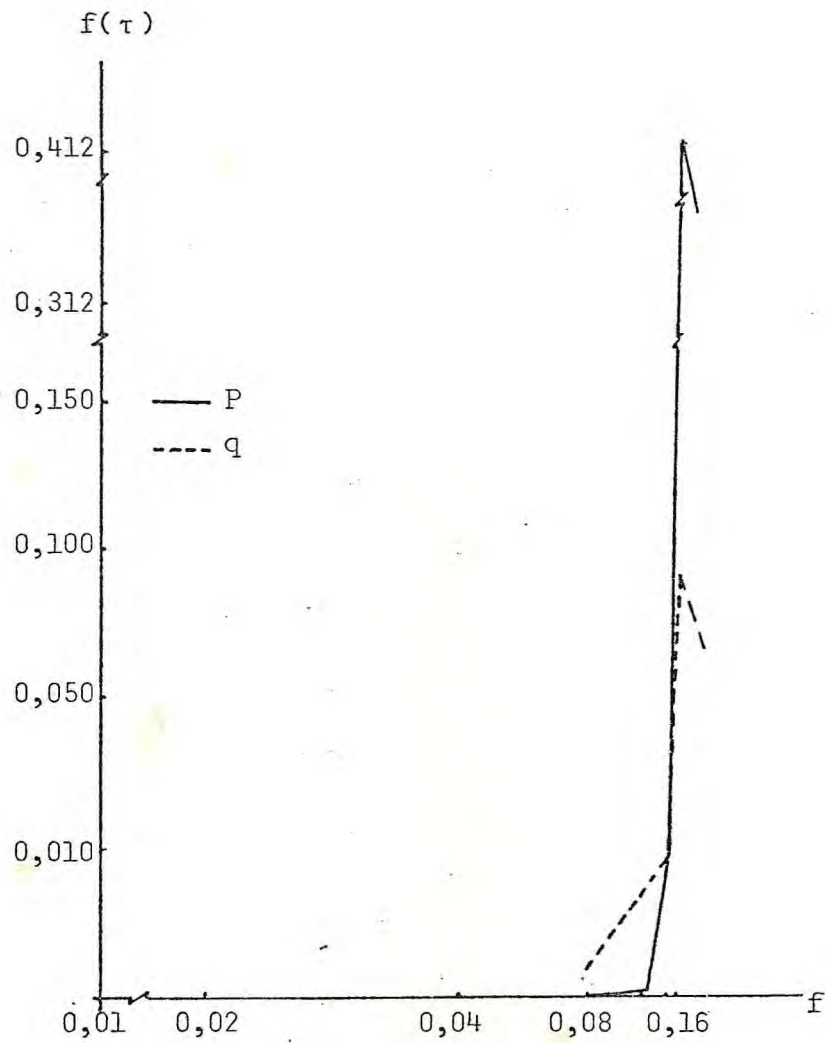


FIGURA 11 - Poder Espectral das Séries de Preço (p) e Exportação (q) de Café. Brasil, 1821-1980

concentra-se na faixa de 0,5000 de freqüência, que corresponde a um período de dois anos. O intervalo de confiança do poder espectral, para 11,41 graus de liberdade e nível de 0,95 de probabilidade fiducial, é igual a $[0,21; 1,23]$ que, para as estimativas obtidas, corresponde ao intervalo de freqüência de $[0,4909; 0,5000]$.

A concentração do poder espectral, no período de dois anos e meio, pode ser explicada tanto pelo ciclo bianual, de origem fisiológica, que caracteriza a produção de café, como por variações na oferta interna de estoques de café.

Na estimação do poder espectral de exportação de café não ocorreram problemas de vazamento pelas bordas da janela de Parzen, uma vez que foram completamente eliminadas as tendências na série pré-branqueada de exportação.

No que tange à série recolorida de exportação, observa-se que o poder espectral concentra-se nas faixas de freqüência mais baixas, o que indica existência de tendência estatisticamente significativa na série original.

As estimativas dos coeficientes de coerência, ganho e fase para a AEC são apresentadas no Quadro 18.

Observa-se que o coeficiente de coerência, para as faixas de freqüência significantes, nas análises dos espectros isolados de exportação e preço, é mais alto na freqüência 0,4037, que corresponde a um período de 2,48 anos. Nesta faixa de freqüência, o valor estimado do coeficiente de coerência é igual a 0,63, indicando que 63% das variações observadas em preços de café, na faixa de freqüência de 0,4037 dependem das variações observadas nas exportações brasileiras de café, na mesma faixa de freqüência. O valor do coeficiente de ganho, estimado para esta freqüência, é igual a 0,74, indicando que acréscimo unitário nas exportações brasileiras de café na freqüência de 0,4037 implica acréscimo da ordem de 0,74

QUADRO 18 - Estimativas de Coeficientes da Análise Espectral Cruzada das Séries Temporais Pré-Filtradas e Recoloridas de Exportação e de Preço Internacional de Café. Brasil, 1820-1980

τ	Série Pré-Eranqueada			Série Recolorida			τ	Série Pré-Eranqueada			Série Recolorida				
	f _t	P _t	F _t	Coerência	Ganho	Fase		F _t	P _t	F _t	Coerência	Ganho	Fase		
1	0,0099	104,00	0,64	1,45	-22,20	0,56	27	0,2596	3,85	0,15	0,34	-0,07	0,10	147,72	0,55
2	0,0190	52,00	0,57	1,15	-3,23	0,56	28	0,2692	3,71	0,27	0,46	1,42	0,10	115,57	0,54
3	0,0293	34,67	0,63	0,84	-1,61	0,52	29	0,2788	3,59	0,31	0,53	4,64	0,06	85,98	2,38
4	0,0385	26,00	0,49	0,61	-4,26	0,47	30	0,2885	3,47	0,24	0,56	1,12	0,05	71,72	6,21
5	0,0481	20,80	0,37	0,31	6,34	0,38	31	0,2960	3,55	0,24	0,48	3,43	0,04	71,86	7,09
6	0,0577	17,33	0,35	0,46	-10,87	0,37	32	0,3077	3,25	0,13	0,28	0,51	0,05	50,23	3,95
7	0,0673	14,85	0,44	0,47	-7,17	0,41	33	0,3175	3,15	0,10	0,20	1,25	0,06	97,39	3,12
8	0,0769	13,00	0,48	0,50	-7,26	0,34	34	0,3269	3,06	0,10	0,20	-1,10	0,10	129,37	1,85
9	0,0865	11,56	0,48	0,43	-5,03	0,22	35	0,3365	2,97	0,34	0,40	0,01	0,14	140,02	1,49
10	0,0962	10,40	0,47	0,33	-8,47	0,20	36	0,3462	2,89	0,61	0,53	0,52	0,16	121,51	1,69
11	0,1057	9,45	0,39	0,29	8,88	0,28	37	0,3558	2,81	0,41	0,57	0,57	0,17	104,27	2,34
12	0,1154	8,67	0,44	0,46	10,81	0,30	38	0,3654	2,74	0,17	0,43	0,61	0,17	81,06	3,51
13	0,1250	8,00	0,74	0,74	-36,20	0,20	39	0,3750	2,67	0,09	0,26	1,23	0,12	84,14	6,72
14	0,1346	7,43	0,62	0,72	-18,53	0,18	40	0,3846	2,60	0,15	0,30	-0,03	0,10	85,57	-21,51
15	0,1442	6,93	0,57	0,57	-13,16	0,20	41	0,3942	2,54	0,44	0,56	-2,72	0,09	94,11	-7,54
16	0,1538	6,50	0,54	0,55	-11,91	0,20	42	0,4038	2,48	0,63	0,74	-1,24	0,07	134,33	5,57
17	0,1635	6,12	0,57	0,36	-6,77	0,15	43	0,4135	2,42	0,55	0,68	1,32	0,11	244,63	1,77
18	0,1730	5,78	0,25	0,22	-1,94	0,17	44	0,4230	2,36	0,20	0,36	2,48	0,11	212,93	1,52
19	0,1792	5,58	0,09	0,22	-1,94	0,14	45	0,4327	2,31	0,39	0,14	95,86	0,10	120,02	1,33
20	0,1877	5,47	0,27	0,37	-1,66	0,20	46	0,4422	2,25	0,26	0,39	-3,28	0,10	88,40	2,13
21	0,2019	4,95	0,48	0,56	-2,02	0,22	47	0,4519	2,21	0,40	0,57	-3,28	0,12	80,80	3,83
22	0,2115	4,73	0,43	0,61	-3,54	0,16	48	0,4615	2,17	0,48	0,84	-2,72	0,15	79,54	7,49
23	0,2212	4,52	0,22	0,46	29,85	0,14	49	0,4712	2,12	0,51	1,09	-0,98	0,14	78,71	22,50
24	0,2308	4,33	0,05	0,25	0,45	0,13	50	0,4808	2,08	0,50	1,32	-0,68	0,10	79,77	-6,27
25	0,2404	4,16	0,10	0,43	0,14	0,07	51	0,4904	2,04	0,49	1,49	-2,40	0,08	103,21	-2,45
26	0,2500	4,00	0,11	0,38	1,49	0,07	52	0,5000	2,00	0,52	1,61	-3,86	0,07	155,69	-3,76

FONTE: Dados do Apêndice G.

unidades nos preços internacionais de café, nesta frequência.

O coeficiente de fase, estimado na faixa de frequência de 40,37, é igual a -1,84 radiano. O sinal negativo do coeficiente de fase indica que a série de entrada (preço de café) é liderada pela série de saída (exportação de café), nesta faixa de frequência específica. A diferença de fase entre as duas séries é de 0,12 anos, aproximadamente. Isso indica que as variações nos preços internacionais de café, em resposta às oscilações na exportação de café, demoram pelo menos um mês e meio (0,12 anos).

Como era de esperar, as estimativas dos coeficientes de coerência, ganho e fase, para as séries recoloridas, apresentam picos nas baixas frequências (Quadro 18).

3.4. Análise Espectral do Mercado de Açúcar

As séries de quantidade exportada e preços internacionais do açúcar, utilizadas na pesquisa, constam de 160 observações anuais, cobrindo o período de 1821 a 1980, e são apresentadas no Apêndice G. Foram utilizadas 52 defasagens e as séries originais foram pré-branqueadas pelo procedimento de filtragem descrito no Apêndice E, por apresentarem forte tendência positiva, no caso da série de exportações, e negativa, no caso de preços (Quadro 14). O procedimento de pré-branqueamento utilizado tornou ambas as séries estacionárias, como evidenciam as magnitudes dos coeficientes de correlação de posto de Kendall, para ambas as séries transformadas (Quadro 14).

No Quadro 19, vêm-se as estimativas da série de coeficientes da AAE das séries pré-branqueadas e recoloridas de preços de açúcar. Observa-se que o poder espectral da série de preços de açúcar concentra-se na faixa de frequência 0,4327,

QUADRO 19 - Estimativas de Coeficientes da Análise Auto-Espectral das Séries Temporais Pre-Filtradas e Recoloridas de Exportação e Preço de Açúcar. Brasil, 1820-1980

τ	Série Pré-Brasileira			Série Recolorida			τ	f _τ	P _τ	Série Pré-Brasileira			Série Recolorida		
	Exportação	Preço	Preço	Exportação	Preço	Preço				Exportação	Preço	Preço			
1	0,0099	164,00	0,00130	0,00124	903,622,90	15,555,87	27	0,2596	3,85	0,25903	0,64873	3,835,37	221,99		
2	0,0190	52,00	0,00131	0,00117	699,273,10	8,857,29	28	0,2692	3,71	0,27446	0,03765	3,942,32	302,95		
3	0,0298	34,67	0,00070	0,00106	447,687,40	4,695,15	29	0,2788	3,59	0,25918	0,04955	8,635,65	351,79		
4	0,0385	26,00	0,00046	0,00107	271,026,80	2,999,66	30	0,2885	3,47	0,19383	0,05642	8,423,31	321,69		
5	0,0481	20,80	0,00044	0,00110	174,822,80	1,922,45	31	0,2980	3,35	0,27106	0,07422	5,694,11	274,55		
6	0,0577	17,33	0,00463	0,00121	113,759,80	1,096,57	32	0,3077	3,25	0,56178	0,06475	3,735,45	122,43		
7	0,0673	14,85	0,00506	0,00173	64,809,46	512,28	33	0,3173	3,15	1,30565	0,06317	3,070,42	62,25		
8	0,0769	13,00	0,00275	0,00249	29,271,80	294,64	34	0,3269	3,06	1,90499	0,06078	2,592,48	56,20		
9	0,0855	11,56	0,00329	0,00310	12,228,48	209,05	35	0,3365	2,97	1,60100	0,11592	1,691,11	83,60		
10	0,0932	10,40	0,00305	0,00330	8,904,97	219,63	36	0,3462	2,89	1,00614	0,15914	1,713,69	105,65		
11	0,1017	9,43	0,00301	0,00425	9,760,57	237,15	37	0,3558	2,81	0,99352	0,19653	3,130,19	127,49		
12	0,1154	8,67	0,00393	0,00465	9,975,84	217,37	38	0,3654	2,74	0,95980	0,18857	4,664,07	112,79		
13	0,1250	8,00	0,00675	0,00382	11,266,30	180,70	39	0,3750	2,60	0,73608	0,16394	4,911,43	82,20		
14	0,1345	7,43	0,02066	0,00477	15,593,49	189,98	40	0,3845	2,50	0,52302	0,13131	4,517,72	65,32		
15	0,1442	6,93	0,06564	0,00787	24,751,36	195,03	41	0,3942	2,54	0,62377	0,12102	5,984,72	52,10		
16	0,1538	6,50	0,12055	0,01234	35,308,09	182,75	42	0,4038	2,48	0,80457	0,12653	3,752,72	21,37		
17	0,1639	6,12	0,12097	0,01569	39,675,70	151,45	43	0,4135	2,42	0,77906	0,16024	12,192,19	22,62		
18	0,1730	5,78	0,07499	0,01485	33,189,10	135,05	44	0,4230	2,36	0,52244	0,23597	10,625,57	44,73		
19	0,1792	5,58	0,04632	0,01091	22,202,75	134,33	45	0,4327	2,31	0,45013	0,27692	7,091,00	95,38		
20	0,1877	5,47	0,08645	0,01079	14,262,29	130,22	46	0,4422	2,26	0,46059	0,24165	4,907,33	172,55		
21	0,2019	4,95	0,14305	0,01889	9,708,27	142,96	47	0,4519	2,21	0,61184	0,21377	4,327,37	227,66		
22	0,2115	4,73	0,28513	0,02660	6,161,41	123,68	48	0,4615	2,17	1,19758	0,22638	3,238,66	245,40		
23	0,2212	4,52	0,47736	0,02541	3,197,73	79,74	49	0,4712	2,12	1,16561	0,21891	1,994,21	252,42		
24	0,2308	4,33	0,68391	0,02423	1,707,23	48,60	50	0,4808	2,08	2,80942	0,17096	1,568,68	218,58		
25	0,2404	4,16	0,61379	0,03639	1,664,27	38,44	51	0,4904	2,04	2,65501	0,15565	1,777,93	134,00		
26	0,2500	4,00	0,36314	0,05163	2,350,13	123,22	52	0,5000	2,00	2,49589	0,07145	1,750,39	65,05		

FONTE: Dados do Apêndice G.

que corresponde a um período de 2,31 anos. O intervalo de confiança do poder espectral da série de preços, para 11,41 graus de liberdade e nível de 0,95 de probabilidade, é dado pelos extremos $[1,46; 8,93]$. Estes limites, dadas as estimativas obtidas, correspondem aos intervalos de frequência de $[0,4125, 0,4867]$ e de $[0,3462; 0,3751]$ que, por sua vez, correspondem a ciclos nos intervalos de $[2,08; 2,42]$ e de $[2,67; 2,89]$ anos, respectivamente.

O ciclo médio estimado de preços de açúcar, de dois a três anos, aproximadamente, é coerente com o conhecimento empírico referente à oferta de cana-de-açúcar. A primeira colheita de cana-de-açúcar ocorre dezoito meses após o plantio, ao passo que a segunda e terceira colheitas ocorrem um e dois anos depois da primeira. Assim, o ciclo médio estimado de preço de açúcar de, aproximadamente, 2,5 anos conforma com as características da oferta de cana-de-açúcar.

Na AAE da série de preços de açúcar não foi detectado o problema de vazamento pelas bordas da janela de Parzen, uma vez que os poderes espectrais concentram-se, principalmente, nas faixas de frequência mais altas, em decorrência do processo de pré-branqueamento adotado.

A série recolorida de preços de açúcar apresentou poder espectral concentrado nas baixas frequências, como esperado (Quadro 19).

No Quadro 19 e na Figura 12, apresentam-se as estimativas dos poderes espectrais da série pré-branqueada de exportação de açúcar, bem como as frequências e períodos correspondentes. Observa-se, na Figura 12, que o poder espectral apresenta pico mais acentuado na faixa de frequência de 0,4807, que corresponde a um período de 2,08 anos. O intervalo de confiança do poder espectral, para 11,41 graus de liberdade e nível de 0,95 de probabilidade, é igual a $[1,46; 8,39]$. Na Figura 13, observa-se que este intervalo de poder espectral está

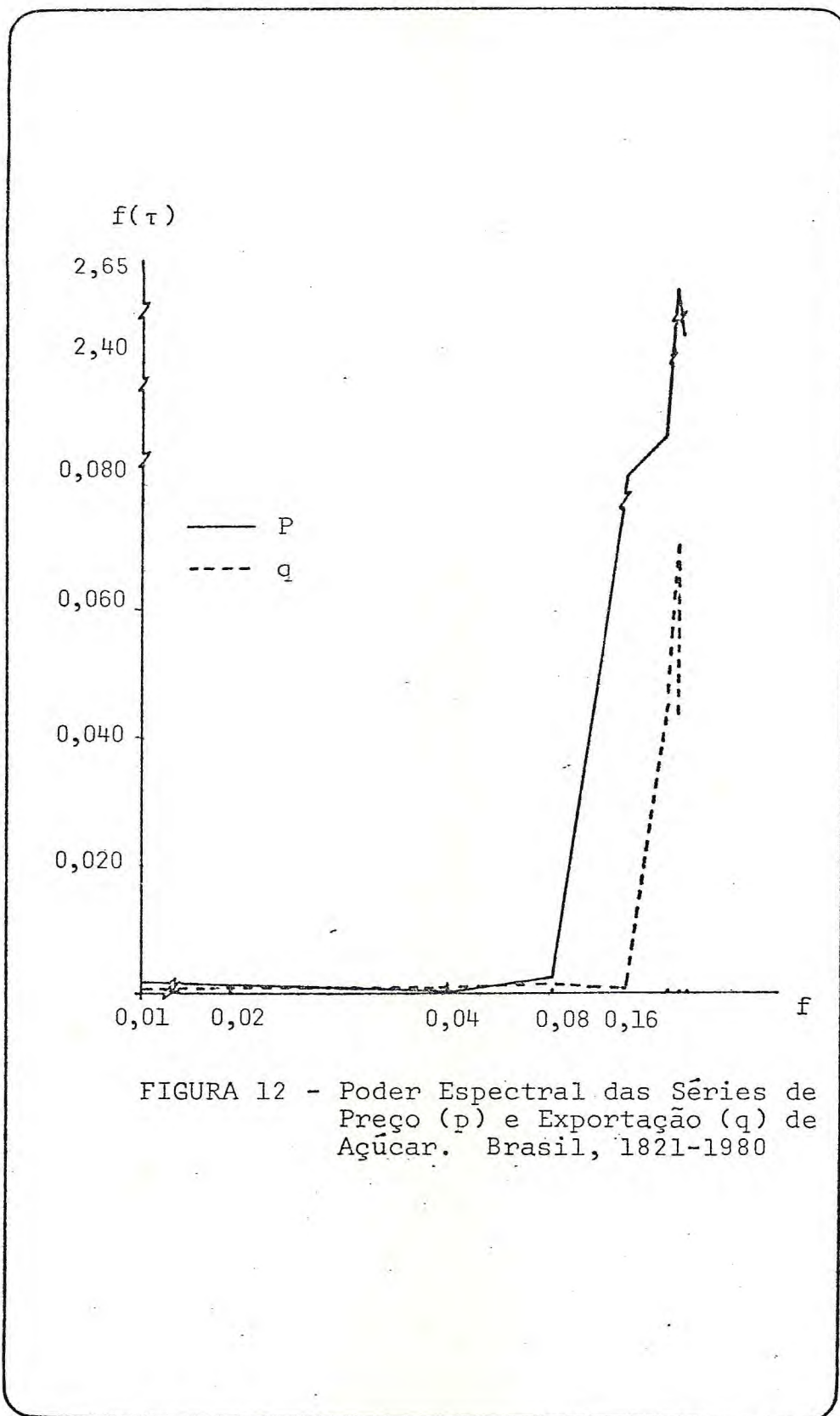


FIGURA 12 - Poder Espectral das Séries de Preço (p) e Exportação (q) de Açúcar. Brasil, 1821-1980

contido entre os períodos de 2 a 2,12 anos e 3,06 a 3,97 anos. A maior concentração verifica-se em torno de 2,08 anos.

O ciclo estimado de exportação de açúcar parece decorrer da interação de vários fatores, dos quais os principais parecem ser os seguintes: (a) ciclo biológico da cana-de-açúcar, de dois a três anos; (b) existência de estoques, tanto no mercado interno como no mercado externo, e (c) produção e exportação dos países concorrentes no mercado mundial. A interação desses fatores parece contribuir para que o ciclo médio das exportações brasileiras de açúcar, no período analisado, seja de, aproximadamente, dois anos e meio.

Os coeficientes estimados dos poderes espectrais da série recolorida de exportação de açúcar são apresentados no Quadro 19. Observa-se que esses poderes espectrais concentram-se nas baixas frequências, conforme esperado.

Encontram-se, no Quadro 20, as estimativas dos coeficientes de coerência, ganho e fase, usados na AEC, das séries pré-filtradas de exportação brasileira e preços internacionais de açúcar. Observa-se que o coeficiente de coerência apresenta pico na frequência de 0,4032. Nesta faixa de frequência, o valor estimado do coeficiente de coerência é igual a 0,54, indicando que 54% das variações em exportações de açúcar, na faixa de frequência de 0,4037, dependem de variações dos preços de açúcar, na mesma faixa de frequência.

O coeficiente de ganho, estimado nesta frequência, é igual a 1,86, indicando que acréscimo unitário na série de preços, na frequência de 0,4037, provoca acréscimo de 1,86 unidade na série de exportação, na mesma frequência. O coeficiente de fase, estimado na frequência de 0,4037, é igual a 32,36. O sinal positivo associado a este coeficiente indica que a série de entrada (série de preços) lidera a série de saída (série de exportação), nesta faixa de frequência. Os padrões de liderança da série de preços de açúcar sobre a

série de exportação deste produto, nesta frequência, indicados pelo sinal e pela magnitude do coeficiente de fase de 2,08 anos, indicam que são precisos pelo menos 2 anos para que os efeitos dos preços internacionais de açúcar reflitam sobre as exportações brasileiras desse produto. Em outras palavras, a oferta de exportação de açúcar brasileiro apresenta reação relativamente lenta a variações em preços.

As estimativas de coeficientes de coerência, ganho e fase para as séries recoloridas de exportação e preços de açúcar são apresentadas no Quadro 20. Observa-se que o coeficiente de coerência apresenta pico nas faixas de frequência mais baixas, dada a tendência temporal significativa apresentada por esta série.

3.5. Análise Espectral do Mercado de Cacau

As séries de exportações e preços internacionais de cacau utilizadas na pesquisa constam de 160 observações anuais, cobrindo o período de 1821 a 1980 (Apêndice G). Utilizaram-se 52 defasagens e as séries originais foram pré-filtradas, utilizando-se o procedimento de filtragem descrito no Apêndice E, em virtude de tais séries apresentarem forte tendência positiva, no caso das exportações, e negativas, no caso de preços (Quadro 14). O procedimento de pré-branqueamento utilizado tornou ambas as séries estacionárias, como mostram os coeficientes de correlação de posto de Kendall, estimados para as séries transformadas (Quadro 14).

O Quadro 21 apresenta as estimativas dos coeficientes da AAE das séries pré-branqueadas e recoloridas de preços internacionais de cacau. Observa-se que o poder espectral concentra-se na frequência de 0,3173, com período correspondente de 3,15 anos.

A amplitude do intervalo de confiança do poder espectral

QUADRO 20 - Estimativas de Coeficientes da Análise Espectral Cruzada das Séries Temporais Pré-Filtradas e Recoloridas de Exportação e de Preços de Açúcar. Brasil, 1821-1980

τ	Série Pré-Brasiguada			Série Recolorida			τ	Série Pré-Brasiguada			Série Recolorida						
	f _T	P _T	Coeficiência	Garbo	Fase	Coeficiência		Garbo	Fase	Coeficiência	Garbo	Fase	Coeficiência				
1	0,0099	104,00	0,27	0,63	-0,65	0,08	2,20	0,92	27	0,2596	3,85	0,17	0,55	-0,84	0,04	0,78	-0,01
2	0,0190	52,00	0,26	0,54	1,37	0,08	2,58	0,37	28	0,2652	3,71	0,11	0,59	-0,50	0,02	0,56	0,43
3	0,0288	34,67	0,15	0,31	0,50	0,05	2,14	0,87	29	0,2788	3,59	0,02	0,34	0,53	0,02	0,47	1,35
4	0,0385	26,00	0,07	0,18	0,50	0,03	1,62	2,34	30	0,2895	3,47	0,08	0,49	-5,71	0,02	0,70	2,14
5	0,0481	20,80	0,03	0,10	-0,30	0,02	1,50	40,16	31	0,2990	3,55	0,05	0,41	0,83	0,02	0,80	2,82
6	0,0577	17,33	0,09	0,18	-1,90	0,03	1,71	-6,28	32	0,3074	3,25	0,06	0,80	0,83	0,03	0,93	3,75
7	0,0673	14,85	0,19	-0,41	-2,72	0,03	1,82	-2,01	33	0,3173	3,15	0,12	1,59	3,57	0,05	1,42	2,63
8	0,0769	13,00	0,14	0,39	-0,71	0,03	1,82	-0,71	34	0,3269	3,06	0,32	2,74	24,08	0,07	1,45	1,55
9	0,0865	11,56	0,05	0,25	-3,77	0,06	1,85	-3,36	35	0,3365	2,97	0,30	2,02	-83,29	0,06	1,07	1,31
10	0,0962	10,40	0,05	0,19	1,05	0,13	2,27	7,67	36	0,3462	2,89	0,28	1,39	-12,35	0,01	0,41	2,15
11	0,1057	9,45	0,01	0,08	2,15	0,14	2,40	2,84	37	0,3558	2,81	0,31	1,21	7,33	...	0,24	-17,30
12	0,1154	8,67	0,01	0,12	-0,10	0,13	2,40	1,77	38	0,3654	2,74	0,36	1,25	4,03	...	0,33	-8,08
13	0,1250	8,00	0,02	0,20	-0,48	0,10	2,46	0,93	39	0,3750	2,67	0,33	1,22	3,12	...	0,39	-4,63
14	0,1346	7,43	0,04	0,40	0,35	0,06	2,30	0,51	40	0,3846	2,60	0,28	1,20	-2,85	0,01	0,65	-1,55
15	0,1442	6,93	0,15	1,14	0,05	0,05	2,41	0,82	41	0,3942	2,54	0,28	1,20	-0,20	0,01	1,18	-0,84
16	0,1538	6,50	0,16	1,25	1,14	0,05	3,32	0,94	42	0,4038	2,48	0,34	1,66	32,55	0,02	2,65	-0,46
17	0,1635	6,17	0,06	0,69	-139,76	0,06	3,85	1,05	43	0,4135	2,42	0,42	1,43	2,35	0,04	4,51	-0,57
18	0,1730	5,78	0,05	0,52	-7,01	0,05	3,33	1,14	44	0,4230	2,35	0,15	0,51	-0,74	0,02	2,25	-1,52
19	0,1792	5,58	0,10	0,64	-0,85	0,04	2,62	0,98	45	0,4327	2,31	0,01	0,11	-0,65	0,01	0,79	-1,06
20	0,1827	5,47	0,27	1,30	-0,92	0,02	1,56	0,84	46	0,4422	2,26	0,15	0,54	-1,15	0,01	0,43	1,37
21	0,2019	4,95	0,51	1,97	-2,43	0,01	1,00	2,11	47	0,4519	2,21	0,25	0,67	-3,48	...	0,28	1,71
22	0,2115	4,73	0,54	2,32	-6,37	0,02	1,03	3,78	48	0,4615	2,17	0,09	0,71	-50,91	...	0,22	4,05
23	0,2212	4,52	0,46	2,94	-865,96	0,35	1,18	3,30	49	0,4712	2,12	0,01	0,25	-1,32	...	0,19	-16,45
24	0,2308	4,33	0,30	2,93	16,08	0,06	1,42	2,67	50	0,4808	2,08	0,05	1,25	-0,71	0,01	0,24	-1,40
25	0,2404	4,16	0,08	1,22	2,21	0,06	1,30	1,09	51	0,4904	2,04	0,18	2,17	1,33	0,02	0,45	-1,33
26	0,2500	4,00	0,04	0,56	-6,14	0,05	0,93	0,15	52	0,5000	2,00	0,05	2,26	16,47	0,02	0,78	-3,06

FONTE: Dados do Apêndice G.
(...) Valor inferior a 0,01.

QUADRO 21 - Estimativas de Coeficientes da Análise Auto-Espectral das Séries Pré-Filtradas e Recoloridas de Exportações e Preços de Cacau. Brasil, 1821-1980

r	Série Pré-Branqueada		Série Recolorida		r	f _r	f _t	P _t	Série Pré-Branqueada		Série Recolorida		
	Exportação	Preço	Exportação	Preço					Exportação	Preço	Exportação	Preço	
1	0,0089	104,00	0,00242	0,00082	10,399,91	58,938,42	27	0,2596	3,85	0,03086	0,00272	69,95	14,432,10
2	0,0190	52,00	0,00999	0,00057	4,427,97	49,481,66	28	0,2692	3,71	0,04878	0,00852	63,12	14,915,88
3	0,0288	34,67	0,00936	0,00049	1,578,44	46,505,09	29	0,2788	3,59	0,06772	0,00477	63,56	13,539,84
4	0,0385	26,00	0,00925	0,00048	898,98	47,584,34	30	0,2885	3,47	0,08150	0,00714	47,37	12,944,26
5	0,0481	20,90	0,00913	0,00049	618,22	49,098,28	31	0,2980	3,55	0,09247	0,00855	33,32	12,521,21
6	0,0577	17,33	0,00900	0,00057	402,58	48,106,13	32	0,3077	3,25	0,09854	0,00678	32,11	11,953,13
7	0,0673	14,85	0,00887	0,00079	226,96	43,501,17	33	0,3173	3,15	0,09203	0,01172	76,13	10,921,71
8	0,0769	13,00	0,00874	0,00062	160,45	43,994,04	34	0,3269	3,06	0,06415	0,01079	14,53	9,231,65
9	0,0865	11,56	0,00861	0,00061	169,02	42,382,40	35	0,3365	2,97	0,06660	0,00920	10,21	7,623,94
10	0,0962	10,40	0,00848	0,00071	173,45	39,971,46	36	0,3462	2,89	0,06672	0,01462	16,83	6,855,21
11	0,1057	9,45	0,00830	0,00096	138,73	37,805,25	37	0,3558	2,81	0,06600	0,01879	32,44	6,561,55
12	0,1154	8,67	0,00813	0,00123	106,42	35,413,30	38	0,3654	2,74	0,05559	0,00801	43,79	6,153,84
13	0,1250	8,00	0,00800	0,00156	115,17	32,831,82	39	0,3750	2,67	0,03144	0,00294	38,79	5,425,46
14	0,1346	7,43	0,00824	0,00242	130,42	31,418,48	40	0,3846	2,60	0,03828	0,00464	28,95	4,517,56
15	0,1442	6,93	0,00861	0,00361	132,60	30,718,23	41	0,3942	2,54	0,01849	0,00039	23,15	3,971,37
16	0,1538	6,50	0,00950	0,00865	144,11	29,278,92	42	0,4038	2,48	0,04521	0,01025	20,21	3,485,72
17	0,1635	6,12	0,00934	0,01072	161,90	27,609,39	43	0,4135	2,42	0,02911	0,00740	22,00	3,003,51
18	0,1730	5,78	0,00990	0,01462	151,48	26,836,73	44	0,4230	2,36	0,00994	0,00315	24,15	2,370,33
19	0,1792	5,58	0,00828	0,02195	113,94	25,300,02	45	0,4327	2,31	0,02792	0,00279	10,65	1,751,35
20	0,1827	5,47	0,01516	0,03051	111,69	25,873,85	46	0,4422	2,26	0,03551	0,00104	19,24	1,283,41
21	0,2019	4,95	0,01797	0,03264	159,57	25,233,18	47	0,4519	2,21	0,02823	0,00935	26,15	1,057,06
22	0,2115	4,73	0,01567	0,02738	185,46	23,792,18	48	0,4615	2,17	0,03061	0,05168	34,15	923,12
23	0,2212	4,52	0,01659	0,02942	169,12	21,668,30	49	0,4712	2,12	0,01846	0,07311	33,25	741,65
24	0,2308	4,33	0,02159	0,03171	146,61	19,898,97	50	0,4808	2,08	0,07793	0,09254	24,82	511,76
25	0,2404	4,16	0,02618	0,02604	135,75	18,520,34	51	0,4904	2,04	0,16607	0,04115	27,80	325,84
26	0,2500	4,00	0,03005	0,04602	104,06	17,502,46	52	0,5000	2,00	0,17628	0,05472	23,06	233,95

FONTE: Dados do Apêndice G.

da série de preços, para 11,41 graus de liberdade e nível de 0,95 de probabilidade, é igual a $[0,06; 0,35]$, o que, para as estimativas obtidas, corresponde ao intervalo de frequência de $[0,2595; 0,5000]$ que, por sua vez, corresponde a ciclos de 2 a 3,85 anos. O ciclo médio estimado da série de preços internacionais de cacau, de cerca de 3,15 anos, indica que existe um padrão de flutuação periódica nos preços de cacau que pode ser atribuído, em parte, às características biológicas do cacauzeiro. Em geral, entre plantio e início de produção decorrem de 4 a 5 anos. Lembra-se, contudo, que a oferta de exportação é gerada tanto pela oferta primária como pela oferta de estoques.

WEISS (1970) estimou o poder espectral do ciclo de preços de cacau, para o período de 1825 a 1969, obtendo estimativas de período de 7 e 3,5 anos. Em sua pesquisa, esse autor sugeriu ser mais provável o ciclo de preços de cacau de sete anos. Contudo, devem-se considerar algumas dificuldades encontradas na pesquisa de Weiss. Em primeiro lugar, a qualidade dos dados utilizados nessa pesquisa foi comprometida, uma vez que, em grande parte, tais dados foram obtidos por interpolação gráfica expedita e de fontes diversas. Segundo, o processo de estimação também foi comprometido, uma vez que, como o próprio autor reconhece, a série não foi completamente estacionarizada, não sendo eliminados todos os componentes de baixa frequência, fazendo com que o poder espectral se concentrasse nessas frequências. Em terceiro lugar, é aparente a ocorrência do problema de cognominação (*aliasing*) nas estimativas de Weiss. O pico estimado por ele, de sete anos, é um cognome (*alias*) de sua própria estimativa de pico, de 3,5 anos.

A Figura 13 ilustra os poderes espectrais da série de preços de cacau nas diferentes frequências e períodos.

As estimativas dos poderes espectrais da série recolorida de preços apresentam picos concentrados nas faixas de frequência mais baixas (Quadro 20).

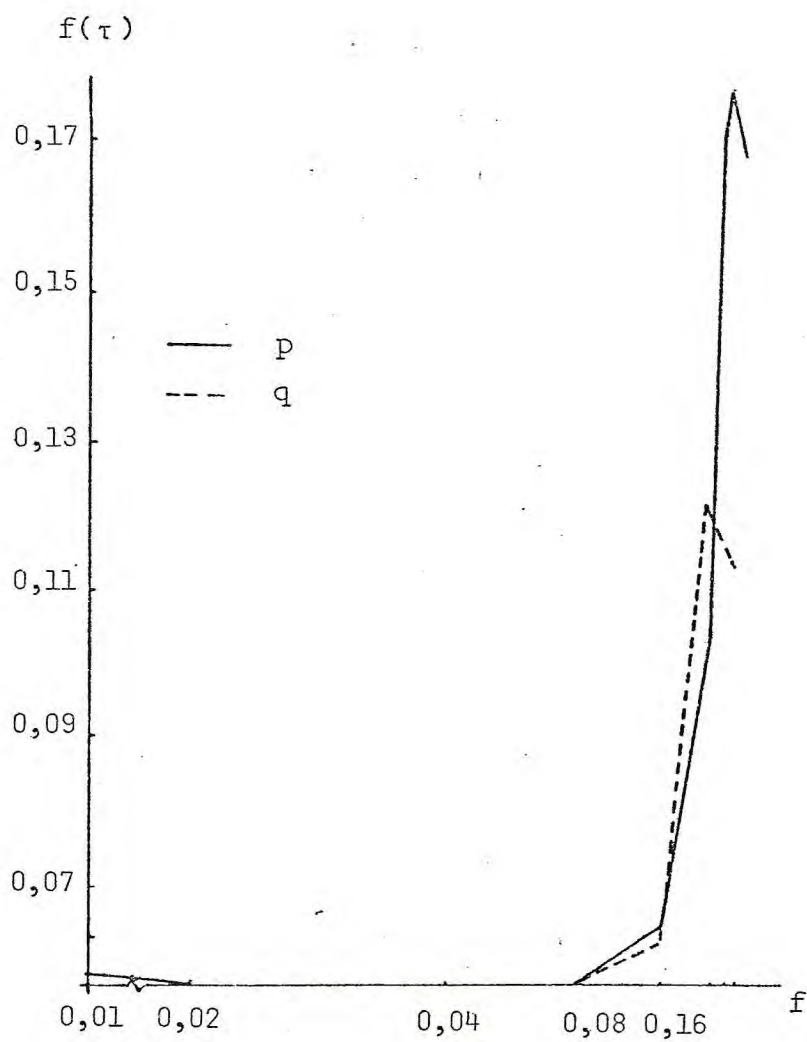


FIGURA 13 - Poder Espectral das Séries de Preço (p) e Exportação (q) de Cacau. Brasil, 1821-1980

No Quadro 22 e na Figura 19 apresentam-se as estimativas dos coeficientes da AAE da série de exportações brasileiras de cacau. Observa-se que o poder espectral se concentra na faixa de frequência 0,4423, que corresponde a período de 2,26 anos. A amplitude do intervalo de confiança do poder espectral da série de exportação, para 11,41 graus de liberdade e nível de 0,95 de probabilidade fiducial, é igual a $[0,21; 1,18]$, o que, para as estimativas obtidas, corresponde ao intervalo de frequência $[0,4037; 0,4712]$ e a ciclo de 2,12 a 2,48 anos.

O ciclo médio estimado (2,26 anos) da série de exportação de cacau indica existência de um padrão de flutuação periódica das exportações brasileiras de cacau. Este ciclo parece ser influenciado grandemente pela defasagem de resposta de oferta primária, que é determinada, em parte, pelo ciclo biológico da cultura.

As estimativas dos poderes espectrais da série recolorida de exportação de cacau são apresentadas no Quadro 21. Observa-se que os poderes espectrais da série recolorida estão concentrados nas faixas de longos períodos, o que se deve ao fato de não ser esta série estacionária.

As estimativas dos coeficientes de coerência, ganho e fase, usados na AEC, das séries pré-branqueadas de exportação e preço de cacau são apresentadas no Quadro 22. Observa-se que o coeficiente de coerência apresenta pico máximo na faixa de frequência de 0,3462 e que a magnitude do coeficiente de coerência, nesse frequência, é igual a 0,47, indicando que 47% das variações em preços de cacau, na frequência de 0,3462, dependem das variações nas exportações do produto, nesta faixa de frequência. O coeficiente de ganho, estimado nesta faixa de frequência, é igual à unidade, indicando que variação unitária nas exportações induz a variação também unitária na série de preços, na mesma faixa de frequência.

O sinal do coeficiente de fase, estimado na frequência de 0,3462, indica que a série de exportação brasileira de cacau lidera a série de preços no mercado externo, em cerca de meio ano. Este resultado é coerente com o conhecimento *a priori* de que o País é um formador de preços no mercado internacional de cacau.

Os coeficientes de coerência, ganho e fase das séries recoloridas de preços e exportações de cacau não têm interpretação relevante para as AEC, uma vez que não estão concentrados nas faixas de frequência relevantes para os poderes espectrais das séries específicas (Quadro 22).

QUADRO 22 - Estimativas de Coeficientes da Análise Espectral Cruzada das Séries de Tem-
po Pré-Filtradas e Recoloridas de Exportação e de Preços de Cacau. Bra-
sil, 1821-1980

τ	P _T		Série Pré-Estratificada		Série Recolorida		P _T		Série Pré-Estratificada		Série Recolorida						
	f _T	P _T	Coerência	Ganho Fase	Coerência	Ganho Fase	f _T	P _T	Coerência	Ganho Fase	Coerência	Ganho Fase					
1	0,0099	104,00	0,58	1,32	3,04	0,21	0,19	1,00	27	0,2596	3,85	0,03	0,14	-1,37	0,02	0,01	-1,26
2	0,0190	52,00	0,48	0,91	1,55	0,20	0,14	-0,50	28	0,2692	3,71	0,10	0,27	-0,94	0,02	0,01	2,05
3	0,0288	34,67	0,32	0,49	2,05	0,12	0,05	-0,22	29	0,2788	3,59	0,11	0,34	-1,68	0,01	0,01	1,42
4	0,0385	26,00	0,31	0,40	5,51	0,08	0,04	-0,38	30	0,2885	3,47	0,06	0,30	-0,70	0,01	0,01	0,11
5	0,0481	20,80	0,36	0,43	11,21	0,02	0,02	-2,29	31	0,2980	3,35	0,07	0,29	0,62	0,02	0,01	0,74
6	0,0577	17,33	0,43	0,47	9,96	0,05	0,02	-0,06	32	0,3077	3,25	0,08	0,24	-4,72	0,02	0,01	-0,50
7	0,0673	14,85	0,38	0,47	13,13	0,05	0,02	-0,40	33	0,3173	3,15	0,09	0,20	-0,41	0,02	0,01	0,21
8	0,0769	13,00	0,18	0,36	10,38	0,05	0,01	-0,88	34	0,3269	3,06	0,11	0,26	0,50	0,05	0,01	0,48
9	0,0855	11,56	...	0,06	-5,74	0,04	0,01	1,55	35	0,3365	2,97	0,29	0,62	10,56	0,07	0,01	0,50
10	0,0942	10,40	...	0,16	-0,43	0,03	0,01	2,29	36	0,3462	2,89	0,47	1,00	-8,15	0,04	0,01	0,42
11	0,1057	9,45	0,01	0,08	-0,26	0,03	0,01	3,78	37	0,3558	2,81	0,43	1,00	56,63	0,02	0,01	0,69
12	0,1154	8,67	0,06	0,20	0,82	0,03	0,01	30,17	38	0,3654	2,74	0,37	1,00	3,501	0,02	0,01	1,48
13	0,1250	8,00	0,21	0,35	1,68	0,03	0,01	-5,33	39	0,3750	2,67	0,15	0,60	3,26	0,02	0,01	2,96
14	0,1346	7,43	0,31	0,41	1,92	0,03	0,01	-3,12	40	0,3846	2,60	0,05	0,35	0,58	0,02	0,01	3,63
15	0,1442	6,93	0,13	0,28	0,34	0,03	0,01	-3,05	41	0,3942	2,54	0,24	0,74	0,58	0,04	0,02	4,19
16	0,1538	6,50	0,11	0,27	-0,50	0,03	0,01	-3,03	42	0,4038	2,48	0,40	0,97	0,60	0,03	0,01	11,56
17	0,1635	6,12	0,16	0,28	-3,08	0,02	0,01	-2,23	43	0,4135	2,42	0,30	0,93	0,18	0,02	0,01	-24,92
18	0,1730	5,78	0,02	0,10	-9,22	0,02	0,01	-1,50	44	0,4230	2,06	0,15	0,74	0,38	0,02	0,02	19,12
19	0,1792	5,58	0,04	0,12	-0,72	0,02	0,01	1,09	45	0,4327	2,31	0,24	1,11	2,50	0,03	0,02	-10,56
20	0,1827	5,47	0,15	0,28	-0,12	0,02	0,01	-0,67	46	0,4422	2,26	0,40	1,61	3,20	0,02	0,02	-5,96
21	0,2019	4,95	0,26	0,38	0,13	0,02	0,01	-0,28	47	0,4519	2,21	0,22	1,13	2,02	0,08	0,01	-4,56
22	0,2115	4,73	0,26	0,39	0,50	0,02	0,01	-0,02	48	0,4615	2,17	...	0,14	1,47	...	0,01	-2,14
23	0,2212	4,52	0,17	0,37	-0,44	0,02	0,01	0,13	49	0,4712	2,12	0,02	0,25	-2,67	0,01	0,02	-1,45
24	0,2308	4,33	0,13	0,40	-1,57	0,02	0,01	0,21	50	0,4808	2,08	0,03	0,23	-7,55	...	0,01	-0,65
25	0,2404	4,16	0,10	0,32	-3,21	0,02	0,01	0,53	51	0,4904	2,04	0,03	0,23	-2,72	...	0,01	0,21
26	0,2500	4,00	0,06	0,20	0,42	0,02	0,01	6,75	52	0,5000	2,00	0,07	0,37	213,326	...	0,02	-0,06

FONTE: Dados do Apêndice G.
(...) Valor inferior a 0,01.

4. RESUMO E CONCLUSÕES

Neste capítulo, apresentam-se, com base nos resultados empíricos do estudo, um resumo da pesquisa, as conclusões e as inferências para políticas de mercado.

4.1. *Resumo*

Sempre existiu uma preocupação com a estabilidade de exportação e preço dos produtos agrícolas. Atualmente, o País apresenta graves problemas de *deficit* no balanço de pagamentos e depende, em alto grau, das exportações agrícolas para saldar os compromissos externos, ao mesmo tempo que deve aumentar a produção interna de bens importáveis, para reduzir o dispêndio com divisas. A instabilidade de preços e quantidades exportadas desses produtos tende a influenciar a estabilidade da receita cambial e, por conseguinte, a estabilidade da capacidade de pagamento do País. Estes efeitos também se refletem nos níveis de produção interna de renda e emprego no setor rural.

Na presente pesquisa, estudaram-se os comportamentos cíclicos de preços externos e a quantidade exportada de açúcar, borracha natural, cacau e café, tidos como itens impor-

tantes para a balança comercial do País.

As causas subjacentes da instabilidade de preços e quantidades são a rapidez e o grau com que os empresários-produtores e exportadores respondem às variações de preços correntes e antecipados. Esta resposta, como se sabe, contém defasagens (*lags*) de natureza tanto biológica ou fisiológica como psicológica e institucional.

Os objetivos gerais da pesquisa foram: (a) testar a hipótese nula de que os processos geradores das observações de preços e quantidades são estocásticos, isto é, não existem ciclos periódicos nas séries de preços e quantidades, e (b) testar a hipótese nula de inexistência de relações de causalidade entre pares de séries de preços e quantidades.

Especificamente, objetivou-se: (a) estudar os padrões cíclicos de preços internacionais de açúcar, borracha natural, cacau e café; (b) estudar os padrões cíclicos de produção interna de borracha natural; (c) estudar os padrões cíclicos de exportação de açúcar, cacau e café; (d) estimar os coeficientes de coerência, ganho e fase das séries de preços e exportações destes produtos, e (e) estimar os padrões de liderança (*lead*) e de defasagem (*lag*) entre pares destas variáveis.

Utilizaram-se séries de 153 anos, cobrindo o período de 1827 a 1980, para estudar os ciclos de produção e preço de borracha natural, e séries de 160 anos, cobrindo o período de 1821 a 1980, para estudar os ciclos dos demais produtos.

Os preços correntes foram corrigidos para variações no poder aquisitivo do dinheiro, usando-se o índice de preços de Villela e Suzigan, encadeado ao índice geral de preços da Conjuntura Econômica, tendo como base o ano de 1980 = 100.

A metodologia empregada na pesquisa envolveu os procedimentos de análise auto-espectral e de análise espectral cruzada de preços e quantidades. As séries de preços e quantidades

foram submetidas a pré-branqueamento (*pre-whitening*), usando-se procedimentos usuais de filtragem (*filtering*). As séries originais não filtradas apresentaram fortes tendências, evidenciadas pela magnitude e pela significância dos coeficientes de correlação de posto de Kendall. Os processos utilizados no pré-branqueamento, entretanto, tornaram todas as séries estacionárias ou ruído branco (*white noise*). Ressalta-se a não-ocorrência de problemas de vazamento (*leakage*) pelas bordas da janela de Parzen (*Parzen window*), nas séries pré-branqueadas, o que fez com que as estimativas obtidas apresentassem as propriedades assintóticas desejáveis.

As séries recoloridas, cujos espectros correspondem aos das séries originais, apresentaram problemas de vazamento, o que se reflete no fato de suas estimativas espectrais apresentarem picos nas faixas baixas de frequência.

Os resultados das análises auto-espectral e espectral cruzada evidenciaram que o ciclo médio de preços de borracha natural foi de cerca de 3,13 anos, com amplitude de variação entre 2,00 e 3,85 anos, supondo que esse ciclo era, em grande parte, determinado por oscilações cíclicas na oferta da borracha natural do resto do mundo. O ciclo médio estimado de produção interna de borracha natural foi da ordem de 2,17 anos, com amplitude de variação entre 2,00 e 2,38 anos. Esse ciclo de produção, relativamente curto, reflete o fato de que, no País, ao contrário do resto do mundo, a produção de borracha natural é uma atividade predominantemente extra-tiva e de resposta mais pronta aos estímulos econômicos. A análise espectral cruzada de preço e produção de borracha natural não apresentou padrão distinguível de liderança (*lead*) e defasagem (*lag*) nas faixas de frequências relevantes. Isso se explica pela mudança de posição do País, de principal exportador mundial de borracha natural, até o início deste século, para importador líquido do produto, a partir da década de 1950. Como os padrões de liderança e defasagem são estimados em termos médios, não foi possível captar, com as séries

estudadas, que cobrem todo o período em que houve estas mudanças, um padrão definido de liderança e defasagem entre as duas séries.

O ciclo médio estimado de preços internacionais de café foi de dois anos e meio, com amplitude de 2,21 a 2,60 anos. O ciclo médio estimado de exportações brasileiras de café foi da ordem de dois anos. Estes ciclos estimados, para o mercado de café, parecem refletir os *lags* de resposta de preço-produção, determinados pelo ciclo bianual, de natureza biológica da cultura, suavizados ou amortecidos pela existência de estoques de café, cuja resposta de oferta foi praticamente instantânea. A análise espectral cruzada de preços e exportação de café evidenciou que a exportação lidera preço de café, com *lag* de, aproximadamente, um mês e meio. A magnitude dos coeficientes de coerência e ganho foi de 0,63 e 0,74, respectivamente, na faixa de frequência de 0,4037. Esse resultado reflete o fato, geralmente reconhecido, de que o País foi um formador de preços no mercado internacional de café.

O ciclo médio estimado de preços de açúcar foi de, aproximadamente, 2,31 anos e o ciclo médio estimado de exportação foi da ordem de 2,08 anos. Estes resultados mostraram-se coerentes com o conhecimento acerca da defasagem entre preço e produção de cana-de-açúcar. A análise espectral cruzada das séries de preço e exportação de açúcar evidenciou que a série de preços lidera a série de exportação em, aproximadamente, dois anos. Os coeficientes estimados de coerência e ganho foram 0,54 e 1,86, respectivamente, avaliados na frequência de 0,4037. Tais resultados foram coerentes com o conhecimento de que, em grande parte do período analisado, o País foi tomador de preços no mercado internacional de açúcar.

O ciclo médio estimado de preço de cacau foi da ordem de 3,15 anos e o ciclo médio estimado de exportação foi de 2,26 anos. Esses ciclos estimados de cacau parecem refletir

as defasagens de resposta de preço-produção, determinadas pelo ciclo biológico da cultura, suavizadas ou amortecidas pela resposta de oferta a partir de estoques de cacau. A análise espectral cruzada de preços e exportação de cacau evidenciou que as exportações brasileiras lideram os preços internacionais de cacau em, aproximadamente, seis meses. Os coeficientes estimados de coerência e ganho foram iguais a 0,47 e 1,00, respectivamente, na faixa de frequência de 0,3462. Este resultado mostrou-se coerente com o fato, geralmente reconhecido, de que o País foi formador de preços no mercado internacional de cacau.

4.2. Conclusões

Com base na evidência empírica obtida concluiu-se que, em geral, a geração das séries de preços e quantidades não obedece a processos randômicos, ou seja, aceita-se a hipótese de existência de ciclos nas séries de preços e quantidades. Os resultados obtidos também indicam a rejeição da hipótese de inexistência de relação de causalidade entre as séries de preços e quantidades de açúcar, cacau e café. Contudo, esta hipótese não é rejeitada, no que se refere às séries de preço e quantidade de borracha natural.

Além disso e ao contrário do que foi indicado em estudos anteriores dos mercados de café e cacau, não houve evidência empírica sólida de existência de ciclos de mais baixa frequência. Alguns estudos evidenciaram a existência desses ciclos, provavelmente devido a problemas de vazamento (*leakege*), em séries que tendiam a concentrar as funções de densidade espectral nas faixas de frequências mais baixas. Nesses estudos, as séries originais não tiveram os componentes de tendência totalmente removidos e, daí, terem evidenciado ciclos mais longos do que os ora estimados. As séries originais de preços e quantidades dos quatro produtos incluídos neste estudo também apresentaram tendências bastante acentuadas, co-

mo se esperava, em virtude, em parte, do progresso tecnológico que tem sido observado no desenvolvimento dessas culturas. Tais tendências tenderam a concentrar as estimativas dos poderes espectrais nos ciclos de frequência mais baixa, o que implicaria estimativas desprovidas das propriedades assintóticas desejáveis. Os procedimentos de pré-filtragem, ora adotados, geraram processos estacionários ou ruído-branco (*white noise*) para os pares de séries de preços e quantidades de todos os produtos estudados. As evidências geradas pelas análises dos espectros permitiram concluir que os ciclos de preços e quantidades dos quatro produtos variaram de dois a três anos e meio, o que se deveu, principalmente, à defasagem, de natureza biológica, existente entre o estímulo de preços e a resposta de produção de culturas perenes ou semiperenes, como as estudadas. O pleno reflexo da extensão da defasagem biológica seria, entretanto, amortecido pela resposta mais rápida dos estoques de produtos, geralmente retidos pelo País.

A defasagem de dois anos da resposta das exportações de açúcar, diante da variação nos preços externos, reflete, principalmente, o retardamento, de natureza biológica, entre estímulos de preço e resposta da produção de cultura semiperene, como a cana-de-açúcar. O pleno reflexo da defasagem de natureza biológica seria, contudo, amortecido pela resposta de oferta a partir dos estoques de açúcar retidos pelo País. Dada essa indicação de defasagem longa, é de esperar grandes benefícios, decorrentes do exame mais minucioso do efeito de substitutos sobre a demanda do produto e do processo de formação de preços no mercado externo de açúcar. Este é um exemplo em que a análise econométrica convencional pode fornecer subsídio adicional valioso ao método de análise espectral.

Este estudo fornece evidências sobre a estrutura cíclica dos mercados de açúcar, borracha, cacau e café. Estes ciclos estimados, relativamente curtos, indicam maior viabilidade de medidas de políticas de estabilização, com o objetivo de contrabalançar os ciclos de quantidades e preços. Es

tudos anteriores, ao contrário, indicaram a existência de ciclos bem mais longos e, portanto, a inviabilidade de políticas de estabilização via, por exemplo, manutenção de estoques reguladores. Os custos e benefícios de tais políticas de estabilização, entretanto, terão de ser estudados, de modo cuidadoso e aprofundado, antes que decisões a respeito sejam delineadas e implementadas. É evidente que este tipo de análise de benefício-custo foge ao escopo desta pesquisa.

Diante dos resultados obtidos pôde-se concluir que os procedimentos de análise auto-espectral e espectral cruzada mostraram-se de considerável valia para descrição das características de séries econômicas observadas. No seu conjunto, a pesquisa ora empreendida ilustra a vantagem da decomposição de séries históricas do setor agrícola em seus componentes de diferentes faixas de frequência, que é inerente ao procedimento espectral. Alguns dos resultados obtidos com a análise espectral permaneceriam ocultos, caso outros procedimentos, como os métodos econométricos usuais, e.g. de análise harmônica, fossem utilizados.

As técnicas espectrais utilizadas, é bom salientar, não procuraram explicar o mecanismo gerador básico dos ciclos, mas, sim, buscaram detectar as características técnicas ou biológicas das séries, além de prover evidência comprobatória das relações técnicas esperadas. É por esta razão, em parte, que se desenvolveu, com bastante cautela, a interpretação dos resultados.

Os resultados obtidos podem ser de grande utilidade na especificação e estimação de modelos econométricos de oferta interna e de oferta de exportação, uma vez que fornecem indicação da amplitude dos ciclos de preços e exportação e da fase existente entre o estímulo de preços e a resposta de quantidades. Econometricamente, as técnicas de análise espectral parecem ser uma representação matemática adequada para estudar fenômenos econômicos dinâmicos. As propriedades

de ortogonalidade, inerentes ao método, contribuem, em grande parte, para que as estimativas obtidas apresentem propriedades assintóticas desejáveis, além de permitirem perfeita decomposição dos ciclos.

Uma aplicação potencial dos resultados obtidos na pesquisa diz respeito à elaboração de projeções de preços e quantidades, a médio e longo prazos, que são essenciais ao desenvolvimento de políticas de produção e mercado. Dada a evidência da existência de ciclos ou flutuações sistemáticas nas séries estudadas, sugere-se que o emprego de equações de tendência em projeções, como vem sendo feito pelas instituições responsáveis pelo planejamento de produção e exportação dos produtos estudados, possa envolver grandes margens de erro.

A evidência empírica deste estudo é de grande utilidade para auxílio na implementação de políticas anticíclicas. Ao contrário do que é normalmente observado, as políticas anticíclicas de estímulo à produção devem ser implementadas nas épocas de cava de preço. Nesses períodos, a política de sustentação de preços tende a ser a mais indicada. Ao contrário, nas épocas de pico de preço, a política mais adequada consistiria em deixar que os próprios preços de mercado funcionassem como mecanismos de alocação dos recursos produtivos.

Outra contribuição potencial e de grande importância desta pesquisa refere-se aos programas de computação desenvolvidos. Criaram-se, basicamente, dois programas: um, para realizar diferentes tipos de filtragem de séries temporais, e outro, para realizar todos os procedimentos envolvidos nas análises auto-espectral e espectral cruzada. Estes programas podem ser utilizados na análise de um amplo elenco de problemas encontrados em séries temporais descritivas dos mercados de produtos agrícolas, em particular, e dos processos econômicos, em geral.

BIBLIOGRAFIA

BIBLIOGRAFIA

1. ADAMS, F.G. & BEHRMAN, J.R. *Econometric models of world agricultural commodity markets*. Cambridge, Ballinger, 1976. 160 p.
2. ALVIM, P.T. & ROSÁRIO, M. *Cacau, ontem e hoje*. Ilhéus, CEPLAC, 1972. 83 p.
3. ANDERSON, J.R.; HAZELL, P.B.R.; SCANDIZZO, P.L. Considerations in designing stabilization schemes. *American Journal of Agricultural Economics*, Lexington, 59(5): 908-11, 1977.
4. BAER, W. *A industrialização e o desenvolvimento econômico do Brasil*. Rio de Janeiro, F.G.V., 1966. 315 p.
5. BATEMAN, M.J. Aggregate and regional supply functions for Ghananian cocoa, 1946-1962. *Journal of Farm Economics*, Menasha, 47(2): 384-401, 1965.
6. BEHRMAN, J.R. Monopolistic cocoa pricing. *American Journal of Agricultural Economics*, Lexington, 50(3): 702-19, 1968.
7. BLACKMAN, R.B. & TUKEY, J.W. *The measurement of power spectra*. New York, Dover Publications, 1958. 190 p.
8. BOWERMAN, B.L. & O'CONNELL, R.T. *Forecasting time series*. Belmont, California, 1979. 481 p.

9. CAVALCANTI, J.E.A. *Análise harmônica aplicada às quantidades e aos preços de produtos agrícolas selecionados no Estado de São Paulo*. Viçosa, U.F.V., Imprensa Universitária, 1978. 97 p. (Tese M.S.).
10. CHU, K. *Principles of econometrics*. Scranton, Intext, 1972. 208 p.
11. CONJUNTURA ECONÔMICA, Rio de Janeiro, v. 35-37, 1981-83.
12. DÉ CARLI, G. O açúcar na formação econômica do Brasil. *Anuário Açucareiro*, Rio de Janeiro, IAA, 7-72, 1936.
13. DELFIM NETTO, A. *O problema do café no Brasil*. São Paulo, FIPE, 1981. 359 p.
14. DEVI, S.U. Perennial crop supply response: the case of Indian natural rubber. *Indian Journal of Agricultural Economics*, Dehli, 32(4): 62-76, 1977.
15. DOOB, J.L. *Stochastic processes*. New York, John Wiley & Sons, 1953. 350 p.
16. EZEQUIEL, M. The cobbweb theorem. *Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, 53(2): 255-80, 1938.
17. FAO, Roma. *External constraints on Latin American agricultural exports - case study on the situation of cereals, beef, banana, sugar and cotton*. Santiago, FAO, 1978. 236 p.
18. _____. *Production yearbook*, Roma, FAO. v. 32-35, 1978-81.
19. FISHMAN, G.S. *Spectral methods in econometrics*. Cambridge, Harvard University Press, 1969. 212 p.
20. FREITAS, C.F.T. Política cafeeira: diretrizes para modernização e desenvolvimento do setor. In: VIEIRA, A. *Ensaios sobre política agrícola brasileira*. São Paulo, Secretaria de Agricultura, 1979. p. 233-94.
21. FRIEDMAN, M. *The interpolation of time series: by related series*. New York, National Bureau of Economic Research, 1962. 30 p.

22. GARCIA, E.A.C. Análise harmônica aplicada às variações de preço do boi no pantanal matogrossense. *Revista de Economia Rural*, Brasília, D.F., 20(4): 557-74, 1981.
23. GELB, A.H. A spectral analysis of coffee market oscillations. *International Economic Review*, Hiroshima, 20(2): 495-514, 1979.
24. _____. Optimal control and stabilization policy: an application to coffee economy. *The Review of Economic Studies*, Essex, 44(1): 95-110, 1977.
25. GIRARDI, C. & TEIXEIRA, L. *Prognóstico do tempo a longo prazo*. São José dos Campos, Centro Técnico Aeroespacial, 1978. 18 p. (Relatório Técnico).
26. GOMES, G.M. Caráter e consequência da intervenção estatal no setor açucareiro do Brasil - 1933/1978. *Estudos Econômicos*, São Paulo, 9(3): 125-50, 1979.
27. GRANGER, C.W.F. & HATANAKA, M. *Spectral analysis of economic time series*. Princeton, Princeton University Press, 1966. p. 3-11.
28. GRIFFITH, G.R. A note on the pig cycle in Australia. *Australian Journal of Agricultural Economics*, Sydney, 21(2): 130-9, 1977.
29. _____. A cross-spectral approach to measuring pricing efficiency in the New South Wales pigmeat market. *Review of Marketing and Agricultural Economics*, Sydney, 43(4): 163-93, 1975.
30. GRILLI, E.; HELTERLINE, R.; POLLAR, P. *An econometric model of the world rubber economy*. Washington, D.C., World Bank, 1979. 37 p. (World Bank Staff Commodity Paper, 5).
31. HANNAN, E.J. *Time series analysis*. London, Methuen, 1960. 400 p.
32. HOWREY, E.P. A spectrum analysis of the long-swing hypothesis. *International Economic Review*, Hiroshima, 9(2): 228-52, 1968.

33. HUETH, D. & SCHMITZ, A. International trade in intermediate and final goods: some welfare implications of destabilized prices. *The Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, 86(3): 351-65, 1972.
34. JENKINS, G.M. A survey of spectral analysis. *Journal of the Royal Statistical Society*, London, 14(1): 1-32, 1965.
35. _____. Cross-spectral analysis and the estimation of linear open loop transfer functions. In: ROSENBLAT, M. *Time series analysis*. New York, John Wiley & Sons, 1963. p. 267-78.
36. _____. General considerations in the analysis of spectra. *Technometrics*, Washington, D.C., 3(2): 133-66, 1961.
37. JOHNSTON, J. *Econometric methods*. San Francisco, Mc Graw-Hill, 1972. 437 p.
38. JUST, R.E.; LUTZ, E.; SCHMITZ, A.; TURNOVSKY, S. The distribution of welfare gains from price stabilization. *Journal of International Economics*, Amsterdam, 8(4): 551-63, 1978.
39. KAPLAN, W. *Cálculo avançado*. São Paulo, EDUSP, 1972. p. 5-88.
40. KENDALL, M. *Time-series*. London, Griffin, 1976. 197 p.
41. KINGSTON, J. A lei estatística da demanda de café. In: IBC, Rio de Janeiro. *Ensaio sobre café e desenvolvimento econômico*. Rio de Janeiro, IBC, 1973. p. 171-94.
42. KOOPMANS, L.H. *The spectral analysis of time series*. Albuquerque, New Mexico, Academic Press, 1974. p. 1-13.
43. LIMA, J.L.; COSTA, I.N.; LUNA, F.V. *Estatística básicas do setor agrícola no Brasil*. São Paulo, IPE, USP, 1983. 122 p.
44. LOBO, E.M. Evolução dos preços e do padrão de vida no Rio de Janeiro, 1820-1930: resultados preliminares. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, 25 (4): 235-65, 1971.

45. MASSEL, B.F. Price stabilization and welfare. *Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, 83(2): 284-98, 1969.
46. MERA, R.D.M.; BRANDT, S.A.; OLIVEIRA, L.M.; SANTOS, H.N. Análise econométrica da estrutura do mercado mundial de borracha natural. *Experientiae*, Viçosa, 23(7): 121-41, 1977.
47. NERLOVE, M. Spectral analysis of seasonal adjustment procedures. *Econometrica*, Bristol, 22(2): 426-71, 1964.
48. OI, W.Y. The desirability of price instability under perfect competition. *Econometrica*, Bristol, 29(1): 58-64, 1961.
49. PANIAGO, E. Café - produção, ciclo e procura. *Experientiae*, Viçosa, 3(1): 1-14, 1963.
50. _____. *Production and price of coffee*. Purdue, Purdue University, 1963. 83 p. (Tese M.S.).
51. PARZEN, E. Mathematical considerations in the estimation of spectra. *Technometrics*, Washington, D.C., 3(2): 167-90, 1961.
52. PELAÉZ, C.M. Análise econômica do programa brasileiro de sustentação do café: teoria, política e medição. In: IBC, Rio de Janeiro. *Ensaio sobre café e desenvolvimento econômico*, Rio de Janeiro, IBC, 1973. p. 265-98.
53. RAUSSER, G. & CARGILL, T.F. The existence of broiler cycles: an application of spectral analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, Lexington, 52(1): 109-21, 1970.
54. RIOS, J.A. O café e a mão-de-obra agrícola. In: IBC, Rio de Janeiro. *Ensaio sobre café e desenvolvimento econômico*, Rio de Janeiro. IBC, 1973. p. 1-28.
55. SAMUELSON, P. The consumer does benefit from feasible price stability. *Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, Massachusetts, 86(2): 476-93, 1972.

56. SANTOS, R. *Histórica econômica da Amazônia: 1800-1920*. São Paulo, T.A. Queiroz, 1980. 358 p.
57. SINGH, S.; VRIES, J.; HULLEY, J.C.L.; YEUNG, P. *Coffee, tea and cocoa: market prospects and development*. Baltimore, Johns Hopkins University Press, 1977. 129 p.
58. SUDHEVEA, Brasília. *Relatório de atividades 1982*. Brasília, D.F., MIC, 1983. 58 p.
59. SZMREZÁNYI, T. *Contribuição à análise do planejamento da agroindústria canavieira do Brasil*. Campinas, UNICAMP, 1976. 300 p. (Tese Doutorado).
60. UNITED NATIONS COCOA CONFERENCE, Gêneve. *International Cocoa Agreement, 1975*. Gêneve, United Nations, 1975. S.P.
61. VILLELA, A.V. & SUZIGAN, W. *Política do governo e crescimento da economia brasileira, 1889/1945*. Rio de Janeiro, IPEA/PIMES, 1973. 150 p. (Monografia, 10).
62. WAUGH, F.V. Cobweb models. *Journal of Farm Economics*, Lexington, 46(4): 732-50, 1964.
63. _____. Consumer aspects of price instability. *Econometrica*, Bristol, 34(2): 504-8, 1966.
64. WEISS, J.S. A spectral analysis of world cocoa prices. *American Journal of Agricultural*, Lexington, 52(1): 120-6, 1970.
65. WICKENS, M.R. GREENFIELD, J.N. The econometric of agricultural supply: an application to the world coffee market. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, 55(4): 433-40, 1973.

REFERÊNCIAS GERAIS

REFERÊNCIAS GERAIS

1. ABEL, M.E. Harmonic analysis of seasonal variation with an application to hog production. *Journal of the American Statistical Association*, Menasha, 57(295): 655-67, 1965.
2. AGREY-MENSAH, W. & TUCKWELL, N.E. A study of banana supply and price patterns on the Sydney wholesale market: an application of spectral analysis. *The Australian Journal of Agricultural Economics*, Sydney, 13(2): 101-17.
3. ALAVI, A.S. & JENKINS, G.M. An example of digital filtering. *Journal of the Royal Statistical Society*, London, 14(1): 70-4, 1965.
4. BARSDALE, H.C.; HILLIARD, J.E.; AHLUND, M.C. A cross-spectral analysis of beef prices. *American Journal of Agricultural Economics*, Lexington, 57(2): 309-15, 1975.
5. BASSO, C.A. *Oferta de culturas perenes - uma análise econômica da produção de chá em São Paulo*. Viçosa, U.F.V., Imprensa Universitária, 1981. 97 p. (Tese M.S.).
6. BEENSTOCK, M. & BHANSALI, R.J. Analysis of cocoa price series by autoregressive model fitting techniques. *Journal of Agricultural Economics*, London, 30(2): 237-42, 1980.

7. BISHOP, R.V. The construction and use of causality tests. *Agricultural Economics Research*, Washington, D.C., 31(3): 1-6, 1979.
8. BOX, G.E. & JENKINS, G.M. *Time series analysis forecasting and control*. San Francisco, Holden-Day, 1970. 553 p.
9. BRATNEY, A.B. & WEBSTER, R. Detection of ridge and furrow patterns by spectral analysis of crop yield. *International Statistical Review*, Amsterdam, (49): 45-52, 1981.
10. CARDOSO, E.A. Desvalorizações cambiais, indústria do café no Brasil, 1862-1906. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 29, Nova Friburgo (RJ), 1980. *Anais...* Brasília, SBE, 1982. p. 184-215.
11. CHAMBERS, R.G. & WOOLVERTON, M.W. Spectral analysis of the theory of anticipatory prices. *Journal of Agricultural Economics*, London, 33(1): 71-81, 1982.
12. CONTADOR, C.R. Uma análise espectral dos movimentos da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro. *Revista Brasileira de Mercado de Capitais*, Rio de Janeiro, 1(1): 67-92, 1975.
13. DEAN, W. O comércio do café gera a indústria. In: IBC, Rio de Janeiro. *Ensaio sobre café e desenvolvimento econômico*. Rio de Janeiro, IBC, 1973. p. 29-40.
14. DORAN, H.E. & QUILKEY, J.J. Harmonic analysis of seasonal data: some important properties. *American Journal of Agricultural Economics*, Lexington, 54(4): 648-53, 1972.
15. DURBIN, J. Trend elimination for the purpose of estimating seasonal and periodic components of time series. In: ROSENBLAT, M. *Time series analysis*. New York, John Wiley & Sons, 1963. p. 3-16.
16. EDWARDS, R. & PARIKH, A. A stochastic policy simulation of the world coffee economy. *American Journal of Agricultural Economics*, Lexington, 58(2): 152-60, 1976.
17. EMBRATER. *Manual técnico: cultura da seringueira*. Brasília, D.F., 1983. 200 p.

18. EWIJK, C.A. A spectral analysis of the Kondratieff cycle. *Kyklos*, Genève, 35(3): 468-99. 1982.
19. FREIBERGER, W.F. Approximate distributions of cross-spectral estimates for Gaussian processes. In: ROSENBLAT, M. *Time series analysis*. New York. Wiley & Sons, 1963. p. 244-59.
20. GODFREY, M.D. An exploratory study of the bi-spectrum of economic time series. *Journal of the Royal Statistical Society*, London, 14(1): 48-69, 1965.
21. GOODMAN, M.R. Spectral analysis of multiple stationary time series. In: ROSENBLAT, M. *Time series analysis*. New York, John Wiley & Sons, 1963. p. 260-6.
22. GRANGER, C.W.F. The typical spectral shape of an economic variable. *Econometrica*, Bristol, 34(1): 150-61, 1966.
23. HANNAN, E.J. The estimation of a changing seasonal pattern. *Journal of the American Statistical Association*, Washington, D.C., 59(308): 1063-77, 1964.
24. _____. The estimation of seasonal variation in economic time series. *Journal of the American Statistical Association*, Washington, D.C., 58(301): 31-44, 1963.
25. HATANAKA, M. & HOWREY, E.P. Low frequency variation in economic time series. *Kyklos*, Genève, 22(4): 752-66, 1969.
26. INTERNATIONAL COCOA ORGANIZATION, London. *Study of cocoa production and consumption capacity*. London, International Cocoa Council, 1975. 100 p.
27. JUDGE, G.G.; GRIFFITHS, W.E.; HILL, R.C.; LEE, T. *The theory and practice of econometrics*. New York, John Wiley & Sons, 1980. 793 p.
28. JUST, R.E. Theoretical and empirical possibilities for determining the distribution of welfare gains from stabilization. *American Journal of Agricultural Economics*, Lexington, 59(308): 912-7, 1977.

29. KENDALL, M. & STUART, A. *The advanced theory of statistics*. New York, Hatner, 1960. 557 p.
30. KLOTZ, B.P. & NEAL, L. Spectral and cross-spectral analysis of the long-swing hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, 55(3): 291-8, 1973.
31. LE COINTE, P. *L'Amazonie brésilienne*. Paris, A. Challarel, 1922. 320 p.
32. LIMA, E.L. *Curso de análise*. Rio de Janeiro, Livros Técnicos e Científicos, 1978. 2 v. v.l.
33. LOWINGER, T.C. The stagnation of brazilian exports. *Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, 84(4): 699-704, 1970.
34. MARTINI, E.; PANIAGO, E.; SCHUH, G.E. Açúcar no Brasil: produção, procura e preço. *Ceres*, Viçosa, 16(90): 215-38, 1969.
35. McCLEARY, R. & HAY JR., R. *Applied time series analysis for the social sciences*. London, Sage Publications, 1980. 331 p.
36. MONTEIRO, M.J.C. *Avaliação econométrica de políticas alternativas visando à auto-suficiência na produção de borracha natural*. Viçosa, U.F.V., Imprensa Universitária, 1976. 30 p. (Tese M.S.).
37. NEIDELL, M.S. A geophysical application of spectral analysis. *Journal of the Royal Statistical Society*, London, 14(1): 75-88, 1965.
38. NEUHAUS, P. *História monetária do Brasil: 1900-45*. Rio de Janeiro, IBMEL, 1975. 193 p.
39. NEWBOLD, P. Some recent developments in time series analysis. *International Statistical Review*, Amsterdam, (49): 53-66, 1981.
40. PARIKH, A. A model of the world coffee economy: 1950-68. *Applied Economics*, London, 6(1): 23-43, 1974.

41. PARIKH, A. Estimation of supply functions for coffee. *Applied Economics*, London, 11(1): 43-54, 1979.
42. PARSONS, L. & HENRY, W.A. Testing equivalence of observed and generated series data by spectral methods. *Journal of Marketing Research*, Chicago, 36(9): 391-5, 1972.
43. PARZEN, E. On asymptotically efficient and consistent estimates of the spectral density functions of a stationary time series. *Journal of the Royal Statistical Society*, London, 20(2): 303-22, 1968.
44. PORSIUS, P. Spectral analysis of the structure of interest rates in the Netherlands. *Journal of Monetary Economics*, Amsterdam, (3): 191-215, 1977.
45. PRIESTLEY, M.B. The role of bandwidth in spectral analysis. *Journal of the Royal Statistical Society*, London, 14(1): 33-47, 1965.
46. RAYNER, J.M. *An introduction to spectral analysis*. London, Pion, 1971. 174 p.
47. ROSENBLAT, H.M. Spectral evaluation of BLS census revised seasonal adjustment procedures. *Journal of the American Statistical Association*, Washington, D.C., 63(322): 472-501, 1968.
48. SHAPIRO, E. Cyclical fluctuations in prices and output in the United Kingdom, 1921-71. *Economic Journal*, London, 86(4): 746-58, 1976.
49. SIEGEL, A.F. Testing for periodicity in a time series. *Journal of the American Statistical Association*, Orleans, 75(370): 345-8, 1980.
50. SUZUKI, M. A spectral analysis of Japanese economic time series since the 1880's. *Kyklos*, Basel, 18(4): 227-58, 1965.
51. THIÉBAUT, J.T.L. *O emprego da análise harmônica no estudo das precipitações mensais do Município de Viçosa, MG*. Piracicaba, ESALQ, 1976. 91 p. (Tese M.S.).

52. THORNING, M. Cyclical fluctuations in prices and output in the United States, 1920-1970. *Economic Journal*, London, 86(4): 95-100, 1976.
53. TUKEY, J.W. Discussion emphasizing the connection between analysis of variance and spectral analysis. *Technometrics*, Washington, D.C., 3(2): 191-220, 1961.
54. VERGOLINO, J.P.O. *A borracha extrativa e a economia amazônica - 1890/1930*. Recife, PIMES-UFPE, 1975. 118 p. (Tese M.S.).
55. VITON, A. O desenvolvimento e a estabilidade da economia açucareira mundial. *Brasil Açucareiro*, São Paulo, 84(1): 26-33, 1974.
56. WAUGH, F.V. & MILLEW, M.M. Fish cycles: a harmonic analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, Lexington, 52(3): 422-30, 1970.

APENDICE

APÊNDICE A

*Identidades e Propriedades Trigonômétricas Relevantes para Análise Espectral**Identidades Fundamentais*

$$\begin{array}{ll} \operatorname{cosec} \theta = (\operatorname{sen} \theta)^{-1} & \sec \theta = (\cos \theta)^{-1} \\ \operatorname{tg} \theta = \operatorname{sen} \theta / \cos \theta & \operatorname{cotg} \theta = \cos \theta / \operatorname{sen} \theta \\ \operatorname{sen}^2 \theta + \cos^2 \theta = 1 & \sec^2 \theta = \operatorname{tg}^2 \theta + 1 \\ \operatorname{tg} \theta = (\operatorname{cotg} \theta)^{-1} & \operatorname{cosec}^2 \theta = \operatorname{cotg}^2 \theta + 1 \end{array}$$

Ângulos Complementares

$$\begin{array}{ll} \operatorname{sen} \theta = \cos(\pi/2 - \theta) & \cos \theta = \operatorname{sen}(\pi/2 - \theta) \\ \operatorname{tg} \theta = \operatorname{cotg}(\pi/2 - \theta) & \operatorname{cotg} \theta = \operatorname{tg}(\pi/2 - \theta) \\ \sec \theta = \operatorname{cosec}(\pi/2 - \theta) & \operatorname{cosec} \theta = \sec(\pi/2 - \theta) \end{array}$$

Ângulos Negativos

$$\begin{array}{ll} \operatorname{sen}(-\theta) = -\operatorname{sen} \theta & \cos(-\theta) = \cos(\theta) \\ \operatorname{tg}(-\theta) = -\operatorname{tg} \theta & \operatorname{cotg}(-\theta) = -\operatorname{cotg}(\theta) \\ \sec(-\theta) = \sec \theta & \operatorname{cosec}(-\theta) = -\operatorname{cosec}(\theta) \end{array}$$

Ângulos Múltiplos

$$\begin{array}{l} \operatorname{sen}(\alpha \pm \beta) = \operatorname{sen} \alpha \cos \beta \pm \cos \alpha \operatorname{sen} \beta \\ \cos(\alpha \pm \beta) = \cos \alpha \cos \beta \mp \operatorname{sen} \alpha \operatorname{sen} \beta \end{array}$$

$$\operatorname{tg}(\alpha \pm \beta) = (\operatorname{tg} \alpha \pm \operatorname{tg} \beta) / (1 \mp \operatorname{tg} \alpha \operatorname{tg} \beta)$$

$$\operatorname{sen} 2\alpha = 2 \operatorname{sen} \alpha \cos \alpha$$

$$\cos 2\alpha = \cos^2 \alpha - \operatorname{sen}^2 \alpha$$

$$\operatorname{tg} 2\alpha = 2 \operatorname{tg} \alpha / (1 - \operatorname{tg}^2 \alpha)$$

$$\operatorname{sen} \alpha/2 = \pm \sqrt{(1 - \cos \alpha)/2}^{1/2}$$

$$\cos \alpha/2 = \pm \sqrt{(1 + \cos \alpha)/2}^{1/2}$$

$$\operatorname{tg} \alpha/2 = \operatorname{sen} \alpha / (1 + \cos \alpha)$$

$$\operatorname{sen} \alpha \pm \operatorname{sen} \beta = 2 \operatorname{sen}\left(\frac{\alpha \pm \beta}{2}\right) \cos\left(\frac{\alpha \mp \beta}{2}\right)$$

$$\cos \alpha + \cos \beta = 2 \cos\left(\frac{\alpha + \beta}{2}\right) \operatorname{sen}\left(\frac{\alpha - \beta}{2}\right)$$

$$\cos \alpha - \cos \beta = -2 \operatorname{sen}\left(\frac{\alpha + \beta}{2}\right) \operatorname{sen}\left(\frac{\alpha - \beta}{2}\right)$$

Propriedades Ortogonais das Funções Seno e Cosseno

$$\sum_{i=1}^N \operatorname{sen} \theta_i \operatorname{sen} \theta_j = \begin{cases} 0, & i \neq j \\ N/2, & i = j \neq 0, n \\ 0, & i = j = 0, n \end{cases}$$

$$\sum_{i=1}^N \cos \theta_i \cos \theta_j = \begin{cases} 0, & i \neq j \\ N/2, & i = j \neq 0, n \\ N, & i = j = 0, n \end{cases}$$

$$\sum_{i=1}^N \cos \theta_i t + \cos \theta_i t = \begin{cases} 0, & i \neq j \\ N/2, & i = j \neq 0, n \\ N, & i = j = 0, n \end{cases}$$

$$\sum_{i=1}^N \operatorname{sen} \theta_i t \cos \theta_i t = 0, \quad i, j = 0, 1, 2, \dots, n$$

$$\sum_{i=1}^N \operatorname{sen} \theta_i t = 0 \quad i = 0, 1, 2, \dots, n$$

$$\sum_{i=1}^N \cos \theta_i t = 0 \quad i = 0, 1, 2, \dots, n$$

APÊNDICE B

Transformação de Fourier

Seja $f(t)$ uma função periódica com período igual a 2 e integral em todo o seu campo de variação:

$$-\pi \leq t \leq \pi, \quad (I)$$

então, a função

$$F(\lambda) = \int_{-\pi}^{\pi} f(t) \cos(\lambda t) dt \quad (II)$$

denomina-se transformação (cossênica) de Fourier da função $f(t)$, e

$$f(t) = (2\pi)^{-1} \sum_{\lambda=-\infty}^{\infty} F(\lambda) \cos(\lambda t) = \pi^{-1} \sum_{\lambda=0}^{\infty} F(\lambda) \cos(\lambda t) \quad (III)$$

denomina-se transformação (cossênica) de Fourier da função $F(\lambda)$.

As equações (II) e (III) são conhecidas como pares da transformação (cossênica) de Fourier.

Se as observações em t forem contínuas, a equação (III) transformar-se-á em

$$f(t) = (2\pi)^{-1} \int_{-\infty}^{\infty} F(\lambda) \cos(\lambda t) d\lambda \quad (IV)$$

APÊNDICE C

Integral de Stieltjes

A integral de Stieltjes é usada, com bastante frequência, em análise espectral. Esta integral pode ser desenvolvida de forma semelhante à integral definida. A expressão da integral de Stieltjes é a seguinte:

$$\int_a^b f(x) dG(x). \quad (I)$$

Seja a função real $f(x)$, que é contínua no intervalo $[a; b]$, ou seja:

$$(a \leq x \leq b). \quad (II)$$

Dividindo este intervalo em pontos discretos, de forma que:

$$a = x_0 \leq x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n = b, \quad (III)$$

e, fazendo-se

$$\Delta x_i = x_i - x_{i-1}; \quad i = 1, 2, \dots, n., \quad (IV)$$

Em seguida, para algum x_i^* contido no intervalo $(x_i, x_{i-1}]$, forma-se o somatório:

$$S = \sum_{i=1}^n f(x_i^*) \Delta x_i. \quad (V)$$

Assim, a integral definida é o limite desta soma, quando $\Delta x \rightarrow 0$, ou seja:

$$\int_a^b f(x) dx = \lim_{\Delta x \rightarrow 0} \sum_i f(x_i^*) \Delta x_i \quad (VI)$$

Por analogia, considerem-se duas funções reais, $f(x)$ e $g(x)$, definidas no intervalo $[\underline{a}; \underline{b}]$. Dividindo o intervalo em n pontos discretos de forma que:

$$a \leq a_0 \leq a_1 \leq a_2 \leq \dots \leq a_n = b, \quad (VII)$$

e, para algum x_i^0 contido no intervalo $[\underline{a}_i; a_{i-1})$, forma-se o somatório:

$$S = \sum_{i=1}^n f(x_i^0) [g(a_i) - g(a_{i-1})]. \quad (VIII)$$

A integral de Stieltjes é definida como o limite deste somatório, quando $\Delta a_i = a_i - a_{i-1}$ tender para zero. De forma analítica, tem-se:

$$\int_a^b f(x) dg(x) = \lim_{\Delta a_i \rightarrow 0} \sum_{i=1}^n f(x_i^0) [g(a_i) - g(a_{i-1})]. \quad (IX)$$

É possível demonstrar, se $g(x)$ existe no intervalo $[\underline{a}; \underline{b}]$ e as funções $f(x)$, $g(x)$ e $g'(x)$ são todas integráveis no intervalo $[\underline{a}; \underline{b}]$, que

$$\int_a^b f(x) dg(x) = \int_a^b f(x) g'(x) dx. \quad (X)$$

APÊNDICE D

Teste da Hipótese de Estacionalidade

Um dos instrumentos disponíveis para teste da hipótese de estacionariedade de séries de tempo é o coeficiente de correlação de posto de Kendall (PORSIUS, 1977).

Suponha dada série de valores

$$\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_n \quad (I)$$

Arranjados nesta ordem, conta-se o número de pares em que

$$\mu_j \geq \mu_i, \quad j > i \quad (II)$$

e observa-se que existem P pares em que esta condição é observada.

$$P = 1/2 n(n - 1). \quad (III)$$

O valor esperado de P , numa série estocástica, é dado por:

$$P = 1/4 n(n - 1). \quad (IV)$$

Excesso de P sobre este valor indica existência de tendência positiva na série de tempo. Deficiência, por outro lado, indica tendência negativa na série temporal. De fato, a quantidade P é função linear do coeficiente de correlação de posto de Kendall (KENDALL, 1976).

Um dos procedimentos disponíveis para mensuração das ordenações existentes em séries temporais consiste na contagem do número de inversões de ordem existente dentro de de-

terminada s\u00e9rie. Seja Q o n\u00famero de invers\u00f5es, que pode variar entre zero e $1/2 n(n - 1)$, sendo este limite alcan\u00e7ado, se os pontos forem:

$$1, 2, \dots, n; \text{ e } n, (n - 1) \dots, 1. \quad (V)$$

Define-se coeficiente de correla\u00e7\u00e3o de posto de Kendall da seguinte maneira:

$$\tau_k = 1 - \frac{4Q}{n(n - 1)}, \quad (VI)$$

que \u00e9 simetricamente distribu\u00eddo no intervalo $[-1; 1]$ sobre $n!$ permuta\u00e7\u00f5es equiprov\u00e1veis, com m\u00e9dia zero, na medida em que os pares s\u00e3o constru\u00eddos independentemente. Portanto, pode-se escrever:

$$E(\tau_k) = E\left[1 - \frac{4Q}{n(n - 1)}\right] = 0. \quad (VII)$$

A distribui\u00e7\u00e3o do coeficiente de correla\u00e7\u00e3o de posto de Kendall tende rapidamente \u00e0 normalidade (KENDALL, 1976), com m\u00e9dia zero e vari\u00e2ncia dada pela express\u00e3o:

$$\text{var}(\tau_k) = \frac{2(2n + 5)}{9n(n - 1)} \quad (VIII)$$

Pode-se, assim, construir uma outra vari\u00e1vel (z) do seguinte modo:

$$z = \frac{\tau_k}{\frac{2(2n + 5)}{9n(n - 1)}}, \quad (IX)$$

A variável z tem distribuição normal padronizada, com média zero e variância unitária.

Testa-se a significância do coeficiente de correlação de posto de Kendall por meio da comparação entre o valor observado, expresso por meio de (IV), e o valor esperado da distribuição normal padronizada. A regra decisória é a seguinte: (a) quando o valor observado da estatística z é maior, em termos absolutos, que o valor esperado de z , rejeita-se a hipótese nula de que o coeficiente de correlação de posto é estatisticamente igual a zero. Em decorrência, conclui-se que a série de tempo apresenta tendência positiva ou negativa, dependendo do sinal de r_k ; (b) quando o valor absoluto observado da estatística z é superior ou igual ao valor esperado, para dado nível de significância estabelecido *a priori*, não há motivo para rejeitar a hipótese nula. Em consequência, conclui-se que a série de tempo é estacionária e, nesse caso, ela pode ser analisada pelos métodos AAE e AEC.

APÊNDICE E

Filtragem de Séries Temporais

A aplicação de métodos de análise espectral em séries econômicas temporais pressupõe que elas sejam estacionárias.

Uma série de tempo estacionária é aquela cujos valores (y_1, y_2, \dots, y_n) flutuam em torno de um valor médio e as flutuações se repetem. Quando a série se repete em períodos definidos, diz-se que é uma série temporal periódica.

Neste estudo, desenvolve-se um método de pré-filtragem (*pre-filtering*) que objetiva transformar séries com tendência em séries não-periódicas. A vantagem do procedimento é que, por transformação algébrica simples, pode-se demonstrar que o espectro da série pré-filtrada é igual ao espectro da série original (NERLOVE, 1964).

A forma geral do filtro proposto é dada por:

$$\bar{X}_t = (1 - L)^n, \quad (I)$$

em que N é uma constante cujo valor está contido no intervalo $(0; 1]$ e L é o operador de defasagens (NERLOVE, 1964).

O operador de defasagens, L^n , define o número de períodos (n) em que as observações devem ser defasadas para a transformação da série de dados.

A resolução da equação (I) é feita pela expansão do binômio de Newton, para n períodos. Na forma genérica, o binômio de Newton é expandido da seguinte maneira. Dado o binômio

$$(x - a)^n, \quad (II)$$

em que x e a são valores dados e n é o número de vezes que se quer expandir o binômio. O termo geral T_K é dado por:

$$T_K = C_n^k a^k x^{n-k}. \quad (III)$$

A expansão do binômio é feita aplicando-se à expressão (III) acima o operador somatório e fazendo k variar entre zero e n . Assim, pode-se escrever:

$$\sum_{k=0}^n T_k = \sum_{k=0}^n C_n^k a^k x^{n-k}. \quad (IV)$$

Para as séries econômicas mais freqüentemente estudadas, o período de tempo de defasagem relevante, geralmente, não excede cinco períodos. Na presente pesquisa, testam-se diferentes defasagens (de um a cinco) e diferentes valores de β (0,25, 0,50, 0,75 e 1,00).

Aplicando os resultados da equação (IV) na equação (I), para $n = 5$, obtêm-se:

$$\bar{X}_t = 1 - 5\beta L + 10\beta^2 L^2 - 10\beta^3 L^3 + 5\beta^4 L^4 - \beta^5 L^5, \quad (V)$$

tornando $L^i = \ln X_{t-i}$, $i = 0, 1, \dots, n$; e $\beta = 0,75$ o filtro desejado para cinco defasagens. Assim, pode-se escrever:

$$\begin{aligned} \bar{X}_t = & \ln X_t - 3,75 \ln X_{t-1} + 5,625 \ln X_{t-2} \\ & - 4,21875 \ln X_{t-3} + 1,58203 \ln X_{t-4} - 0,23730 \ln X_{t-5} \end{aligned}$$

(VI)

Na presente pesquisa, consegue-se transformar todas as séries com tendência, evidenciadas pela estatística r_k de Kendall, em séries estacionárias, utilizando três defasagens e fazendo $\beta = 0,75$. Dessa forma, o filtro empregado para eliminar a tendência presente em todas as séries estudadas é o seguinte:

$$\bar{X}_t = 1 - 2\beta L + \beta^2 L^2 . \quad (\text{VII})$$

Substituindo o valor de β por 0,75 e de L^i por $\ln X_{t-1}$, obtêm-se:

$$\bar{X}_t = \ln X_t - 0,5 \ln X_{t-1} + 0,5625 \ln X_{t-2} \quad (\text{VIII})$$

A equação (VIII) transforma todas as séries não-estacionárias estudadas em séries estacionárias.

APÊNDICE F

Interpolação de Séries Temporais através de Séries Relacionadas

Quando não se dispõe de série temporal completa, mas apenas de partes dela, uma forma de completá-la consiste em utilizar as técnicas de interpolação.

Pode-se basear a interpolação somente nos valores observáveis da série que está sendo interpolada. Por exemplo, valores intermediários podem ser obtidos por meio de interpolação linear entre valores conhecidos. Geralmente, este método é utilizado em combinações com a interpolação, baseada em séries relacionadas com as séries que se quer interpolar.

A interpolação de uma série por meio de valores observados de série relacionada envolve dois passos principais: (a) seleção da série relacionada que será utilizada; (b) interpolação dos valores da série que se quer interpolar, com o auxílio da série relacionada (FRIEDMAN, 1962).

As técnicas de interpolação podem ser divididas em duas classes: (a) técnicas que não levam em consideração o grau de correlação, de um ponto de vista estatístico, existente entre as duas séries, e (b) técnicas que levam em consideração o coeficiente de correlação associado às duas séries. Nesta pesquisa, emprega-se o método que não leva em consideração o grau de correlação estatístico entre a série por interpolar e a série com ela relacionada.

Embora, nestes métodos de interpolação, não sejam levadas em consideração, explicitamente, as informações a respeito do coeficiente de correlação entre a série por interpolar e a série com ela relacionada, é evidente que a série que será escolhida para auxiliar na interpolação deve estar estreitamente relacionada com a série por interpolar.

Seja X a série por interpolar e Y uma série relacionada com X , que será usada como auxiliar na interpolação dos valores de X . O método de interpolação consiste no seguinte: ajusta-se uma linha de tendência aos valores conhecidos de X e outra linha de tendência aos valores correspondentes de Y . A diferença existente entre cada valor (mensal ou anual) de Y e a correspondente tendência dos valores de Y é adicionada à tendência da série X_t .

Sejam x_0 e x_t dois valores sucessivos e conhecidos de X ; $x_1, x_2, \dots, x_i, \dots, x_{t-1}$, os valores desconhecidos de X que serão interpolados; $y_0, y_1, \dots, y_i, \dots, y_{t-1}$, os valores de Y , correspondentes aos valores de X , referidos acima, e x_i^* uma estimativa de x_i ($i = 1, 2, \dots, t-1$). Desse modo, o método de interpolação consiste no emprego da seguinte equação:

$$x_i^* = x_0 + \frac{i}{t}(x_t - x_0) + \left\{ y_i - \left[y_0 + \frac{i}{t}(y_t - y_0) \right] \right\} \quad (I)$$

ou, de forma mais simplificada,

$$x_i^* = \left[\frac{(t-i)x_0 + ix_t}{t} \right] + y_i - \left[\frac{(t-i)y_0 + iy_t}{t} \right]. \quad (II)$$

O primeiro termo entre colchetes, do lado direito da equação (II), é a tendência linear de $X(T_{x_i})$ e o segundo termo entre colchetes é a tendência linear de $Y(T_{y_i})$. Assim, a equação (II) pode ser reescrita da seguinte maneira:

$$x_i^* = T_{x_i} + (y_i - T_{y_i}) \quad (III)$$

Rearranjando os termos, pode-se reescrever a equação (II) da forma alternativa:

$$x_i^* = \left[\frac{y_i}{y_0} - \frac{i}{t} \left(\frac{y_t}{y_0} - \frac{x_t}{x_0} \right) \right] x_0 \quad (IV)$$

que é a forma operacional de (II). A equação (III) também pode ser expressa de forma alternativa:

$$x_i^* = T_{x_i} + \frac{x_0}{y_0} \left[y_i - T_{y_i} \right]. \quad (V)$$

Na presente pesquisa, emprega-se a equação (IV) para interpolar os valores não observados da série de produção de borracha natural, no período de 1921 a 1930, através da série relacionada - exportação de borracha - referente ao mesmo período.

APENDICE G

QUADRO 1G - 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, 1821-1980

Ano	Borracha Natural				Açúcar				Cacau				Café			
	Produção (10³t)	Preço Corrente (Cr\$10³/t) 1980/t)	Preço Real (Cr\$10³ de 1980/t)	Exportação (10³t)	Preço Corrente (Cr\$10³/t)	Preço Real (Cr\$10³ de 1980/t)	Exportação (10³t)	Preço Corrente (Cr\$10³/t)	Preço Real (Cr\$10³ de 1980/t)	Exportação (10³t)	Preço Corrente (Cr\$10³/t)	Preço Real (Cr\$10³ de 1980/t)	Exportação (10³t)	Preço Corrente (Cr\$10³/t)	Preço Real (Cr\$10³ de 1980/t)	Exportação (10³t)
1821	35,168	0,145	451,713	1,016	0,142	442,368	1,29	0,025	77,652				
22	36,694	0,099	284,661	0,634	1,257	3.612,069	188	0,020	57,471				
23	53,549	0,099	275,661	0,714	1,036	2.926,554	226	0,018	30,547				
24	44,976	0,130	281,690	1,251	0,100	291,630	274	0,013	32,625				
25	35,485	0,138	343,284	1,545	0,107	266,169	224	0,013	32,335				
26	35,410	0,139	251,812	1,614	0,104	189,406	318	0,011	19,529				
27	0,031	0,290	485,259	50,483	0,194	288,854	1,996	0,095	149,166	430	0,012	18,559				
28	0,051	0,392	549,790	67,641	0,228	319,776	0,667	0,072	100,982	452	0,011	15,422				
29	0,091	0,676	740,878	55,759	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	269,795	0,654	0,031	41,667	480	0,014	18,817				
31	0,145	0,441	594,340	82,996	0,130	175,202	0,858	0,044	59,259	549	0,017	22,311				
32	0,151	0,444	1.147,267	75,783	0,124	320,413	0,999	0,045	118,863	717	0,017	43,678				
33	0,101	0,515	673,203	45,349	0,117	152,901	0,796	0,117	152,941	560	0,012	29,311				
34	0,451	0,951	480,258	56,093	0,119	126,866	1,201	0,072	76,677	1.221	0,016	17,539				
35	0,543	0,543	718,253	71,502	0,094	124,339	0,839	0,097	128,307	970	0,016	17,539				
36	0,545	0,545	667,075	82,624	0,140	171,359	1,342	-0,110	134,639	1.052	0,015	10,360				
37	0,465	0,405	379,924	73,685	0,101	94,747	1,216	-0,132	123,827	910	0,015	24,071				
38	0,488	0,488	390,747	99,957	0,096	78,049	2,226	0,106	140,293	1.444	0,012	10,135				
39	0,661	0,661	583,922	67,890	0,130	114,841	2,787	0,155	150,339	1.501	0,032	11,633				
1840	0,615	0,615	472,713	81,366	0,134	102,498	1,950	0,180	154,639	1.525	0,011	9,450				
41	0,532	0,532	438,916	96,399	0,121	93,005	2,665	0,128	166,072	1.383	0,015	11,335				
42	0,425	0,425	396,825	71,770	0,117	169,244	2,945	0,131	100,692	1.239	0,014	10,761				
43	0,382	0,382	329,635	76,551	0,131	110,642	2,226	0,106	140,293	1.444	0,012	12,128				
44	0,371	0,371	359,844	83,383	0,124	70,272	2,787	0,155	150,339	1.501	0,032	11,633				
45	0,409	0,409	351,374	105,872	0,130	111,684	1,950	0,180	154,639	1.525	0,011	9,450				
46	0,541	0,541	386,649	104,443	0,152	109,195	2,935	0,184	132,184	1,723	0,012	6,821				
47	0,436	0,436	321,771	104,268	0,142	104,97	3,022	0,179	132,102	2,367	0,009	6,642				
48	0,309	0,309	216,699	114,101	0,124	86,352	2,365	0,198	138,850	2,340	0,011	7,714				
49	0,339	0,339	271,634	124,931	0,127	101,763	3,697	0,186	125,900	2,106	0,010	8,313				
1850	0,427	0,427	388,535	116,463	0,126	116,470	3,126	0,159	144,677	1,453	0,016	14,566				
51	0,751	0,751	687,095	131,723	0,120	109,790	3,350	0,141	138,152	2,465	0,012	11,304				
52	0,548	0,548	408,007	110,004	0,122	98,526	4,272	0,130	105,093	2,337	0,014	11,318				
53	0,875	0,875	528,062	157,956	0,115	69,403	3,378	0,145	88,111	2,130	0,014	8,449				
54	1,545	1,545	780,303	118,540	0,134	13,673	4,646	0,169	85,354	2,130	0,013	8,586				
55	0,987	0,987	452,390	120,341	0,139	63,732	2,168	0,193	90,568	3,190	0,015	6,821				
56	1,072	1,072	446,667	109,405	0,173	72,083	2,413	0,256	100,607	2,953	0,017	7,483				
57	0,371	0,371	432,516	112,661	0,229	102,004	3,532	0,418	186,192	3,187	0,017	7,572				
58	0,774	0,774	367,699	106,694	0,219	99,813	3,619	0,458	214,620	2,380	0,018	8,435				
59	1,956	1,956	454,295	156,419	0,177	73,353	4,133	0,319	132,201	2,735	0,018	7,353				
1860	1,351	1,351	567,866	90,237	0,172	72,299	3,181	0,404	160,819	2,524	0,024	10,048				

Continua ...

QUADRO 1G - 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)	Exportação (10 ³ t)	Preço Corrente (Cr\$10 ³ /t)	Preço Real (Cr\$10 ³ de 1980/t)	
1851	2,480	1,173	510,443	65,291	0,167	72,672	3,481	0,424	184,508	3,571	0,022	9,574				
82	2,278	1,070	454,545	155,281	0,148	63,672	2,985	0,424	180,119	0,024	0,024	10,195				
83	3,063	1,070	528,917	144,509	0,129	63,767	3,873	0,354	174,988	2,136	0,026	12,852				
84	3,412	1,083	465,406	95,048	0,207	88,956	3,445	0,329	141,384	2,004	0,027	11,603				
85	3,343	1,083	383,362	107,528	0,151	53,451	3,195	0,369	130,619	2,945	0,024	8,436				
86	3,472	1,333	413,847	131,351	0,146	45,328	2,604	0,459	142,502	2,436	0,025	7,762				
87	4,721	1,238	360,093	86,562	0,146	42,467	2,988	0,491	142,816	3,157	0,022	6,399				
88	4,956	1,533	383,634	123,917	0,179	44,795	3,884	0,421	105,355	3,561	0,023	5,756				
89	4,161	1,622	427,238	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	6,351				
71	5,044	1,997	541,339	116,040	0,156	42,288	4,471	0,349	94,606	3,827	0,022	5,964				
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	496,875	195,526	0,142	35,491	4,327	0,348	86,978	3,497	0,033	8,248				
74	6,696	1,578	379,235	155,253	0,112	27,397	4,612	0,295	70,896	2,774	0,040	9,613				
75	5,935	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	28,655	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	3,593	0,031	6,311				
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	5,066	0,650	134,030	4,904	0,027	5,875				
1880	6,980	1,779	399,960	216,461	0,145	31,784	4,972	0,616	142,481	4,904	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	7,088				
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	0,119	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	5,435	0,023	3,855				
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	17,962	2,243	350,892	253,151	0,121	18,936	12,957	0,407	61,692	5,138	0,035	5,471				
89	15,990	1,582	247,658	105,558	0,136	21,283	9,042	0,387	60,563	5,586	0,031	4,851				
1890	16,394	1,767	257,897	133,008	0,130	18,978	10,424	0,424	61,897	5,109	0,037	5,401				
91	17,790	2,611	297,299	184,902	0,234	26,651	10,094	0,585	66,628	5,373	0,053	6,036				
92	18,603	3,308	262,531	161,872	0,300	23,810	6,478	0,655	67,857	7,109	0,062	4,921				
93	19,430	3,197	238,537	103,962	0,390	29,104	10,559	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	6,922				
95	20,975	4,415	353,902	163,830	0,272	22,113	10,309	0,738	60,000	6,720	0,081	6,555				
96	22,320	4,130	263,039	172,816	0,308	16,560	8,966	0,784	49,936	6,744	0,078	4,868				
97	22,260	6,238	333,352	127,712	0,308	16,470	10,467	1,097	58,664	9,463	0,056	2,955				
98	21,100	8,476	430,451	126,484	0,395	19,593	11,270	1,651	83,808	9,267	0,059	2,598				
99	21,100	8,476	430,451	126,484	0,416	21,404	12,439	1,500	77,720	9,267	0,048	2,447				
1900	21,100	8,476	430,451	126,484	0,398	21,404	12,439	1,500	77,720	9,267	0,048	2,447				

Continua ...

QUADRO 1G - 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)	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	2,535				
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	6,1965	475,885	21,839	0,184	14,44	20,900	0,977	75,154	12,927	0,030	2,308				
04	30,680	6,9386	506,467	7,861	0,225	16,423	23,160	0,938	88,467	10,025	0,039	2,847				
05	35,000	6,3904	518,544	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	13,965	0,030	2,000				
07	38,000	5,8606	419,760	12,858	0,167	11,761	24,392	1,313	92,465	13,680	0,029	2,042				
08	36,560	4,9301	337,678	31,577	0,156	10,616	37,956	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				
10	40,800	9,7755	759,100	58,824	0,180	13,963	29,158	0,709	54,961	9,724	0,040	3,101				
11	37,370	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	46,581	12,080	0,058	3,742				
13	39,560	4,2954	282,592	5,371	0,161	11,908	29,759	0,803	52,829	13,268	0,046	3,025				
14	36,700	3,3979	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	26,055	41,865	0,949	30,613	7,433	0,047	1,516				
19	34,235	3,1739	77,791	69,429	0,830	20,343	62,584	1,490	36,520	12,963	0,095	2,528				
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	12,359	0,082	2,175				
22	21,735	2,4558	67,467	252,112	0,457	12,535	49,279	1,509	41,429	12,673	0,119	3,209				
23	22,500	4,5111	91,075	153,175	0,976	18,959	65,329	1,426	29,043	14,466	0,147	2,934				
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	10,456	10,456	1,547	23,654	13,482	0,215	3,287				
26	25,828	4,9382	83,557	17,166	0,504	8,528	63,310	1,637	27,699	13,751	0,171	2,893				
27	20,222	4,3960	73,023	48,461	0,538	8,937	75,343	2,481	41,213	15,115	0,170	2,824				
28	21,458	3,1339	51,895	30,037	0,698	11,490	72,395	2,058	34,073	13,881	0,205	3,394				
29	22,819	3,0771	48,306	14,879	0,607	9,520	65,558	1,601	25,133	14,281	0,192	3,014				
30	16,813	2,3754	45,505	84,457	0,239	5,728	68,882	1,332	25,517	15,288	0,120	2,258				
31	15,395	2,0280	42,694	11,096	0,417	8,779	75,863	1,294	21,241	17,051	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	13,459	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	15,329	0,141	3,000				
36	17,241	5,1344	911,035	90,174	1,045	0,639	121,771	7,170	37,509	14,196	0,157	2,784				
37	19,139	5,1380	77,413	0,311	1,055	15,937	105,112	2,181	32,946	12,123	0,178	2,632				
38	16,418	3,8668	58,755	8,141	0,354	5,380	127,888	1,665	25,304	17,113	0,134	2,636				
39	16,430	4,7555	74,424	49,478	0,457	7,107	132,155	1,699	26,423	16,999	0,135	2,636				
1940	18,294	6,547	95,849	65,731	0,583	8,580	106,749	1,746	24,568	12,404	0,135	2,636				

Continua ...

QUADRO 1G - Continuação ...

Ano	Borracha Natural			Açúcar			Cacau			Café		
	Produção (10 ³ t)	Preço Corrente (Cr\$10 ³ /t) 1980/79	Preço Real (Cr\$10 ³ /t) 1980/79	Exportação (10 ³ t)	Preço Corrente (Cr\$10 ³ /t)	Preço Real (Cr\$10 ³ /t) 1980/79	Exportação (10 ³ t)	Preço Corrente (Cr\$10 ³ /t)	Preço Real (Cr\$10 ³ /t) 1980/79	Exportação (10 ³ t)	Preço Corrente (Cr\$10 ³ /t)	Preço Real (Cr\$10 ³ /t) 1980/79
1941	17,120	8,455	11,776	25,049	0,385	5,079	132,944	2,359	31,171	11,052	0,183	2,462
42	22,366	12,161	144,259	45,899	1,030	12,218	71,904	3,013	28,741	7,280	0,270	3,203
43	23,436	12,971	124,721	11,611	1,494	14,365	115,120	2,974	35,596	10,112	0,277	2,669
44	29,761	20,729	171,432	70,443	1,622	13,746	101,920	3,021	25,802	13,555	0,286	2,430
45	35,069	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	7,592	130,460	4,991	32,836	15,505	0,415	2,730
47	32,737	18,533	112,351	61,546	3,594	21,721	99,041	10,579	64,115	14,830	0,523	3,170
48	27,636	8,532	48,768	351,277	1,914	10,814	14,870	14,870	84,011	17,492	0,516	2,915
49	21,267	8,438	45,935	38,700	2,018	10,908	132,244	7,266	39,384	15,369	0,593	2,238
1950	18,619	9,276	49,079	23,550	2,610	13,810	131,986	10,953	57,852	14,835	1,072	5,672
51	20,095	11,570	50,524	19,379	3,305	14,694	95,125	13,273	57,961	16,366	1,189	5,192
52	25,582	9,115	35,323	44,523	2,132	8,242	58,242	13,102	50,783	15,821	1,214	4,705
53	25,482	14,021	47,050	255,971	1,783	5,983	108,690	14,099	47,312	15,562	1,294	4,578
54	22,523	16,055	43,275	101,802	2,320	6,233	120,970	34,218	92,732	10,418	2,273	6,127
55	21,191	31,157	69,570	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	8,266	123,835	22,767	42,083	16,805	2,244	4,148
57	24,482	36,382	49,810	423,905	7,117	11,442	109,677	27,272	43,846	12,983	2,184	3,479
58	21,135	36,804	51,837	758,589	6,126	8,628	102,435	37,144	52,315	12,889	1,967	2,770
59	21,738	142,192	147,714	616,619	8,285	9,894	29,577	53,988	85,453	17,436	2,875	2,847
1960	23,462	148,019	141,368	769,041	13,159	9,894	125,457	46,225	34,756	16,819	3,530	2,654
61	22,736	158,358	84,683	783,292	19,340	10,302	104,170	80,831	43,252	16,971	4,641	2,482
62	21,742	211,847	75,398	405,225	30,218	15,096	77,332	185,323	69,591	16,376	6,153	2,205
63	20,205	309,050	62,424	523,366	74,866	15,124	83,343	339,113	66,508	19,513	9,575	1,934
64	28,323	403,338	45,646	253,074	143,279	16,082	85,848	597,912	65,806	14,945	27,113	3,329
65	29,291	963,402	69,913	760,009	136,466	9,997	109,039	691,266	50,104	16,332	99,933	3,233
66	24,342	1272,878	65,477	1504,539	175,539	9,050	155,191	1159,501	59,645	16,737	59,541	5,141
67	21,492	1119,273	47,236	1173,384	188,409	7,931	136,242	1588,329	67,095	107,062	107,062	4,523
68	22,958	1311,094	43,384	1238,069	281,938	9,330	97,593	1588,329	80,825	18,458	138,119	4,570
69	23,950	2368,265	65,822	1392,761	0,352	9,781	136,681	4,038	112,138	18,690	0,173	4,507
1970	24,976	2,752	64,242	1494,159	0,415	9,669	140,839	3,443	80,219	16,044	0,163	3,798
71	24,231	2,938	57,478	1716,666	0,495	9,490	163,841	2,976	56,959	17,238	0,238	4,553
72	25,618	3,446	56,124	3123,945	0,730	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	140,067	6,449	91,410	17,856	0,428	6,666
74	18,606	5,310	58,587	2754,488	3,683	42,246	197,963	11,476	126,402	11,396	0,537	5,315
75	15,348	7,582	65,309	2332,805	3,127	26,934	189,529	9,382	80,810	13,033	0,501	4,315
76	20,278	11,191	68,246	1805,143	1,700	10,367	152,222	16,917	101,518	13,423	1,792	10,328
77	22,560	15,612	71,017	3292,152	1,953	8,349	125,379	16,503	243,712	8,540	3,626	15,501
78	23,708	25,456	78,452	2739,462	2,453	7,561	232,596	64,068	197,473	10,355	3,392	16,454
79	24,959	45,321	86,742	2579,697	4,293	8,596	278,561	86,737	173,675	9,370	6,051	12,116
1980	27,613	89,471	89,471	2572,336	25,844	8,596	262,644	140,414	140,414	13,674	9,878	3,573

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.
(...) Valores não-disponíveis.

APENDICE H

Programas em Linguagem PL1 para Realizar Filtragem, Coeficiente de Correlação de Posto de Kendall e AAE e AEC

```

1      0  FILTRO1.. PROC(LAG,X,NO,ALFA).. /* FILTRAGEM DE SERIES */          ESP00430
      /*
      /* X(J) = SOMAK COMBK * LOG(X(I-K)) * (-ALFA)K, J=1,I-LAG, I=1+LAG,NO
      /*           K=0           LAG
      LAG - TEMPO DE DEFASAGEM          ESP00470
      X   - VETOR CONTENDO A SERIE A SER FILTRADA          ESP00480
      NO  - NUMERO DE OBSERVACOES DA SERIE          ESP00490
      ALFA - CONSTANTE          ESP00500
      /* SUB-ROTINAS CHAMADAS - FUNCAO COMB          ESP00510
      /*           ESP00520
2      1  0  DCL COMB ENTRY RETURNS(BIN FLOAT)..          ESP00530
3      1  0  DCL ALFA BIN FLOAT..          ESP00540
4      1  0  DCL (LAG,I,J,NO,K          ) BIN FIXED,          ESP00550
      (X(*),W(300)          ) BIN FLOAT..          ESP00560
5      1  0  DO I=1+LAG TO NO..          ESP00570
6      1  1  J = I - LAG..          ESP00580
7      1  1  W(J) = 0..          ESP00590
8      1  1  DO K=0 TO LAG..          ESP00600
9      1  1  W(J) = W(J) + COMB(LAG,K) * LOG(X(I-K)) * (-ALFA) ** K..          ESP00610
10     1  1  END..          ESP00620
11     1  1  END..          ESP00630
12     1  1  X(*) = W(*)..          ESP00640
13     1  0  END FILTRO1..          ESP00650

```

PL/1 OPTIMIZING COMPILER OFILTRO1.. PROC(LAG,X,NO,ALFA).. /* FILTRAGEM DE SERIES */

COMPILER DIAGNOSTIC MESSAGES

ERROR ID. L STMT MESSAGE DESCRIPTION

COMPILER INFORMATORY MESSAGES

IELO533I 1 NO 'DECLARE' STATEMENT(S) FOR 'LOG'.
 IELO430I 1 NO 'MAIN' OPTION ON EXTERNAL PROCEDURE.

END OF COMPILER DIAGNOSTIC MESSAGES

COMPILE TIME 0.19 41NS SPILL FILED 0 RECORDS SIZE 4051

IEL00161

SIZE SPECIFICATION TOO BIG. 'SIZE(MAX)' ASSUMED.

OPTIONS USED

COEXT	NOAGGREGATE	CHAPSET(48,FBCDIC)
INSOURCE	NOATTRIBUTES	NOCOMPILE(S)
NEST	NOCCONT	FLAG(I)
OPTIONS	NODECK	LINECOUNT(40)
SOURCE	NOEYES	NCLINK(S)
	NOFLOW	MARGINS(2,72,1)
	NOGRAPHIC	SIZE(130952)
	NOINCLUDE	NOSYNTAX(S)
	NOIMSCGV	WORKFILE(3340)
	NOINT	
	NOACRO	
	NOAP	
	NOMARGIN	
	NO*DECK	
	NOOFFSET	
	NOOPTIMIZE	
	NOTORAGE	
	NOXREF	

IEL00101 1

FOR BEST COMPILE SPEED, ALLOCATE WORKFILES TO FULL CYLINDERS ON SEPARATE DEVICES. IF ONLY ONE SPILL DEVICE, USE EQUAL SPLIT-CYLINDER ALLOCATION.

PL/I OPTIMIZING COMPILER

OFILTR02.. PROC(LAG,X,NO,ALFA)..

/* FILTRAGEM DE SERIES */

SOURCE LISTING

STMT LEV NT

1	0	0	FILTR02.. PROC(LAG,X,NO,ALFA)..	/* FILTRAGEM DE SERIES	*/	FSP00680
			/*			FSP00690
			X(J) = SUMAT	COMB	* X(I-K) * (-ALFA),	FSP00700
			K=0	LAG	J=1,T-L*G, I=1+LAG,NO	FSP00710
			LAG - TEMPO DE DEFASAGEM			FSP00720
			X - VETOR CONTEUDO A SERE A SER FILTRADA			FSP00730
			NO - NUMERO DE OBSER VACOES DA SERIE			FSP00740
			ALFA - CONSTATANTE			FSP00750
			SUB-ROTINAS CHAMADAS - FUNCAO COMB.			FSP00760
			*/			FSP00770
2	1	0	DCL COMB ENTRY RETURNS(BIN FLOAT)..			FSP00780
3	1	0	DCL (N,I,J,NO,T,K,LAG) BIN FIXED..		FSP00790
4	1	0	DCL (X(*), W(300), ALFA, SX) BIN FLOAT..		FSP00800
5	1	0	DO I=1+LAG TO NO..			FSP00810
6	1	1	J = I - LAG..			FSP00820
7	1	1	W(J) = 0..			FSP00830
8	1	1	DO K=0 TO LAG..			FSP00840
9	1	2	W(J) = W(J) + COMB(LAG,K) * X(I-K) * (-ALFA) ** K..			FSP00850
10	1	2	END..			FSP00860
11	1	1	END..			FSP00870
12	1	0	X(*) = W(*)..			FSP00880
13	1	0	END FILTR02..			FSP00890

COMPILER DIAGNOSTIC MESSAGES

ERROR ID I. STMT MESSAGE DESCRIPTION

COMPILER INFORMATORY MESSAGES

IELJ430I 1 1 NO 'MAIN' OPTION ON EXTERNAL PROCEDURE.

END OF COMPILER DIAGNOSTIC MESSAGES

COMPILE TIME 0.24 MINS SPILL FILED 0 RECORDS, SIZE 4051

DDS PL/1 OPTIMIZING COMPILER VERSION 1 RELEASE 6.0 TIMEO 17.32.36 DATEO 10 OCT 83
IEL0016I SIZE SPECIFICATION TOO BIG. 'SIZE(MAX)' ASSUMED.

OPTIONS USED

GOSTMT	NOAGGREGATE	CHARSET(48,EBCDIC)
INSOURCE	NOATTRIBUTES	NOCCOMPILE(S)
NEST	NOCOUNT	FLAG(I)
OPTICNS	NODECK	LINFCOUNT(40)
SOURCE	NOOYNBUF	NCLINK(S)
	NOFID	MARGINS(2,72,1)
	NOFLOW	SIZE(130952)
	NOGRAPHIC	NCSYNTAX(S)
	NOINCLUDE	WORKFILE(3340)
	NOINSCONV	
	NOIST	
	NOMACRO	
	NOIAP	
	NOMARGINI	
	NOOFECK	
	NOOFFSET	
	NOOPTIMIZE	
	NOSTORAGE	
	NOXREF	

IEL0010I 1 FOR BEST COMPILE SPEED, ALLOCATE WORKFILES TO FULL CYLINDERS ON SEPARATE DEVICES. IF ONLY ONE SPILL DEVICE, USE EQUAL SPLIT-CYLINDER ALLOCATION.

PL/I OPTIMIZING COMPILER OFILTRO3.. PROC(X,NO,ALFA).. /* FILTRAGEM DE SERIES */

SOURCE LISTING

STMT LEV NT

1	0	FILTRO3.. PROC(X,NO,ALFA).. /* FILTRAGEM DE SERIES */	ESP00920
		/*	ESP00930
		X(J) = X(I) - ALFA * X(J), J=1,I-1, I=2,NO	ESP00940
		X - VETOR CONTENDO A SERIE A SER FILTRADA	ESP00950
		NO - NUMERO DE OBSERVACOES DA SERIE	ESP00960
		ALFA - CONSTANTE	ESP00970
		SUB-ROTINAS CHAMADAS - NENHUMA	ESP00980
		*/	ESP00990
2	1	0	ESP01000
3	1	0	ESP01010
4	1	0	ESP01020
5	1	0	ESP01030
6	1	1	ESP01040
7	1	1	ESP01050
8	1	1	ESP01060
9	1	0	ESP01070
10	1	0	ESP01080

```

DCL ALFA BIN FLOAT..
DCL (1,J,NO) BIN FIXED..
DCL (X(*),W(300)) BIN FLOAT..
DO I=2 TO NO..
  J = I - 1..
  W(J) = X(I) - ALFA * X(J)..
END..
X(*) = W(*)..
END FILTRO3..
```

PL/I OPTIMIZING COMPILER OFILTRO3.. PROC(X,NO,ALFA).. /* FILTRAGEM DE SERIES */

COMPILER DIAGNOSTIC MESSAGES

ERROR ID L STMT MESSAGE DESCRIPTION

COMPILER INFORMATORY MESSAGES

IEL0430I 1 1 NO 'MAIN' OPTION ON EXTERNAL PROCEDURE.

END OF COMPILER DIAGNOSTIC MESSAGES

COMPILE TIME 0.19 MINS SPILL FILE 0 RECORDS, SIZE 4051

IFL0016T

SIZE SPECIFICATION TOO BIG. 'SIZE(MAX)' ASSUMED.

OPTIONS USED

```

GOSTMT      NOAGGREGATE      CHARSET(48,EBCDIC)
INSCURCE    NOATTRIBUTES   NOCOMPILE(S)
NEST        NOCCUNT        FLAG(1)
OPTIONS     NODECK         LINECOUNT(40)
SOURCE      NOEY@@JF      NOLINK(S)
            NOEYD          MARGINS(2,72,1)
            NOFLW         SIZE(130952)
            NOGRAPHIC     NOSYNTAX(S)
            NOINCLUDE     WORKFILE(3340)
            NOIMSCONV
            NOLIST
            NOMACRO
            NOMAP
            NOMARGIN
            NOMDECK
            NOOFFSET
            NOOPTIMIZE
            NOSTORAGE
            NOXREF
    
```

TEL0010T 1

FOR BEST COMPILE SPEED, ALLOCATE WORKFILES TO FULL CYLINDERS ON SEPARATE DEVICES. IF ONLY ONE SPILL DEVICE, USE EQUAL SPLIT-CYLINDER ALLOCATION.

PL/I OPTIMIZING COMPILER

-COMB.. PROC(N,K) RETURNS(BIN FLOAT)..

SOURCE LISTING

STMT LFV NT

```

1      0  COMB.. PROC(N,K) RETURNS(BIN FLOAT)..           ESP01110
          /* CALCULA A COMBINACAO DE N, K A K. */         ESP01120
2      1  0  DCL (N,K,I                                     ESP01130
3      1  0  DCL (PN,PK,NN ) BIN FLOAT..                 ESP01140
4      1  0  IF K GT N THEN RETURN(-1.)..                 ESP01150
5      1  0  ELSE IF K = N OR K = 0 OR N = 0 THEN RETURN(1.).. ESP01160
6      1  0  ELSE IF K = 1 THEN RETURN(0. + N)..         ESP01170
7      1  0  PK = 1..                                     ESP01180
8      1  0  PN = N..                                     ESP01190
9      1  0  NN = N - 1..                                  ESP01200
10     1  0  DO I=2 TO K..                                 ESP01210
11     1  1  PN = PN * NN..                                 ESP01220
12     1  1  PK = PK * I..                                  ESP01230
13     1  1  NN = NN - 1..                                  ESP01240
14     1  1  END..                                         ESP01250
15     1  0  RETURN(PN / PK)..                             ESP01260
16     1  0  END COMB..                                    ESP01270
    
```

SOURCE LISTING

STMT LEV NT

```

1      0  TTEST.. PROC(X,Y,N,TTL)..                                ESP00060
/* ESTIMA O COEFICIENTE DE CORRELACAO SERIAL DE POSTO DE          ESP00070
KENDALL E A ESTATISTICA Z PADRONIZADA.                          ESP00080
*/ ***** */                                                  ESP00090
/* X - VETOR CONTENDO UMA SERIE                                   ESP00100
Y - VETOR CONTENDO A SEGUNDA SERIE DO PAR                       ESP00110
N - NUMERO DE OBSERVACOES DA SERIE                              ESP00120
TTL - CODIGO PARA IMPRESSAO DOS DADOS DAS SERIES                ESP00130
SUB-ROTINAS CHAMADAS - NENHUMA                                  ESP00140
*/                                                                ESP00150

2      1  0  DCL (X(*),Y(*),TX,TY,ZX,ZY,DPX,DPY,N) BIN FLOAT,..    ESP00160
3      1  0  DCL (QX,QY ) BIN FLOAT..                               ESP00170
4      1  0  DCL (I,J,NTL ) BIN FIXED..                             ESP00180
5      1  0  DCL TTL CHAR(1)..                                       ESP00190
6      1  0  QX = 0..                                               ESP00200
7      1  0  QY = 0..                                               ESP00210
8      1  0  DO I=1 TO N..                                           ESP00220
9      1  1  DO J=I+1 TO N..                                          ESP00230
10     1  1  IF X(I) GT X(J) THEN QX = QX + 1..                     ESP00240
11     1  1  IF Y(I) GT Y(J) THEN QY = QY + 1..                     ESP00250
12     1  1  END..                                                  ESP00260
13     1  1  END..                                                  ESP00270
14     1  1  TX = 1 - (4 * QX) / (N * (N - 1))..                     ESP00280
15     1  1  TY = 1 - (4 * QY) / (N * (N - 1))..                     ESP00290
16     1  0  DPX = SQRT(12 * (2 * N + 5) / (9 * N * (N - 1)))..     ESP00300
17     1  0  DPY = DPX..                                             ESP00310
    
```

STMT LEV NT

```

18     1  0  ZY = TX / DPY..                                         ESP00320
19     1  0  ZY = TY / DPY..                                         ESP00330
20     1  0  TTL = N..                                               ESP00340
21     1  0  IF TTL NE '1' THEN NTL = 10..                           ESP00350
22     1  0  PUT EDIT('X(1,1) = ',X(1),',Y(1,1) = ',Y(1) DO I=1 TO NTL)) ESP00360
      (COL(10),2 (A,P,999),A,E(15,6),X(20)))..                     ESP00370
23     1  0  PUT EDIT('TX = ',TX,',Z(X) = ',ZX,',TY = ',TY,',Z(Y) = ',ZY) ESP00380
      (SKIP(3),4 (A,F(10,4),X(15)))..                               ESP00390
24     1  0  END TTEST..                                             ESP00400
    
```

SOURCE LISTING

STMT LEV NT

```

1      0  PROG.. PROC(X,Y,T,TT,TTL)..                                ESP01300
                                                                    ESP01310
/* SUB-ROTINA PARA ANALISES AUTO-ESPECTRAIS E ESPECTRAIS CRUZADAS
   F4 SERIEF TEMPORAIS ESTACIONARIAS.                                ESP01320
                                                                    ESP01330
X - VETOR CONTENDO A PRIMEIRA SERIE                                ESP01340
Y - VETOR CONTENDO A SEGUNDA SERIE                                ESP01350
T - NUMERO DE OBSERVACOES DA SERIE                                ESP01360
TT - SE TT = 'T' APENAS FAZ TESTE 'T' DA SERIE                    ESP01370
TTL - SE TTL = 'I' LISTA DADOS DA SERIE                            ESP01380
SUB-ROTINAS CHAMADAS - TTEST.                                       ESP01390
                                                                    ESP01400
*/
2      0  DCL TTEST ENTRY..                                           ESP01410
3      0  DCL (X(*),Y(*)) BIN FLOAT..                                ESP01420
4      0  DCL (W(300),FXX(300),FYY(300),PXY(300),QXY(300),COE(300)) BIN FLOAT.. ESP01430
5      0  DCL (SX,SY,MX,MY,XX,XY,YY,YX,SP,SQ) BIN FLOAT..          ESP01440
6      0  DCL (GAMMA(300),AMPLITUDE(300),FASE(300)) BIN FLOAT..    ESP01450
7      0  DCL (T,M,M2,SM2,L,K,NV,I,I) BIN FLOAT..                  ESP01460
8      0  DCL (CX(0..300),CY(0..300),CYY(0..300),CYX(0..300)) BIN FLOAT.. ESP01470
9      0  DCL (TRUNC,MOD,SORT,SIN,COS,TAN) BUILTIN..                ESP01480
10     0  DCL (TT,TTL) CHAR(1)..                                     ESP01490
11     0  T) = T - 1..                                              ESP01500
12     0  M = T)..                                                  ESP01510
13     0  IF TT = 'T' THEN DO..                                     ESP01520
14     1  CALL TTEST(X,Y,T,TTL)..                                   ESP01530
15     1  RETURN..                                                 ESP01540

```

STMT LEV NT

```

16     1  1  END..                                                  ESP01550
17     1  1  IF M GE 100 THEN M = TRUNC(T / 3)..                    ESP01560
18     1  1  M2 = TRUNC(M / 2)..                                     ESP01570
19     1  1  SM2 = M2..                                             ESP01580
20     1  1  IF MOD(M,2) GT 0 THEN SM2 = SM2 + 1..                 ESP01590
21     1  1  SX,SY = 0..                                           ESP01600
22     1  1  DO I=1 TO T..                                          ESP01610
23     1  1  SX = SX + X(I)..                                       ESP01620
24     1  1  SY = SY + Y(I)..                                       ESP01630
25     1  1  END..                                                  ESP01640
26     1  1  MX = SX / T..                                           ESP01650
27     1  1  MY = SY / T..                                           ESP01660
28     1  1  DO I = 1 TO T..                                         ESP01670
29     1  1  Y(I) = Y(I) - MX..                                       ESP01680
30     1  1  Y(I) = Y(I) - MY..                                       ESP01690
31     1  1  END..                                                  ESP01700
32     1  1  DO L = 0 TO M..                                          ESP01710
33     1  1  XX,XY,YY,YX = 0..                                       ESP01720
34     1  1  DO I=1 TO T-L..                                         ESP01730
35     1  1  XX = XX + X(I) * Y(I+L)..                               ESP01740
36     1  1  XY = XY + X(I) * Y(I+L)..                               ESP01750
37     1  1  YY = YY + Y(I) * Y(I+L)..                               ESP01760
38     1  1  YX = YX + Y(I) * X(I+L)..                               ESP01770
39     1  1  END..                                                  ESP01780
40     1  1  CXY(L) = (1 / T) * XX..                                  ESP01790
41     1  1  CYX(L) = (1 / T) * XY..                                  ESP01800
42     1  1  CYY(L) = (1 / T) * YY..                                  ESP01810
43     1  1  CYX(L) = (1 / T) * YX..                                  ESP01820
44     1  1  END..                                                  ESP01830
45     1  1  DO L=1 TO M2..                                          ESP01840
46     1  1  W(L) = 1 - ((6 * L * L) / (M * M)) * (1 - L / M)..    ESP01850
47     1  1  END..                                                  ESP01860
48     1  1  DO L=SM2 TO M..                                          ESP01870
49     1  1  W(L) = 2 * (1 - L / M) ** 3..                            ESP01880

```


PL/I OPTIMIZING COMPILER -PROG.. PROC(X,Y,T,TT,TTL)..

COMPILER DIAGNOSTIC MESSAGES

ERROR ID | STMT | MESSAGE DESCRIPTION

COMPILER INFORMATORY MESSAGES

TEL0533I 1 NO 'DECLARE' STATEMENT(S) FOR 'SYSPRINT'.
TEL0972I 1 'BUFFERS(1)' DEFAULTED FOR FILE 'SYSPRINT'. EXECUTION TIME CAN BE IMPROVED BY DECLARING
'BUFFERS(2)'.
TEL0430I 1 1 NO 'MAIN' OPTION ON EXTERNAL PROCEDURE.

END OF COMPILER DIAGNOSTIC MESSAGES

COMPILE TIME 0.62 MINS SPILL FILED 14 RECORDS, SIZE 4051

DJS PL/I/OPTIMIZING COMPILER VERSION 1 RELEASE 6.0 TIME0 17.33.51 DATE0 10 OCT 83

OPTIONS SPECIFIED

*PROCESS A,AG,X,OF..

ESP02300

TEL0021I DELIMITER ',.' ACCEPTED AS SEMICOLON. OPTION SCANNING TERMINATED.

TEL0016I SIZE SPECIFICATION TOO BIG. 'SIZE(MAX)' ASSUMED.

OPTIONS USED

AGGREGATE	NOCCOUNT	ATTRIBUTES(FULL)
CONST	NOJACK	CHARSET(40,F30DIC)
INSOURCE	NOBYNAUF	NOCCMPLE(S)
NEST	NOESD	FLAG(I)
OFFSET	NOFLW	LINCCOUNT(40)
OPTIONS	NOGRAPHIC	NCLINK(S)
SOURCE	NOINCLUDE	MARGINS(2,72,1)
	NOINCONV	SIZE(130952)
	NOLIST	NOSYNTAX(S)
	NOVACRO	WORKFILE(3340)
	NOVAP	XREF(FULL)
	NOVAPINT	
	NOVDFCK	
	NOOPTIMIZE	
	NOCTRAGE	

TEL0010I 1 FOR BEST COMPILE SPEED, ALLOCATE WORKFILES TO FULL CYLINDERS ON SEPARATE DEVICES. IF ONLY ONE
SPILL DEVICE, USE EQUAL SPLIT-CYLINDER ALLOCATION.

SOURCE LISTING

```

STMT LEV NT
1 0 ESPEC.. PROC OPTIONS(MAIN).. /* PROGRAMA PRINCIPAL */ ESP02310
/* PROGRAMA PRINCIPAL PARA ANALISES AUTO-ESPECTRAL E ESPECTRAL ESP02320
CRUZADA. ESP02330
SUBROTINAS CHAMADAS FILTRO1, FILTRO2, FILTRO3 E PROG. ESP02340
*/ ESP02350
2 1 0 DCL (PROG, FILTRO1, FILTRO2) ENTRY.. ESP02360
3 1 0 DCL (FILTRO3 ) ENTRY.. ESP02370
4 1 0 DCL (VAR(300,20),X(300),Y(300),Z,T,ALFA ) BIN FLOAT.. ESP02380
5 1 0 DCL (INV,LAG1,LAG2,TSV,TX,CROSS(2) ) BIN FIXED.. ESP02390
6 1 0 DCL (LAG,1,J,ANO,NO,NFILTRO,LNO ) BIN FIXED.. ESP02400
7 1 0 DCL LOG BUILTIN.. ESP02410
8 1 0 DCL FIM 'IT(1)' INIT('0'9).. ESP02420
9 1 0 DCL PAG BIN FIXED INIT(1).. ESP02430
10 1 0 DCL DATE BUILTIN, ESP02440
DMA CHAR(6), ESP02450
1 DMAE DEF DMA, ESP02460
2 DD CHAR(2), ESP02470
2 MM CHAR(2), ESP02480
2 AA CHAR(2), ESP02490
DW CHAR(2).. ESP02500
11 1 0 DCL TT CHAR(1).. ESP02510
12 1 0 DCL (TTL,100) CHAR(1).. ESP02520
13 1 0 DCL NOME(20) CHAR(10).. ESP02530
14 1 0 ON ENDFILE(SYSIN) FIM = '1'0.. ESP02540
15 1 0 OPEN FILE(SYSPRINT) PAGESIZE(40) LINESIZE(132).. ESP02550
16 1 0 ON ENDPAGE(SYSPRINT) CALL CAB.. ESP02560
17 1 0 DMA = DATE.. ESP02570
18 1 0 DW = DD.. DD = AA.. AA = DW.. ESP02580
21 1 0 LAG = -1.. ESP02590
22 1 0 GET EDIT(ANO,NV,LD0) (2 F(5),X(4),A(1)).. ESP02600
23 1 0 GET EDIT(NOME(1) DD I=1 TO NV) (COL(1),(NV) A(10)).. ESP02610

```

```

STMT LEV NT
24 1 0 TSV = 125 / NV.. ESP02620
25 1 0 TX = TSV - 7.. ESP02630
26 1 0 IF LDO = '1' THEN ESP02640
DO.. ESP02650
27 1 1 CALL CAB.. ESP02660
28 1 1 PUT EDIT('DADOS ORIGINAIS', ESP02670
'TEMPOR',(NOME(1) DD I=1 TO NV)) ESP02680
(SKIP(2),X(35),A,SKIP(3),A,X(0),3 (COL(11),7 A(15))).. ESP02690
29 1 1 PUT SKIP(3).. ESP02700
30 1 1 END.. ESP02710
31 1 0 DO I=1 TO NO.. ESP02720
32 1 1 AVO=0.. ESP02730
/* GET EDIT(ANO,(VAR(1,J) DO J=1 TO NV)) ESP02740
(COL(1),F(5),COL(11),7 F(10)).. */ ESP02750
33 1 1 GET EDIT((VAR(1,J) DO J=1 TO NV)) ESP02760
(COL(1),F(3),Y(1),F(4)).. ESP02770
34 1 1 IF LDO = '1' THEN ESP02780
PUT EDIT(ANO,(VAR(1,J) DO J=1 TO NV)) ESP02790
(COL(1),F(4),X(3),3 (COL(8),7 E(15,7))).. ESP02800
35 1 1 END.. ESP02810
36 1 0 GET EDIT(CROSS(1),CROSS(2),LAG1,LAG2,NFILTRO,ALFA,TT,TTL) ESP02820
(COL(1),6 F(5),X(3),2 A(1)).. ESP02830
37 1 0 DO WHILE (NOT FIM).. ESP02840
DO LAG=LAG1 TO LAG2.. ESP02850
CALL CAB.. ESP02860
X(*) = VAR(*,CROSS(1)).. ESP02870
Y(*) = VAP(*,CROSS(2)).. ESP02880
IF NFILTRO = 2 THEN DO.. ESP02890
CALL FILTRO2(LAG,X,NO,ALFA).. ESP02900
CALL FILTRO2(LAG,Y,NO,ALFA).. ESP02910
END.. ESP02920
38 1 2 ELSE IF NFILTRO = 1 THEN ESP02930
DO.. ESP02940
CALL FILTRO1(LAG,X,NO,ALFA).. ESP02950

```

PL/I OPTIMIZING COMPILER

ESPEC.. PRGC OPTIONS(MAIN)..

/* PROGRAMA PRINCIPAL */

STMT LEV NT

```

48 1 3 CALL FILTRO1(LAG,Y,NO,ALFA).. ESP02960
49 1 1 END.. ESP02970
50 1 1 ELSE IF NFILTRO = 1 THEN ESP02980
51 1 1 DD.. CALL FILTRO3(X,NO,ALFA).. CALL FILTRO3(Y,NO,ALFA).. ESP02990
52 1 1 LAG = 1.. ESP03000
53 1 1 END.. ESP03010
54 1 1 T = NO - LAG.. ESP03020
55 1 1 CALL PRGC(X,Y,T,TT,TTL).. ESP03030
56 1 1 END.. ESP03040
57 1 1 GET EDIT(CROSS(1),CROSS(2),LAG1,LAG2,NFILTRO,ALFA,TT,TTL) ESP03050
58 1 1 (COL(1),6 F(5),X(3),2 A(1)).. ESP03060
59 1 1 END.. ESP03070

60 1 0 CAB.. PRGC.. ESP03080
61 2 0 PUT FOIT(110) '*,DD,*',MM,*' ANALISE ESPECT ', ESP03090
(PAGE,X(10),A,COL(30),P'99',X(8),A,COL(80),A,CPL(30),P'99', ESP03100
X(8),2 A,X(10),A,P'99',COL(30),P'99',X(8),A,COL(67),A,X(6), ESP03110
A,COL(11),A).. ESP03120
62 2 0 IF LAG GE 0 THEN ESP03130
PUT EDIT('* VARIAVEL X = ',NOME(CROSS(1)),'*','* VARIAVEL Y = ', ESP03140
NOME(CROSS(2)),'*','* FILTRO = ',NFILTRO,'*','* ALFA = ', ESP03150
ALFA,'*','* DEFASAGEM = ',LAG,' PERIODO(S) ',*').. ESP03160
(2 (COL(40),A,A(20),COL(80),A),COL(40),A,P'99',COL(80),A, ESP03170
COL(40),A,F(5,3),COL(80),A, ESP03180
COL(40),A,F(2),A,COL(80),A).. ESP03190
63 2 0 PUT SKIP(2).. ESP03200
64 2 0 PAG = PAG + 1.. ESP03210
65 2 0 END CAB.. ESP03220
66 1 0 END ESPEC.. ESP03230
ESP03240

```

PL/I OPTIMIZING COMPILER

ESPEC.. PRGC OPTIONS(MAIN)..

/* PROGRAMA PRINCIPAL */

ATTRIBUTE AND CROSS-REFERENCE TABLE (FULL)

DCL NO.	IDENTIFIER	ATTRIBUTES AND REFERENCES
10	AA	/* IN DMAE */ DEFINED UNALIGNED CHARACTER (2) 19,20,61
4	ALFA	AUTOMATIC ALIGNED BINARY /* SINGLE */ FLOAT (21) 36,43,44,47,48,51,52,58,62
6	AND	AUTOMATIC ALIGNED BINARY FIXED (15,0) 32,34
10	CAB	ENTRY RETURNS(DECIMAL /* SINGLE */ FLOAT (6)) 27,39 16
5	CROSS	(2) AUTOMATIC ALIGNED BINARY FIXED (15,0) 36,36,40,41,58,58,62,62
10	DATE	BUILTIN 17
10	DD	/* IN DMAE */ DEFINED UNALIGNED CHARACTER (2) 18,19,61
10	DMA	AUTOMATIC UNALIGNED CHARACTER (6) 17
10	DMAE	DEFINED /* STRUCTURE */
10	DW	AUTOMATIC UNALIGNED CHARACTER (2)

PL/I OPTIMIZING COMPILER		ESPEC.. PROC OPTIONS(MAIN).. /* PROGRAMA PRINCIPAL */
DCL NO.	IDENTIFIER	ATTRIBUTES AND REFERENCES
		18,20
1	ESPEC	EXTERNAL ENTRY RETURNS(DECIMAL /* SINGLE */ FLOAT (6))
2	FILTRO1	EXTERNAL ENTRY RETURNS(DECIMAL /* SINGLE */ FLOAT (6)) 47,48
2	FILTRO2	EXTERNAL ENTRY RETURNS(DECIMAL /* SINGLE */ FLOAT (6)) 43,44
3	FILTRO3	EXTERNAL ENTRY RETURNS(DECIMAL /* SINGLE */ FLOAT (6)) 51,52
8	FI4	AUTOMATIC UNALIGNED INITIAL BIT (1) 1,37 14
6	I	AUTOMATIC ALIGNED BINARY FIXED (15,0) 23,23,23,28,28,28,31,31,33,34
6	J	AUTOMATIC ALIGNED BINARY FIXED (15,0) 33,33,33,34,34,34
6	LAG	AUTOMATIC ALIGNED BINARY FIXED (15,0) 21,38,38,43,44,47,48,53,55,62,62
5	LAG1	AUTOMATIC ALIGNED BINARY FIXED (15,0) 36,38,58
5	LAG2	AUTOMATIC ALIGNED BINARY FIXED (15,0) 36,38,58
12	LDO	AUTOMATIC UNALIGNED CHARACTER (1) 22,26,34

PL/I OPTIMIZING COMPILER		ESPEC.. PROC OPTIONS(MAIN).. /* PROGRAMA PRINCIPAL */
DCL NO.	IDENTIFIER	ATTRIBUTES AND REFERENCES
6	LND	AUTOMATIC ALIGNED BINARY FIXED (15,0)
7	LOG	BUILTIN
10	MM	/* IN DMAE */ DEFINED UNALIGNED CHARACTER (2) 61
6	NFILTRO	AUTOMATIC ALIGNED BINARY FIXED (15,0) 36,42,46,50,58,62
6	NO	AUTOMATIC ALIGNED BINARY FIXED (15,0) 22,31,43,44,47,48,51,52,55
13	NOME	(20) AUTOMATIC UNALIGNED CHARACTER (10) 23,28,62,62
5	NV	AUTOMATIC ALIGNED BINARY FIXED (15,0) 22,23,23,24,28,33,34
9	PAG	AUTOMATIC ALIGNED INITIAL BINARY FIXED (15,0) 1,61,64,64
2	PROG	EXTERNAL ENTRY RETURNS(DECIMAL /* SINGLE */ FLOAT (6)) 56
*****	SYSIN	EXTERNAL FILE 14,22,23,33,36,58
*****	SYSPRINT	EXTERNAL FILE PRINT 15,16,28,29,34,61,62,63
4	T	AUTOMATIC ALIGNED BINARY /* SINGLE */ FLOAT (21) 55,56

PL/I OPTIMIZING COMPILER ESPEC.. PROC OPTIONS(MAIN).. /* PROGRAMA PRINCIPAL */

DCL NO.	IDENTIFIER	ATTRIBUTES AND REFERENCES
5	TSV	AUTOMATIC ALIGNED BINARY FIXED (15,0) 24,25
11	TT	AUTOMATIC UNALIGNED CHARACTER (1) 36,56,58
12	TTL	AUTOMATIC UNALIGNED CHARACTER (1) 36,56,58
5	TX	AUTOMATIC ALIGNED BINARY FIXED (15,0) 25
4	VAR	(300,20) AUTOMATIC ALIGNED BINARY /* SINGLE */ FLOAT (21) 33,34,40,41
4	X	(300) AUTOMATIC ALIGNED BINARY /* SINGLE */ FLOAT (21) 40,43,47,51,56
4	Y	(300) AUTOMATIC ALIGNED BINARY /* SINGLE */ FLOAT (21) 41,44,48,52,56
4	Z	AUTOMATIC ALIGNED BINARY /* SINGLE */ FLOAT (21)

PL/I OPTIMIZING COMPILER ESPEC.. PROC OPTIONS(MAIN).. /* PROGRAMA PRINCIPAL */

AGGREGATE LENGTH TABLE

DCL NO.	IDENTIFIER	LVL	DIMS	OFFSET	ELEMENT LENGTH.	TOTAL LENGTH.
5	CROSS		1		2	4
10	DMAE DD MM AA	1 2 2 2			DEF DEF DEF DEF	DEF
13	NOME		1		10	200
4	VAR		2		4	24000
4	X		1		4	1200
4	Y		1		4	1200
SUM OF CONSTANT LENGTHS						26604

PL/I OPTIMIZING COMPILER ESPEC PROC OPTIONS(MAIN) /* PROGRAMA PRINCIPAL */
TABLES OF OFFSETS AND STATEMENT NUMBERS

WITHIN PROCEDURE ESPEC															
OFFSET (HEX)	0	146	152	15C	168	17E	184	190	196	19E	23C	302	324	330	338
STATEMENT NO.	1	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27
OFFSET (HEX)	242	48E	4AC	4AC	4C4	4CC	598	6AA	6C2	788	7C0	7D8	7E2	816	842
STATEMENT NO.	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42
OFFSET (HEX)	04E	87E	8AF	8B2	8BE	8EE	91E	922	92E	956	97E	986	986	9AA	9E2
STATEMENT NO.	43	44	45	46	47	48	49	50	51	52	53	54	55	56	57
OFFSET (HEX)	0FA	AF0	AF4												
STATEMENT NO.	58	59	66												
WITHIN ON UNIT															
OFFSET (HEX)	0														
STATEMENT NO.	14														
WITHIN ON UNIT															
OFFSET (HEX)	0														
STATEMENT NO.	16														
WITHIN PROCEDURE CAB															
OFFSET (HEX)	0	5E	31A	60C	62A	63A									
STATEMENT NO.	60	61	62	63	64	65									

PL/I OPTIMIZING COMPILER ESPEC.. PROC OPTIONS(MAIN).. /* PROGRAMA PRINCIPAL */

COMPILER DIAGNOSTIC MESSAGES

ERROR ID & STMT MESSAGE DESCRIPTION

COMPILER INFORMATORY MESSAGES

- IEL0533I 1 NO *DECLARE* STATEMENT(S) FOR 'SYSIN','SYSPRINT'.
- IEL0815I 1 *OPEN* FUNCTION FOR FILE 'SYSPRINT' NOT OPTIMIZED.
- IEL0972I 1 *BUFFERS(1)* DEFAULTED FOR FILE 'SYSIN'. EXECUTION TIME CAN BE IMPROVED BY DECLARING *BUFFERS(2)*.
- IEL0972I 1 *BUFFERS(1)* DEFAULTED FOR FILE 'SYSPRINT'. EXECUTION TIME CAN BE IMPROVED BY DECLARING *BUFFERS(2)*.

END OF COMPILER DIAGNOSTIC MESSAGES

COMPILE TIME 0.78 MINS SPILL FILE0 20 RECORDS, SIZE 4051

