

A-21413
310000004002

ANÁLISE DINÂMICA DO MERCADO AGRÍCOLA NO NORDESTE DO BRASIL

José Francisco de Araújo

DISSERTAÇÃO SUBMETIDA À COORDENAÇÃO DO CURSO DE
PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA RURAL, COMO REQUISITO
PARCIAL PARA OBTENÇÃO DO GRAU DE MESTRE
UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ



UFC/BIJ/BEA 04/05/1998



R794074 Analise dinamica do mercado
C406309 agricola no
T380 A687a

Fortaleza-Ceará
1985

Aos meus *pais*
Aos meus *irmãos*
A minha *cunhada*

D E D I C O

AGRADECIMENTOS

À Universidade Federal do Ceará, ao Centro de Ciências Agrárias e ao Departamento de Economia Rural, pela oportunidade de realizar o Curso de Mestrado.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico - CNPq pela ajuda financeira.

Aos meus pais, pelo apoio constante, dedicação e carinho em todos os momentos.

A meu irmão, Benício Orcânio de Araújo, que sempre me apoiou em todas as fases da vida. Pelo sacrifício, apoio financeiro e moral aos meus estudos iniciais.

Ao Professor Paulo Roberto Silva, pelo incentivo e apoio durante o meu treinamento.

Ao Professor José de Jesus Sousa Lemos, pelos ensinamentos, dedicação, incentivo e sugestões de muita importância para a qualidade da pesquisa.

Ao Professor Orientador Ahmad Saeed Khan.

A Professora Lúcia Maria Ramos Silva.

A todos os colegas de curso, pelo convívio amigável, pelas críticas e sugestões.

A todos os Professores do Departamento de Economia Agrícola, pelos ensinamentos indispensáveis.

Ao Departamento Nacional de Obras Contra Secas (DNOCS), na pessoa do Dr. Autran.

A todas as pessoas que compõem o Núcleo de Processamento de Dados da Universidade Federal do Ceará - UFC.

Enfim, a todas as demais pessoas que, de uma forma ou de outra contribuíram indiretamente pela minha formação.

ÍNDICE

	Página
LISTA DE TABELAS	vii
LISTA DE FIGURAS	xi
RESUMO	xix
ABSTRACT	xxi
1 - <u>INTRODUÇÃO</u>	1
1.1 - <u>O Problema e Sua Importância</u>	2
1.1.1 - Importância econômica e alimentar	2
1.1.1.1 - Arroz	2
1.1.1.2 - Feijão macassar	4
1.1.1.3 - Milho	4
1.1.1.4 - Farinha de mandioca	5
1.1.1.5 - Laranja	6
1.1.1.6 - Banana	7
1.2 - <u>Objetivos</u>	11
2 - <u>METODOLOGIA</u>	12
2.1 - <u>Características Gerais da Área Estudada</u>	12
2.2 - <u>Origem dos Dados</u>	13
2.3 - <u>Modelo Conceptual</u>	15
2.3.1 - O Modelo de análise harmônica	16
2.3.2 - Flexibilidade de preço	23
2.3.3 - Elasticidade-preço	25
2.4 - <u>O Modelo Estatístico</u>	26
3 - <u>RESULTADOS E DISCUSSÃO</u>	31
3.1 - <u>Análise Harmônica do Arroz</u>	31
3.2 - <u>Análise Harmônica do Feijão Macassar</u>	35
3.3 - <u>Análise Harmônica do Milho</u>	47
3.4 - <u>Análise Harmônica da Farinha de Mandioca</u>	50
3.5 - <u>Análise Harmônica da Laranja</u>	64

3.6 - <u>Análise Harmônica da Banana</u>	68
3.7 - <u>Estimativas dos Coeficientes de Flexibilidade-</u> <u>-Preço e Elasticidade-Preço da Demanda</u>	83
3.7.1 - Arroz	84
3.7.2 - Feijão macassar	85
3.7.3 - Milho	87
3.7.4 - Farinha de mandioca	89
3.7.5 - Laranja	91
3.7.6 - Banana	93
4 - <u>CONCLUSÕES E SUGESTÕES</u>	95
5 - <u>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS</u>	104
<u>APÊNDICES</u>	108
Apêndice A	109
Apêndice B	110
Apêndice C	111
Apêndice D	112
Apêndice E	113
Apêndice F	114
Apêndice G	115
Apêndice H	117
Apêndice I	119

LISTA DE TABELAS

TABELA		Página
1	Produção Agrícola do Nordeste (produtos de maior importância) - 1982	14
2	Estimativa dos parâmetros de análise harmônica das séries de preços (P) e quantidades (Q) de arroz no mercado das capitais de Aracaju, João Pessoa e Teresina, no período de 1972 a 1980	32
3	Estimativas dos coeficientes de amplitudes e ângulo fase da análise harmônica das séries de preços (P) e quantidades (Q) de arroz no mercado das capitais de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa e Teresina, no período de 1972 a 1980	34
4	Estimativas dos parâmetros de análise harmônica das séries de preços (P) e quantidades (Q) de feijão macassar no mercado das capitais de Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina, no período de 1972 a 1980	40
5	Estimativas dos coeficientes de amplitude e fase da análise harmônica das séries de preços (P) e quantidades (Q) de feijão macassar no mercado das capitais de Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina, no período de 1972 a 1980	42

TABELA

Página

6	Estimativas dos parâmetros de análise harmônica das séries de preços (P) e quantidades (Q) de milho nos mercados das capitais de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina no período de 1972 a 1980	48
7	Estimativas dos coeficientes de amplitude e ângulo fase da análise harmônica das séries de preços (P) e quantidades (Q) de milho no mercado das capitais de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina no período de 1972 a 1980	49
8	Estimativas dos parâmetros de análise harmônica das séries de preços (P) e quantidades (Q) de farinha de mandioca no mercado de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina, no período de 1972 a 1980	56
9	Estimativas dos coeficientes de amplitudes e ângulo fase da análise harmônica das séries de preços (P) e quantidades (Q) de farinha de mandioca no mercado das capitais de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina no período de 1972 a 1980	58
10	Estimativas dos parâmetros de análise harmônica das séries de preços (P) e quantidades (Q) de laranja no mercado de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina, no período de 1972 a 1980	65
11	Estimativas dos coeficientes de amplitude e ângulo fase harmônica das séries de preços (P) e quantidades (Q) de laranja no mercado de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina, no período de 1972 a 1980	66

TABELA

Página

12	Componentes estacionais (DQ) dos preços (P) e quantidades (Q) de laranja no mercado de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina, no período de 1972 a 1980	67
13	Estimativas dos parâmetros da análise harmônica das séries de preços (P) e quantidades (Q) de banana no mercado de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina, no período de 1972 a 1980	74
14	Estimativas dos coeficientes de amplitude e ângulo fase da análise harmônica das séries de preços (P) e quantidades (Q) de banana no mercado de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina no período de 1972 a 1980 ..	76
15	Comportamento cíclicos (DQ) dos preços (P) de banana no mercado das capitais de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina	77
16	Estimativas dos coeficientes de flexibilidade-preços e das elasticidade-preços, para o arroz nas capitais de Aracaju, Fortaleza e João Pessoa	85
17	Estimativas das flexibilidades de preços e das elasticidades de preços, para o feijão macassar nas capitais de Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina, no período de 1972 a 1980	87
18	Estimativas das flexibilidades de preços e das elasticidades de preços do milho nas capitais de Aracaju, Fortaleza, Natal e Teresina no período de 1972 a 1980	88

TABELA

Página

19	Estimativas das flexibilidades de preços e das elasticidades de preços, para farinha de mandioca nas capitais de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina, no período de 1972 a 1980	90
20	Estimativas das flexibilidades de preços e das elasticidades de preços para a laranja nas capitais de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa e Natal no período de 1972 a 1980	92
21	Estimativas das flexibilidades de preços e das elasticidades de preços de demanda de banana nas capitais de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina no período de 1972 a 1980	94

LISTA DE FIGURAS

FIGURA		Página
1	Série periódica fictícia	18
2	Parâmetro do i-ésimo harmônico	20
3	Determinação de localização do ângulo fase ..	21
4	Variações estacionais observadas e estimadas das séries de preços no mercado atacadista de arroz do Maranhão em Aracaju, no período de 1972 a 1980	36
5	Variações estacionais observadas e estimadas das séries de quantidades comerciais ligadas no mercado atacadista de arroz do Maranhão em Aracaju no período de 1972 a 1980	36
6	Variações estacionais observadas e estimadas das séries de preços no mercado atacadista de arroz do Maranhão em Fortaleza no período de 1972 a 1980	37
7	Variações estacionais observadas e estimadas das séries de quantidades comercializadas no mercado atacadista de arroz do Maranhão em Fortaleza no período de 1972 a 1980	37
8	Variações estacionais observadas e estimadas das séries de preços no mercado atacadista de arroz do Maranhão em João Pessoa no período de 1972 a 1980	38

FIGURA

Página

9	Variações estacionais observadas e estimadas das séries de quantidades comercializadas no mercado atacadista de arroz do Maranhão em João Pessoa no período de 1972 a 1980	38
10	Variações estacionais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de arroz do Maranhão em Teresina no período de 1972 a 1980	39
11	Variações estacionais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de arroz do Maranhão em Teresina no período de 1972 a 1980	39
12	Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de feijão macassar em Fortaleza no período de 1972 a 1980	43
13	Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista do feijão macassar em Fortaleza no período de 1972 a 1980	43
14	Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de feijão macassar em João Pessoa no período de 1972 a 1980	44
15	Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de feijão macassar em João Pessoa no período de 1972 a 1980	44
16	Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de feijão macassar em Natal no período de 1972 a 1980..	45

FIGURA

Página

17	Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado <u>ataca</u> <u>dista</u> de feijão macassar em Natal no período de 1972 a 1980	45
18	Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pago no mercado atacadista de feijão macassar em Teresina no período de 1972 a 1980	46
19	Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado <u>ataca</u> <u>dista</u> de feijão macassar em Teresina no período de 1972 a 1980	46
20	Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de milho em Aracaju no período de 1972 a 1980	51
21	Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado <u>ataca</u> <u>dista</u> de milho em Aracaju no período de 1972 a 1980	51
22	Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de milho em Fortaleza no período de 1972 a 1980	52
23	Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado <u>ataca</u> <u>dista</u> de milho em Fortaleza no período de 1972 a 1980	52
24	Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de milho em João Pessoa no período de 1972 a 1980	53

FIGURA

Página

25	Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de milho em João Pessoa no período de 1972 a 1980	53
26	Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de milho em Natal no período de 1972 a 1980	54
27	Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de milho em Natal no período de 1972 a 1980	54
28	Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de milho em Teresina no período de 1972 a 1980	55
29	Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de milho em Teresina no período de 1972 a 1980	55
30	Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de farinha de mandioca em Aracaju no período de 1972 a 1980	59
31	Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de farinha de mandioca em Aracaju no período de 1972 a 1980	59
32	Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de farinha de mandioca em Fortaleza no período de 1972 a 1980	60

FIGURA

Página

33	Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado <u>ataca</u> <u>dista</u> de farinha de mandioca em Fortaleza no período de 1972 a 1980	60
34	Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de farinha de mandioca em João Pessoa no período de 1972 a 1980	61
35	Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado <u>ataca</u> <u>dista</u> de farinha de mandioca em João Pessoa no período de 1972 a 1980	61
36	Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de farinha de mandioca em Natal no período de 1972 a 1980	62
37	Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado <u>ataca</u> <u>dista</u> de farinha de mandioca em Natal no <u>pe</u> <u>ri</u> <u>odo</u> de 1972 a 1980	62
38	Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de farinha de mandioca em Teresina no período de 1972 a 1980	63
39	Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado <u>ataca</u> <u>dista</u> de farinha de mandioca em Teresina no período de 1972 a 1980	63
40	Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de laranja em Aracaju no período de 1972 a 1980	69

FIGURA

Página

41	Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de laranja em Aracaju no período de 1972 a 1980	69
42	Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de laranja em Fortaleza no período de 1972 a 1980	70
43	Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de laranja em Fortaleza no período de 1972 a 1980	70
44	Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de laranja em João Pessoa no período de 1972 a 1980	71
45	Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de laranja em João Pessoa no período de 1972 a 1980	71
46	Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de laranja em Natal no período de 1972 a 1980	72
47	Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de laranja em Natal no período de 1972 a 1980	72
48	Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de laranja em Teresina no período de 1972 a 1980	73

FIGURA

Página

49	Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado <u>ataca</u> dista de laranja em Teresina no período de 1972 a 1980	73
50	Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de banana em Aracaju no período de 1972 a 1980	78
51	Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado <u>ataca</u> dista de banana em Aracaju no período de 1972 a 1980	78
52	Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de banana em Fortaleza no período de 1972 a 1980	79
53	Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado <u>ataca</u> dista de banana em Fortaleza no período de 1972 a 1980	79
54	Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de banana em João Pessoa no período de 1972 a 1980	80
55	Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado <u>ataca</u> dista de banana em João Pessoa no período de 1972 a 1980	80
56	Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de banana em Natal no período de 1972 a 1980	81
57	Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de banana em Natal no período de 1972 a 1980 ..	81

RESUMO

Esta pesquisa teve como objetivo geral: estudar as variações sazonais das séries de preços e quantidades do arroz, feijão macassar, farinha de mandioca, milho, laranja e banana no mercado da região Nordeste, bem como os padrões de lideranças e defasagem entre séries de preços e quantidades, coeficientes de flexibilidades, elasticidades e a resposta dos preços às variações nas quantidades comercializadas.

Utilizou-se séries mensais de 108 meses cobrindo o período de janeiro de 1972 a dezembro de 1980, para séries de preços e quantidades dos produtos estudados, para as capitais da região Nordeste.

Os resultados indicaram a existência de ciclos estacionais de 12 meses nas séries de preços e quantidades comercializadas de arroz, feijão macassar, milho, farinha de mandioca, laranja e banana, uma vez que os harmônicos anuais foram significativos à excessão do arroz no mercado de Teresina, do milho no mercado de João Pessoa e da banana no mercado de Aracaju.

As amplitudes estimadas das séries foram, em geral, relativamente superiores para as séries de preços estudadas sugerindo que uma política de formação de estoques reguladores seria de grande aplicabilidade na estabilização dos preços durante o ano.

Por outro lado as evidências obtidas mostraram a existência de um padrão definido com preços liderando as quantidades ou as quantidades liderando os preços, como também a inexistência desse padrão ocorrendo um ajustamento simultâneo entre preços e quantidades dos produtos considerados em sua respectiva capital.

Os coeficientes de flexibilidade preços estimados, indicaram que os preços dos produtos de uma forma geral estão sujeitos a variações em proporções maior que às variações nas

quantidades. Os coeficientes de elasticidades preços da demanda calculados, mostraram uma caracterização de inelasticidade da demanda por banana e laranja. Já para os outros produtos verificou-se características de uma demanda elástica ou inelástica, em alguns casos entrando em confronto com resultados obtidos por PASTORE (1971).

Pela análise da resposta dos preços verificou-se pequenos intervalos de tempo, com excessão do milho, da laranja, em que os preços anteciparam-se às mudanças nas quantidades em intervalos de tempo maiores.

Conclui-se que políticas que visem a estabilidade de preços, como acumulações de estoque reguladores, política de preços mínimos, serão dos maiores incentivos as transações internas refletindo rendas, mais estáveis para os produtores e melhor distribuição da renda dos consumidores no consumo de produtos tradicionais.

ABSTRACT

This research had the following general purposes: to study seasonal changes in the time series of prices and supplies for rice, "macassar" beans, cassava flour, corn, banana and oranges in the Northeastern market, as well as the conditions of leadership and lag between prices and supplies, flexibility coefficients, elasticity and price responses to changes in the traded volumes.

For the purpose of this study, a period comprising 108 months was considered, from January, 1972 to December, 1980 in the series of prices and volumes for the products studied in the capital cities of the Northeastern states.

The results pointed to the existence of 12 month-long seasonal cycles for the series of prices and traded volumes for rice, macassar beans, corn, cassava flour, orange and banana; the annual harmonic coefficients were significant, with the exception of that for rice in Teresina's market, for corn in João Pessoa, and for banana in Aracaju.

In general, the ranges for the price series in the studied markets were relatively greater than those for volumes traded, which suggests that a stabilization mechanism for prices through a regulatory stocks policy would have considerable applicability.

On the other hand, the evidence showed either the existence of a definite pattern, whether of prices leading volumes or of volumes leading prices, or the absence of such a pattern; the latter would suggest simultaneous adjustment between prices and volumes for the products considered in each capital's market.

The estimated price flexibility coefficients suggested that the product prices are, in general, subject to greater proportional variability than are the volumes traded.

The price elasticity of demand coefficients for banana and orange were characteristically inelastic. As for the other products, characteristics of an elastic or inelastic demand were observed, in some cases conflicting with results obtained by PASTORE (1971).

The price response analysis demonstrated adjustment over short time intervals, except for corn and orange, which showed anticipation of prices to the changes in volume over longer time intervals.

The study came to the conclusion that policies aimed toward stabilizing prices, such as building-up buffer stocks, or minimum price policies, will be of greatest stimulus for internal trade transactions, bringing in turn more stable revenues to producers and better income distribution to the consumers of traditional products.

1 - INTRODUÇÃO

Em geral os preços dos produtos agrícolas tendem a apresentar flutuações cujo conhecimento vem se constituindo objeto de várias pesquisas em Economia Agrícola.

Os preços e as quantidades dos produtos agrícolas comercializados podem apresentar oscilações periódicas, que tanto podem ser diárias, semanais, mensais, trimestrais, semestrais ou anuais.

Os preços dos produtos agropecuários, normalmente exibem um padrão de variação estacional durante o ano. Na época da safra (ou de maior produção) o preço tende a se tornar, relativamente baixo, se elevando depois até a época em que o suprimento do produto é mínimo. Em média espera-se que, em mercados competitivos, o aumento de preço seja igual ao custo adicional de produzir o bem "fora de estação", ou então igual ao custo de armazenamento.

As flutuações anuais dos preços e quantidades dos produtos agrícolas são, em grande parte, causadas por fatores como: natureza biológica da produção agrícola, estacionalidade, dispersão geográfica, número de colheitas durante o ano, épocas diversas de produção para diferentes regiões e grau de eficiência na comercialização.

Segundo o teorema da teia de aranha, de um modo geral, quando os preços de um produto agrícola, se elevam relativamente aos preços de outros produtos competitivos em termos de utilização de fatores de produção, e as expectativas dos produtores rurais são de que a nova relação de preços será duradoura, deslocam os fatores de produção, se houver alguma mobilidade destes fatores, para a produção do produto cujos preços se configuram estimulantes para os produtores. Da mesma forma, os produtores já engajados no processo de produção dos

bens agrícolas, com cotação alta no mercado atual, aumentam a área cultivada com o referido produto ao mesmo tempo que deslocam fatores de produção a fim de incrementar os seus lucros nas safras seguintes. Ocorre que estes dois efeitos (entrada de novos produtores e elevação da produção dos agricultores já estabelecidos na cultura) elevam consideravelmente a oferta do produto na safra posterior. Se não houver sensíveis elevações nos níveis de demanda do bem, gera-se um excedente de oferta que causa uma queda acentuada nos preços do produto, o que desestimula a sua produção para a safra subsequente. Assim o processo se repete, como alternâncias de preços elevados com excesso de demanda e preço desestimulantes com excesso de oferta.

As variações dos preços a longo prazo podem ser atribuídas às mudanças nos gostos e costumes, nas rendas, na tecnologia ou no surgimento de novos substitutos. Entre outros, os preços dos produtos agrícolas reagem também às mudanças no nível geral de preços, associados com o ciclo dos negócios, com uma depressão prolongada ou com uma inflação generalizada.

1.1 - O Problema e sua Importância

No Nordeste do Brasil as culturas mais importantes sob um ponto de vista econômico e consumo alimentar da população regional são: arroz, feijão, milho e mandioca. Também merece importância a banana e a laranja que se constituem bens de grande participação na cesta alimentar do consumidor nordestino.

1.1.1 - Importância econômica e alimentar

1.1.1.1 - Arroz - No Brasil, o arroz figura no primeiro esca

lão dentre as lavouras de subsistência, fazendo parte do car
dápico da maioria dos brasileiros, além de possuir vários ou
tros empregos^{*/}.

No Nordeste, o sistema de produção predominante é o arroz de sequeiro, destacando-se o Estado do Maranhão como maior produtor regional, onde o desenvolvimento da cultura de
pende unicamente do regime de chuvas, não havendo portanto qualquer processo de irrigação artificial da cultura.

A produção de arroz no Nordeste atingiu 1.425.583 to
neladas, em média para o triênio 1978/80. Como já se fez refe
rências, o Estado maior produtor é o Maranhão seguindo-se o Piauí, Ceará, Bahia, Sergipe, Alagoas, (APÊNDICE A).

A exploração dessa cultura no Brasil é caracterizada pelo cultivo de variados tipos de arroz. Elegeu-se o arroz "maranhão" para estudo em razão de ser este, o tipo mais pro
duzido na Região Nordeste onde é plantado em terrenos secos, não irrigados, sendo muito sujeito ao regime de chuvas e, por
tanto, um cultivo que envolve elevados riscos, e por ser tam
bém o tipo de maior consumo entre a população de baixa renda da região. Com isto, os pre
ços e quantidades comercializadas estão sujeitas às oscilações irregulares, devido a grande de
pendência das condições meteorológicas.

O arroz maranhão, encontra-se numa situação de desta
que na economia da Região Nordeste, não só pela sua importân
cia na participação da economia agrícola da Região, mas tam
bém, pelo real valor que representa, tanto para a alimentação humana, como formando subprodutos para a indústria e consumo animal.

^{*/}Como: na indústria do álcool, perfume, cerveja, vinagre, acetona e farinhas. A celulose de sua palha é aproveitada na confecção de papéis, escovas e outros produtos domésticos.

1.1.1.2 - Feijão - A cultura do feijão é difundida praticamente em todos os Estados da Federação. Na Região Nordeste o feijão tem sua cultura disseminada, sempre nas áreas em que ocorrem as culturas de milho e de algodão.

Sua aceitação como fonte de alimento é explicada pelo valor protéico, substituindo as proteínas de origem animal, que possuem preços mais altos. Assim o feijão é considerado a mais importante fonte de proteína na alimentação básica do brasileiro.

Apesar de sua importância para a economia nordestina, verifica-se que na região Nordeste raramente esta cultura é conduzida em escala comercial, fato que pode limitar o abastecimento dos centros consumidores. Alguns problemas dificultam, porém o desenvolvimento da cultura do feijão, como baixa produtividade; dificuldade de adaptação de variedades nobres, como o preto e o mulatinho, de maior penetração no mercado urbano e as condições edáficas do Nordeste. A variedade dominante é o macassar que apesar de possuir elevado teor protéico não tem boa aceitação no mercado consumidor e apresenta o inconveniente de estar sujeito à rápida deterioração.

A cultura do feijão na Região Nordeste tem apresentado ao longo dos anos um decréscimo de produtividade, o que, de certo modo tem causado impactos no lado da demanda (APÊNDICE B). Observa-se que os Estados da Bahia, Pernambuco e Ceará destacam-se como os maiores produtores de feijão da Região.

1.1.1.3 - Milho - Por ser uma importante fonte de alimento para o homem e suas criações domésticas, a cultura do milho é difundida por todas as regiões do Brasil, muito embora sem observância das exigências ecológicas, o que determina uma baixa produtividade média. Contudo, seu rendimento vem aumentando, principalmente nos Estados do Sul, devido ao maior emprego de sementes híbridas e à adoção de práticas agrícolas mais modernas.

Na Região Nordeste o milho é cultivado geralmente em consórcio com o feijão e/ou algodão. Nas regiões úmidas de florestas do Nordeste do Maranhão e da porção oriental do Nordeste ele é cultivado após o desmatamento, antes do cultivo de outras culturas. Nos lugares que se fazem cultura irrigada, pode-se obter duas safras anuais de milho. A produtividade de média da região é inferior à nacional.

Verifica-se que a produtividade está oscilando de ano para ano (APÊNDICE C). A explicação é que a maior porcentagem da área plantada, constitui exploração muito sujeita a riscos devidos as condições climáticas.

Apesar de ser um produto de grande difusão nacional e os mercados consumidores serem abastecidos por várias regiões os preços e as quantidades produzidas do milho estão sujeitas à flutuações irregulares, devido a eventuais contratemplos nas regiões produtoras.

1.1.1.4 - Farinha de mandioca - Alimento básico da população rural do Nordeste e hábito alimentar de ponderável fração da população das zonas urbanas e que tem como matéria prima a mandioca, completa o grupo dos três principais produtos alimentícios do setor agrícola nordestino.

A mandioca matéria prima, cujas aplicações são inúmeras^{*/} é uma lavoura cultivada sempre por trabalhadores sem terras e por pequenos agricultores, a sua industrialização é contínua, sua comercialização por estar desorganizada fica à mercê de intermediários, provocando uma grande oscilação de preços criando sérias dificuldades aos produtores. A fabricação da farinha, em grande parte da região é feita ainda em "casas de farinha" movidas à tração humana ou animal, onde se retira da mandioca apenas a farinha e a goma (amido) que é

^{*/} Farinha, goma, amido, farinha de raspa, álcool etílico, álcool butírico, aguardente, glicose, destrose, acetona, etc.

utilizada na fabricação de alimentos como tapioca e o beijú. No Maranhão ainda se utiliza o processo do "tipiti" para produzir a farinha d'água de grande consumo na região.

A intensificação de pesquisas, já mostraram sucessos no que diz respeito à adaptação de novas variedades às condições climáticas e edáficas da região como também no campo industrial utilizada como matéria prima para fins energéticos no Programa do PROÁLCOOL.

No APÊNDICE D, mostra-se o comportamento da cultura em termos de área cultivada, quantidade produzida e rendimento médio para o triênio de 1978/80 em todos Estados da Região Nordeste.

1.1.1.5 - Laranja - O Brasil situa-se no cenário mundial como um dos maiores produtores de frutos cítricos, especialmente a laranja, nos últimos anos.

O Nordeste do Brasil apresenta-se com uma enorme potencialidade dadas as condições propícias e o mercado altamente promissor, produziu no triênio de 1978/80 cerca de 810,0 mil toneladas de laranja, numa área média de 43,9 mil hectares.

Quanto à distribuição espacial, a produção de laranja nordestina, caracteriza-se, de certa forma, pela dispersão, pois todos Estados da região são produtores de laranja (APÊNDICE E). Contudo, observação de dados estatísticos permite identificar que os Estados Sergipe e Bahia situam-se como os maiores produtores, cabendo-lhes, em 1980, respectivamente, 51,8% e 18,3% da produção total da região.

Observa-se, que a área cultivada cresceu vertiginosamente, especialmente, em Sergipe. Apresentando esse Estado no período considerado, variação irregular do rendimento médio, para a cultura da laranja.

Com referência ao rendimento físico por hectare, verifica-se uma certa estabilidade para os demais estados. Isto significa que os aumentos de produção verificados no período

de 1978 a 1980 provieram essencialmente, da expansão da área cultivada.

De alta importância alimentar a laranja é rica em vi tamina C, vitaminas do complexo B, cálcio e fósforo, importân te para o funcionamento do organismo humano como todo. No Bra sil a maior porcentagem da produção da laranja é exportada, principalmente sob a forma de suco.

No Nordeste, a comercialização da laranja compreende os canais que levam o produto "in natura" dos agricultores aos consumidores, nos centros urbanos, diretamente ou através de intermediários.

Esse processo de comercialização, basicamente é o mesmo nos Estados de maior produção. Os produtores em sua maio ria, vendem aos intermediários, muitas vezes proprietários de caminhões, que revendem o produto principalmente nos Estados de Pernambuco, Ceará, Bahia, Rio Grande do Norte e Paraíba.

Toda laranja produzida no Nordeste é consumida inter namente, salvo eventuais exportações oriundas de alguns Esta dos para outros centros fora da região.

A possibilidade de penetração da laranja nordestina em outros mercados pode ser aventada. Entretanto existe escas sez de estudos de mercado para a colocação do produto fora da região. O fruto nordestino, "in natura" ou industrializado tem concorrentes, que apresentam preços médios inferiores co mo o caso do Estado de São Paulo, que é o maior produtor de citros do País.

Quanto a comercialização a nível de atacado, observam -se os mais variados processos utilizados pelos comerciantes atacadistas para o abastecimento do mercado da região, talvez isto explique as flutuações de preços e quantidades comercia lizadas como também a penetração da laranja paulista no merca do nordestino em época de entre-safra, apesar, dos custos de transporte.

1.1.1.6 - Banana - O Brasil é um dos maiores produtores mun

diais e um dos grandes exportadores de banana. A banana é o principal fruto cultivado no Brasil. Na região Nordeste, constitui alimento de grande preferência pela população, onde em geral, o seu consumo ocorre na forma "in natura" apesar de, quando industrializado, fornecer diversos outros produtos^{*/}.

Mudanças estruturais, tanto do lado da Oferta como do lado da Demanda, têm sido frequentemente mencionados como responsáveis por impactos sobre o mercado da banana, na região Nordeste. Condições climáticas irregulares, variação no equilíbrio biológico envolvendo a cultura nos últimos anos, têm sido citadas como fatores que influenciam nas variações de preços e quantidades produzidas da banana, na região.

A produção da banana na região Nordeste, tem-se caracterizado principalmente pela expansão da área cultivada e menos pelo ganho de produtividade com o produto. Os rendimentos parecem seguir tendência decrescentes ao longo dos anos (APÊNDICE F). A baixa produtividade da banana pode ser consequência do surgimento de doenças, do empobrecimento gradativo das terras de cultura, e da não-utilização de técnicas culturais modernas e adequadas.

Na região o Estado do Ceará destaca-se como maior produtor seguido pelos Estados da Bahia, Pernambuco, Paraíba, Alagoas e Maranhão. A variedade Prata e Pacovã são as mais cultivadas na região nordestina.

O processo de comercialização é de natureza muito complexa, sem nenhum melhoramento do mercado que venha refletir na estrutura de comercialização, onde as compras são realizadas com base na contagem dos frutos, o transporte é feito agranel, com excesso de manuseio acarretando prejuízos para a qualidade do produto e elevando os custos.

^{*/} Vinagre, doce, xaropes, licores, farinha de banana. É usado muitas vezes também como fonte de sub-produtos na ração de animais domésticos.

A distribuição da banana, para os centros consumidores é feito por um grande número de intermediários que se utilizam de variados processos de abastecimento.

As variações sistemáticas dos preços médios (mensais e/ou anuais) destes produtos, constitue um sério problema para a agricultura regional, os produtores alegam não serem os preços que recebem, satisfatórios e os consumidores queixam-se dos preços pagos que são altos.

Os preços dos produtos agrícolas podem variar de um ano para outro; devido principalmente às variações na área plantada e as alterações na produtividade da terra, também estão sujeitas as variações sensíveis dentro do período de um ano agrícola. Em geral os produtos agrícolas ao contrário dos produtos industriais, são colhidos e levados ao mercado somente durante alguns meses de cada ano, provocando normalmente um excesso de oferta que tem como consequência a queda da sua cotação no mercado.

O problema se repete de forma mais grave, quando se trata de produtos perecíveis, pois estes só suportam o armazenamento por curto período de tempo, o que dificulta a formação de estoques reguladores e possivelmente tornam maiores as oscilações de preços por unidade de tempo.

De acordo com dados estatísticos disponíveis constitui-se fato observado no Nordeste, que na época das colheitas os preços de alguns produtos agrícolas estão mais sujeitas a quedas acentuadas no interior do que nos mercados dos centros urbanos. Esta diferença poderá ser explicada pelo fato dos agricultores não disporem de meios materiais e financeiros para conservarem os seus produtos e, ainda por não estarem os comerciantes no interior, em geral aparelhados para comercializar grandes safras, assim os poucos que dispõem de meios podem aproveitar-se da situação, comprando determinado volume do produto a preços mais baixos, para vendê-lo a preços mais altos nos meses subsequentes.

Além dessas flutuações de preços devido "as oscilações da oferta", existem ainda as chamadas variações cíclicas,

devidas as modificações na procura efetiva que acompanham os períodos de crise, depressão, recuperação e prosperidade das atividades econômicas (PAIVA, 1978).

As variações irregulares que ocorrem nas séries de preços e quantidades dos produtos agrícolas, no Nordeste parecem ser fortemente influenciadas, pela natureza da agricultura regional, que é predominantemente descapitalizada e sujeita as irregularidades climáticas.

Qualquer que seja a forma das flutuações das séries de preços e quantidades desses produtos, acarretam prejuízos a sociedade como também afeta a eficiência na alocação de fatores refletindo-se na elevação do custo da produção agrícola regional, conseqüentemente, tirando dos produtores a oportunidade de obterem melhor nível de renda e tirando estímulo a realizarem investimentos produtivos nas atividades agrícolas mais sujeitas a essas flutuações.

Considerando a relevância dos produtos em estudo nas despesas de alimentação dos consumidores nordestinos e no mercado interno dos produtos agrícolas, é de suma importância que se tenha conhecimento da evolução estacional dos preços e quantidades comercializadas no mercado da região, dando condições, entre outras coisas, de controlar os excedentes agrícolas e estabilizar as rendas dos agricultores. Possibilitando aos produtores rurais e ao governo maiores vantagens nas decisões dos seus investimentos e planejamentos agrícolas. Ao próprio consumidor, este conhecimento é também de interesse para escolher a melhor ocasião de efetuar suas compras, propiciando uma maior estabilização no consumo.

A incerteza de preços defrontados pelos agricultores pode estar influenciando nos baixos investimentos na agricultura da região de ano para ano. Esta incerteza parece desestimular os agricultores em novos investimentos, chegando ser a baixa taxa de investimento, em alguns casos contraproducentes para a utilização ótima de recursos.

Sendo de responsabilidade do Poder Público a formulação de políticas agrícolas da região, análises desta natureza

são de relevância, a fim de que possam, subsidiar políticas que visem diminuir as irregularidades que ocorrem nos mercados desses produtos, propiciando uma renda mais estável para o produtor rural e maior estabilidade de preços a nível de consumidor.

1.2 - Objetivos

De forma generalizada, esta pesquisa visa estudar as variações sazonais das séries de preços e quantidades de produtos agrícolas selecionados da região Nordeste: arroz, banana, feijão, laranja, mandioca e milho.

Especificamente, objetiva-se:

(a) Analisar os padrões sazonais das séries de preços e quantidades dos produtos em pauta;

(b) identificar e analisar os padrões de liderança e defasagem existente entre as séries de preços e quantidades destes produtos;

(c) estimar a amplitude das faixas de ondas cíclicas mais evidentes, bem como sua contribuição para a variação explicada nas fases de séries temporais;

(d) estimar a matriz dos coeficientes de flexibilidade de preço e/ou a matriz dos coeficientes de elasticidade de preços da demanda dos produtos estudados.

2 - METODOLOGIA

2.1 - Características Gerais da Área Estudada

Na região Nordeste as condições físicas são bem mais precárias do que no restante do País. Não existe uma perfeita homogeneidade do meio físico ao longo de toda área, distinguindo-se, em uma primeira aproximação as regiões climáticas extremas constituídas pela faixa litorânea, que se estende desde o Rio Grande do Norte até a Bahia, onde a precipitação pluviométrica é bastante elevada, se bem que não idealmente distribuída e caracterizada por solos mais férteis, a região do sertão semi-árido onde se verificam as piores condições de cultivo de lavouras, devido basicamente a baixa qualidade do solo à baixa precipitação pluviométrica e à irregularidade de sua distribuição dentro do ano. Entre o sertão e a zona litorânea estende-se uma área intermediária, que se presta razoavelmente à agricultura, ao lado de manchas na zona do sertão, irrigados por poucos rios perenes que são os únicos vales férteis desta última área.

A agricultura é, em geral bastante rudimentar e pouco produtiva do ponto de vista tecnológico. Comparativamente aos níveis de produtividade verificados em outras Regiões, o Nordeste, à exceção da faixa litorânea, apresenta-se como uma região sensivelmente pobre, com níveis de renda per-capita bastante inferiores aos das demais regiões do país. A persistência no tempo dos modos de produção bem como a baixa produtividade dos fatores tradicionais, são elementos que permitem caracterizar a região Nordeste como área de agricultura tradicional, em contraposição com a região Centro Sul, em que a agricultura é nitidamente de transformação.

A região tem sua agricultura prejudicada pelas dificuldades de transportes e acesso aos mercados, fazendo com que parte dos lucros fiquem nas mãos dos intermediários, implicando em preços mais altos dos produtos agrícolas para os consumidores.

Historicamente, no setor agrícola nordestino tem-se cogitado a existência de duas estruturas distintas de produção (ANDRADE, 1971), uma voltada para o mercado externo e outra para a exploração agrícola de subsistência.

As culturas de subsistência, feijão, milho, mandioca e arroz, componentes básicos da alimentação regional, aparecem sempre como produção acessória.

De acordo com VIANA (1980), verifica-se uma incorporação gradativa do setor agrícola ao sistema de mercado. De um modo geral a evolução deste setor, na região, revela que, não obstante aqueles fatores citados anteriormente, o comportamento irregular dos preços e a escassez de crédito, basicamente reforçam a rigidez da estrutura de exploração agrícola.

Para se ter uma idéia da atual situação do setor agrícola do Nordeste é interessante que observemos a TABELA 1, como vemos o feijão, o milho o arroz e a mandioca são produtos importantes da agricultura regional. Convém salientar a importância considerável de fruteiras, como a banana e a laranja que nos últimos anos o mercado consumidor tem se expandido de forma acentuada.

2.2 - Origem dos Dados

Os dados básicos utilizados na presente pesquisa foram séries de preços e quantidades médias mensais, a nível de atacado, no período de 1972 a 1980, dos produtos: arroz, feijão, milho, mandioca, laranja e banana. Em sua maioria extraídos, do documento "Evolução de preços e das Quantidades Comercializadas dos Produtos Hortifrutí-Granjeiros e Cereais nas capitais do Nordeste", elaborado pela Divisão de Comercializa

TABELA 1 - Produção agrícola do Nordeste (Produtos de maior importância)
- 1982.

Produtos	Área Colhida (ha)	Quantidade Produzida	Rendimento Médio	Valor da Produção (Cr\$ 1.000)
Algodão (t.)	684.066	203.775	298	14.978.170
Arroz (t.)	1.574.399	1.980.752	1.258	59.521.298
Banana (1)	137.866	192.838	1.399	32.538.765
Batata-doce (t.)	33.492	268.850	8.027	6.461.142
Cacau (t.)	479.343	346.608	677	64.830.919
Café (t.)	104.829	91.636	874	17.885.138
Cana-de-açúcar (t.)	1.128.243	58.055.505	51.457	210.667.593
Coco-da-Bahia (2)	161.847	518.575	3.204	15.502.392
Feijão (t.)	2.512.595	729.183	290	54.148.953
Fumo (t.)	111.832	93.763	838	7.584.785
Laranja (2)	50.058	4.880.594	97.499	16.485.159
Mamona (t.)	399.699	110.118	276	5.732.042
Mandioca (t.)	1.354.537	13.069.616	9.649	101.033.586
Milho (t.)	2.777.027	1.132.792	408	27.771.990
Sisal (t.)	345.299	251.325	728	10.919.546

FONTE: Produção Agrícola Municipal: Culturas Temporárias e Permanentes.

(1) 1.000 cachos.

(2) 1.000 frutos.

(t.) Toneladas.

capitais do Nordeste", elaborado pela Divisão de Comercialização e Industrialização da Diretoria de Irrigação do DNOCS, para o período considerado.

Outras fontes de consulta como: Boletim Mensal do SIMA, Anuário Estatístico e Revista Conjuntura Econômica foram utilizadas.

2.3 - Modelo Conceptual

A análise de série temporal é o procedimento pelo qual são identificados e segregados os fatores relacionados com o tempo que influenciam os valores observados na análise. Uma vez identificados podem ser usados para auxiliar na interpretação e na projeção de valores da série cronológica. Em geral uma série temporal admite a presença de quatro elementos principais, que podem afetar um processo estocástico de forma multiplicativa a saber:

$$Y_t = T_t \cdot C_t \cdot S_t \cdot U_t$$

em que:

Y_t = série cronológica;

T_t = tendência secular, movimento geral de longo prazo nos valores (Y_t) da série temporal em grande período do tempo;

C_t = flutuações cíclicas, movimento oscilatório com referência à tendência secular, que podem apresentar a duração de um a diversos anos;

S_t = variações sazonais ou estacionais, movimentos em relação a tendência secular, que são completados dentro de um ano e que se repetem anualmente. Tais variações são identificadas em séries mensais, bimensais, trimestrais, etc;

U_t = componente errática, responsável pelos movimentos irregu

lares, que não podem ser atribuídos a influências cíclicas ou estacionais.

O modelo subjacente à análise clássica das séries temporais é baseado na suposição de que para qualquer período na série temporal (Y_t) o valor variável é determinado pela influência dos quatro componentes anteriormente definidos. Segundo LANGE (1963) a decomposição desses componentes, também pode se dar de forma aditiva da seguinte maneira:

$$Y_t = T_t + C_t + S_t + U_t$$

2.3.1 - O modelo de análise harmônica

Várias técnicas são utilizadas para identificar os componentes de uma série temporal. Entre outras podem-se destacar, o método gráfico, o método da média móvel e o método de análise harmônica.

A análise harmônica, possui uma série de vantagens sobre os demais métodos aqui citados. De acordo com ABEL (1965) o método da análise harmônica exibe as seguintes vantagens sobre o método de média móvel: primeiro, permite que se utilize os dados originais. Isto é importante, porque o uso de sucessivas médias móveis pode em alguns casos introduzir variações sazonais fictícias, além de eliminar ou reduzir irregularidades nos dados originais; segundo, com a análise harmônica é possível que as informações contidas nas séries temporais sejam comparadas com um padrão fixo de variação sazonal e pode-se aplicar critérios de grau de ajustamento estatístico para verificar a qualidade dos resultados obtidos; terceiro, o uso da análise harmônica permite testar mudanças nos padrões de variação sazonal, isto é mudanças no ângulo fase e na amplitude da série, bem como a taxa dessa variação, quarto, o padrão sazonal e a tendência podem ser estimados concomitantemente,

através do método de análise harmônica, o que torna-se difícil quando se emprega o método de média móvel.

Na FIGURA 1, mostra-se uma série periódica fictícia, onde ilustram-se os principais componentes de um processo aleatório. Como: A é a amplitude do ciclo; ϕ é o ângulo fase e R é o período de duração do ciclo.

Dada uma série cronológica, Y_t , pode-se identificar, os componentes sazonais e/ou cíclicos, mediante a seguinte expressão:

$$Y_t = m + A \cos 2\pi f(t - \phi) + \gamma t + U \quad (1)$$

onde:

m é o valor esperado da série;

π é uma constante, cujo valor é aproximadamente 3,1416;

A é a amplitude da série;

t é o tempo;

ϕ é o ângulo fase medido em graus;

f é a frequência de ocorrência;

γ é o coeficiente associado à variável tendência;

U é a componente errática.

A formulação (1) é conhecida como representação harmônica da série Y_t . Por conveniência expressam-se as funções periódicas em termos de frequência angular (W), que é medida em radianos por unidade de tempo, da seguinte maneira:

$$W = 2\pi f \quad (2)$$

substituindo a equação (2) na equação (1), suprimindo o termo aleatório e a variável tendência, por enquanto, obtêm-se a expressão:

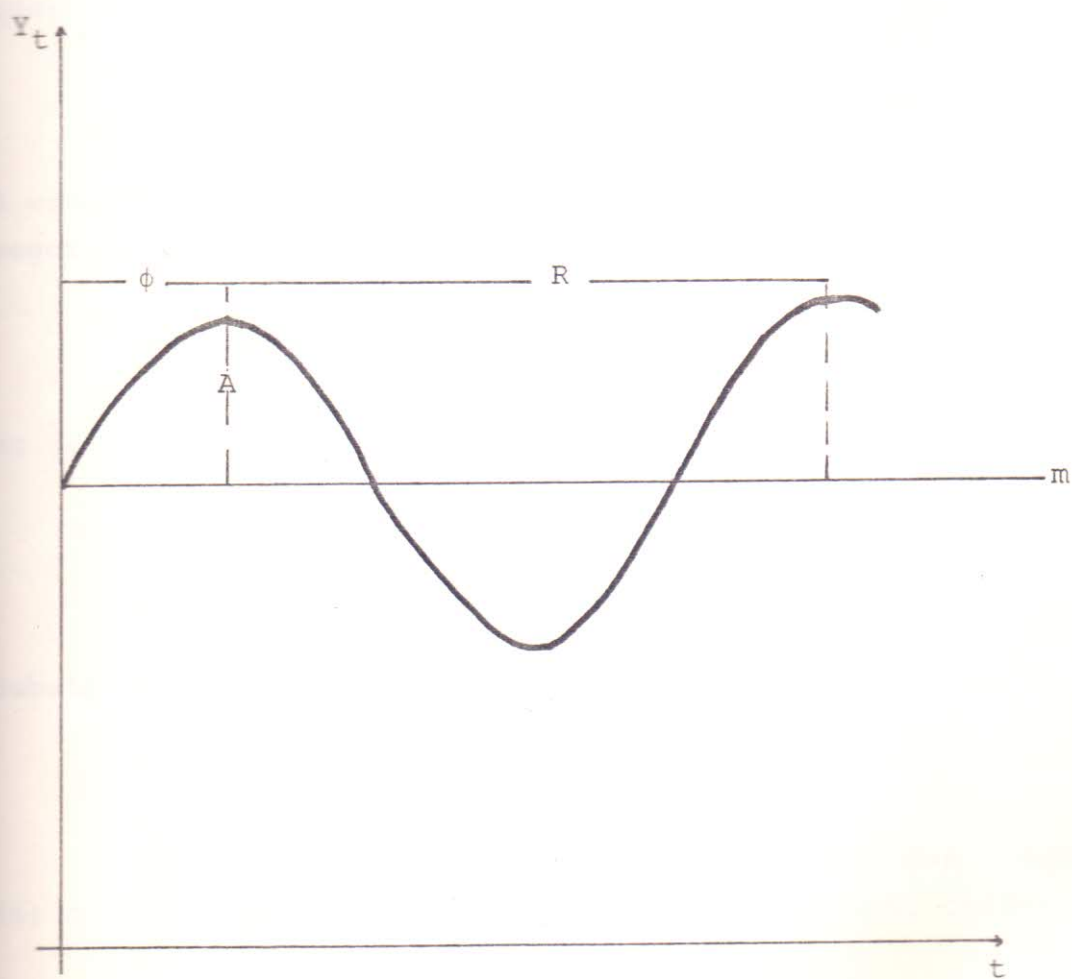


FIGURA 1 - Série periódica fictícia.

$$Y_t = m + A \cos (Wt - \theta), \quad (3)$$

na qual $\theta = 2\pi f\phi$, medido em radianos.

Empregando-se as relações trigonométricas (elementares) de adição e substituição de senos e cossenos de ângulo e fazendo uma aplicação da equação (2) na equação (3), dado que:

$$A \cos (Wt - \theta) = A(\cos Wt \cos \theta + \operatorname{sen} Wt \operatorname{sen} \theta) \quad (4)$$

A equação (4) pode ser rescrita de forma mais condensada, da seguinte maneira:

$$A \cos (Wt - \theta) = \alpha \cos Wt + \beta \operatorname{sen} Wt, \quad (5)$$

no qual:

$$\alpha = A \cos \theta \text{ e} \quad (6)$$

$$\beta = A \operatorname{sen} \theta. \quad (7)$$

Substituindo a equação (5) em (3), chega-se à expressão:

$$Y_t = m + \alpha \cos Wt + \beta \operatorname{sen} Wt, \quad (8)$$

Elevando-se ao quadrado ambos os lados das equações (5) e (7) e somando seus termos membro a membro, obtém-se:

$$\alpha^2 + \beta^2 = A^2 (\cos^2 \theta + \operatorname{sen}^2 \theta). \quad (9)$$

De acordo com as relações trigonométricas elementares, sabe-se que: $\cos^2 \theta + \operatorname{sen}^2 \theta = 1$. Substituindo-se este resultado na equação (9), chega-se a:

$$\alpha^2 + \beta^2 = A^2 \quad (10)$$

Dividindo-se a equação (7) pela equação (6) obtém-se:

$$\frac{\beta}{\alpha} = \frac{\text{sen } \theta}{\text{cos } \theta} \quad (11)$$

Partindo-se de outra relação trigonométrica conhecida:

$$\frac{\text{sen } \theta}{\text{cos } \theta} = \text{tg } \theta; \quad (12)$$

Pode-se reescrever a equação (11) da seguinte maneira:

$$\beta/\alpha = \text{tg } \theta; \quad (13)$$

ou semelhante:

$$\text{arctg } \frac{\beta}{\alpha} = \theta \quad (14)$$

Os parâmetros A e θ , são respectivamente, a amplitude e o ângulo fase da série temporal Y_t . Juntamente com os parâmetros β_i e α_i , são representados graficamente na FIGURA 2.

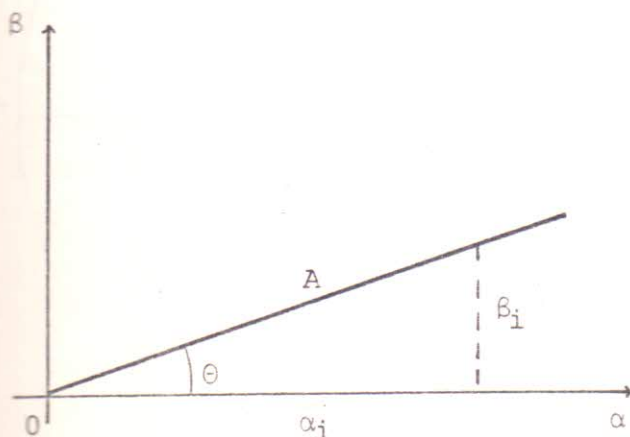


FIGURA 2 - Parâmetro do i -ésimo harmônico.

De acordo com CONRAD e POLLAK (1950) as combinações dos sinais dos β_i 's e α_j 's pelas quais os ângulos fases podem ser determinadas são:

- a) $+\alpha + \beta$;
- b) $-\alpha + \beta$;
- c) $-\alpha - \beta$;
- d) $+\alpha - \beta$.

Através das combinações tem-se os seguintes ângulos fases:

- a) $\phi^{++} = \phi$ ϕ , no I quadrante;
- b) $\phi^{+-} = 180^\circ - \phi$ ϕ , no II quadrante;
- c) $\phi^{--} = 180^\circ + \phi$ ϕ , no III quadrante;
- d) $\phi^{-+} = 360^\circ - \phi$ ϕ , no IV quadrante

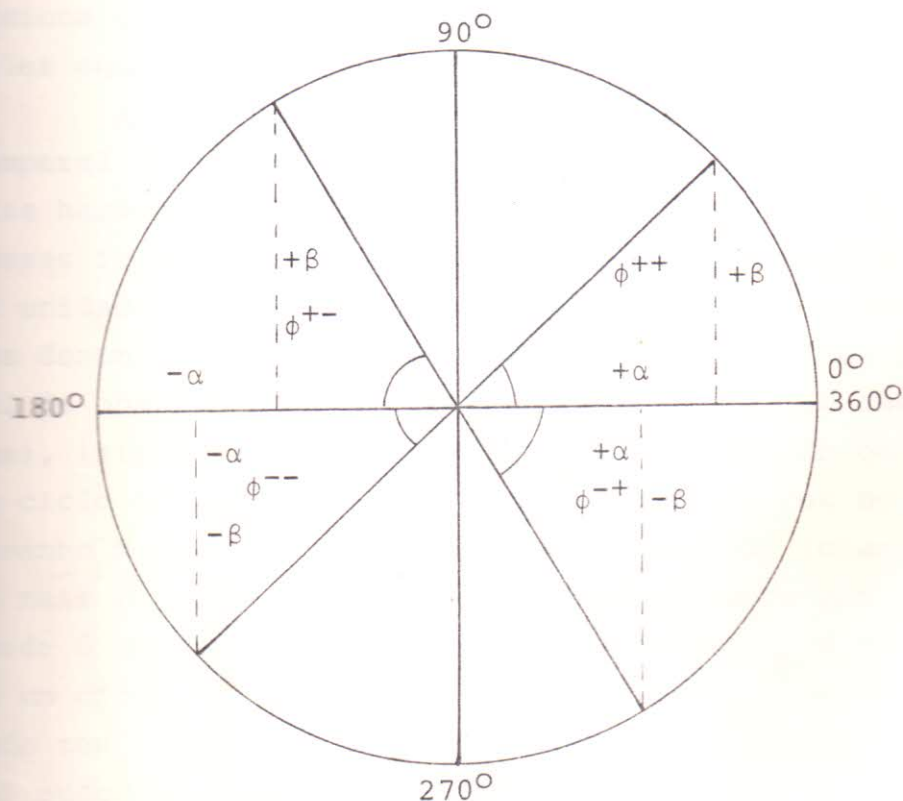


FIGURA 3 - Determinação da localização do ângulo fase.

Um modelo de série periódica é composto da soma de finitas séries temporais periódicas mais a média ou uma constante qualquer. Assim, é possível fazer a seguinte extensão para a equação (1); introduzido os componentes de tendência e aleatória.

$$Y_t = m + \sum_{i=1}^n A_i \cos(W_i t - \theta_i) + \gamma t + U \quad (15)$$

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

De forma alternativa, pode-se expressar a equação (15) da seguinte maneira:

$$Y_t = m + \sum_{i=1}^n \alpha_i \cos W_i t + \sum_{i=1}^n \beta_i \sin W_i t + \gamma t + U \quad (17)$$

Cada um dos coeficientes A_i 's da equação (15) se relaciona com α_i 's e β_i 's da equação (17) na forma expressa pelas equações (10) e (14).

A determinação da frequência angular de uma série temporal periódica, constitui-se em importante etapa da análise harmônica. Assim sendo, deve-se destacar dois pontos dessas frequências; (a) se o intervalo da realização é alguma unidade de tempo, além da média, o maior período (às vezes denominado período mais lento) da curva cossenóide possível de observação é um período de N meses (um ano = 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 de tamanho N. Por outro lado, o menor período (chamado de período mais rápido) que pode ser observado para uma curva cossenóide é um período de pelo menos 2 meses para que se complete 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 faixa de onda é dada por:

$$W_i = \frac{2\pi i}{N}, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (18)$$

Quando $i = 1$, $W_1 = 2\pi/N$, que é a curva cossenóide mais lenta, possível de observação. Quando $i = n$, $W_n = 2\pi n/N = \pi$, ($n = N/2$) que é a curva cossenóide mais rápida, possível de observação. Quando $i = 0$, $W_0 = 0$, é a onda que tem frequência nula representa o valor da média da série temporal periódica. Então pode-se expressar a equação (17) da seguinte maneira:

$$Y_t = \sum_{i=0}^n \alpha_i \cos W_i t + \sum_{i=0}^n \beta_i \sin W_i t + \gamma t + U \quad (19)$$

Com $W_0 = 0$, lembrando-se que $W_0 t = 0$ e que $\cos W_0 t = 1$, o valor esperado m é estimado por meio de:

$$m = \alpha_0 \cos W_0 t = \alpha_0$$

2.3.2 - Flexibilidade de preço

A flexibilidade de preço indica a variação percentual em preço, associado a uma variação de um por cento na quantidade procurada "*Ceteris paribus*".

$$F_p = \frac{\Delta P}{\Delta q} \cdot \frac{q}{p} \quad (20)$$

Sob determinada condição, F_p é aproximadamente igual ao recíproco da elasticidade de preço correspondente e tal como esta, apresenta sinal negativo. A estimação do coeficiente de flexibilidade de preço nos modelos econométricos usuais, é obtida fazendo-se o preço função da quantidade do produto específico, preço dos substitutos e da renda do consumidor.

Ao se interpretar os coeficientes de flexibilidade de preço deve-se atentar para o fato de que se existem efeitos

cruzados, nem sempre esses coeficientes correspondem ao inverso da elasticidade.

Para determinação dos coeficientes de flexibilidade, apartir da análise harmônica, realiza-se uma adaptação da equação (15), o modelo será expresso em termos de semilogaritmo em torno da tendência da seguinte maneira:

$$\ln \hat{Y}_t = m + A_i \cos (W_i t - \theta_i) \quad (21)$$

Dado que $W_i = \frac{2\pi i}{N}$ e $\frac{1}{R} = \frac{1}{N}$

a equação (21) pode ser expressa da seguinte forma:

$$* \ln \hat{Y}_t = m + A_i \cos \left(\frac{2\pi i t}{R} - \theta_i \right) \quad (22)$$

Esta equação será utilizada para analisar as séries de preços e as séries de quantidades dos produtos selecionados para este estudo.

Considerando que o coeficiente é estimado para cada período relevante da série temporal, sendo os períodos (R) iguais para séries de preço e para séries de quantidades, e mantida a consistência de sinais, o coeficiente de flexibilidade é estimado pela razão entre as amplitudes (A) das equações expressas a seguir:

$$\ln \hat{Y}_t^p = A_i \cos \left(\frac{2\pi i t}{R} - \theta_i \right); i = 1, 2, \dots, n \quad (23)$$

$$\ln \hat{Y}_t^q = A_j \cos \left(\frac{2\pi j t}{R} - \theta_j \right); j = 1, 2, \dots, n \quad (24)$$

Assim têm-se:

$$F_p = \frac{A_i \text{ (preços)}}{A_j \text{ (quantidades)}} \quad (25)$$

2.3.3 - Elasticidade-preço

A elasticidade-preço expressa sensibilidade da reação de compradores em face de variações nos preços, ou indica as variações percentuais em quantidades compradas de um período face as variações percentuais nos preços desses produtos.

O coeficiente de elasticidade-preço pode ser definido por:

$$E_p = \frac{\partial \log Q}{\partial \log P} \quad (26)$$

onde:

$\partial \log Q$, é a variação proporcional na quantidade comprada do produto;

$\partial \log P$, é a variação proporcional no preço do produto.

A relação importante entre flexibilidade de preço e elasticidade-preço é mostrada diretamente pela tradicional teoria da demanda.

HOUCK (1965) utilizando uma forma matricial mostrou as condições necessárias para que a flexibilidade de preço possa ser considerada como o inverso da elasticidade-preço. Quando os efeitos cruzados são nulos, isso implica que outros bens não afetam o consumo do bem em questão, neste caso a recíproca da flexibilidade de preço é igual à elasticidade de preço. Se o efeito de outros bens for levado em conta, a elasticidade-preço será maior/igual que o inverso da flexibilidade de preço.

Para determinação dos coeficientes de flexibilidades de preço, a partir da análise harmônica, parte-se da suposição que não existem efeitos cruzados. De acordo com HOUCK (1966) a recíproca da flexibilidade de preço é igual a elasticidade de preço, como se segue:

$$E_p = \frac{1}{F_p} \quad (27)$$

2.4 - O Modelo Estatístico

Em termos estatísticos e suprimindo a variável tendência, o modelo utilizado para a análise dos componentes cíclicos das séries de preços e quantidades pode ser representado pela equação seguinte:

$$Y_t = \sum_{i=0}^n (\alpha_i \cos W_i t + \beta_i \sin W_i t) + U_t \quad (28)$$

na qual, como foi visto anteriormente:

$$W_i t = 2\pi i t / N \text{ e } N = 2n$$

Assumindo que U_t se constitui em uma série "ruído branco" (white noise), satisfaz portanto a pressuposição que:

$$U_t \sim N(0; \sigma^2)$$

O modelo de decomposição em componentes harmônicos da série Y_t , apresenta duas propriedades importantes do ponto de vista econométrico, que são, a propriedade da eficiência assintótica dos estimadores de MQO e a propriedade de ortogonalidade associada às colunas da matriz X.

Usando-se as condições de ortogonalidade das funções senos e cossenos, tal como demonstrado por LEMOS (1983) as estimativas dos parâmetros da equação (28) serão dados por:

$$\hat{\alpha}_i = \begin{cases} 2/N \sum_{t=1}^N Y_t \cos W_i t, & i = 1, 2, \dots, n-1 \\ 1/N \sum_{t=1}^N Y_t \cos W_i t; & i = 0, n \end{cases} \quad (29)$$

$$\beta_i = \begin{cases} 2/N \sum_{i=1}^N Y_t \text{sen} W_i t; & i = 1, 2, \dots, n-1 \\ 1/N \sum_{i=1}^N Y_t \text{sen} W_i t; & i = 0, n \end{cases}$$

em que todas as observações foram obtidas de m anos completos de tal forma que:

$$t = 1, 2, \dots, N \text{ e}$$

$$N = 12m$$

Definindo os vetores \vec{Y} , \vec{b} e \vec{U} e a matriz X de dimensão $(N \times n + 1)$, de tal forma que:

$\vec{Y}_{N \times 1}$ = vetor das observações Y_t ;

$X_{N \times n+1}$ = matriz das variáveis explicativas dos modelos;

$\vec{b}_{n+1 \times 1}$ = vetor dos parâmetros α_i 's e β_i 's;

$\vec{U}_{N \times 1}$ = vetor dos erros aleatórios.

Assim tem-se:

$$\vec{Y} = \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ Y_3 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ Y_N \end{pmatrix} \quad \vec{b} = \begin{pmatrix} \alpha_0 \\ \alpha_1 \\ \beta_0 \\ \beta_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \alpha_{n-1} \\ \beta_{n-1} \\ \alpha_n \\ \beta_n \end{pmatrix} \quad \vec{U} = \begin{pmatrix} U_1 \\ U_2 \\ U_3 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ U_N \end{pmatrix} \quad (30)$$

$$X = \begin{pmatrix} 1 & \text{Cos}W_1 & \text{Sen}W_1 & \dots & \text{Cos}W_n & \text{Sen}W_n \\ 1 & \text{Cos}2W_1 & \text{Sen}2W_1 & \dots & \text{Cos}2W_n & \text{Sen}2W_n \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 1 & \text{Cos}NW_1 & \text{Sen}NW_1 & \dots & \text{Cos}NW_n & \text{Sen}NW_n \end{pmatrix} \quad (30)$$

Pode-se reescrever a expressão (30) na forma condensada matricial da seguinte maneira:

$$Y = Xb + U \quad (31)$$

Verifica-se portanto, que a decomposição harmônica dos componentes cíclicos da série Y_t , se constitui em um caso particular de aplicação do modelo linear clássico, assim os componentes do vetor b da expressão (30) podem ser estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), e os estimadores de A_i e θ_i podem ser obtidos diretamente das equações:

$$A_i^2 = \beta_i^2 + \alpha_i^2; \quad i = 1, \dots, n, e \quad (32)$$

$$\theta_i = \text{arctg } \beta_i / \alpha_i; \quad i = 1, \dots, n. \quad (33)$$

Extraindo-se a raiz quadrada em ambos os lados da equação (32) e empregado os estimadores obtidos em (30) pode-se escrever as equações (32) e (33) da seguinte maneira:

$$A_i = \sqrt{\beta_i^2 + \alpha_i^2}; \quad i = 1, 2, 3, \dots, n \quad (34)$$

$$\hat{\theta}_i = \text{arctg } \frac{\beta_i}{\alpha_i}; \quad i = 1, 2, 3, \dots, n \quad (35)$$

Dois pontos relevantes na série temporal finita em estudo são os seguintes:

(a) quando $i = 0$, isto implica que:

$$\hat{\alpha} = m; \alpha_0 = N^{-1} \sum_{t=1}^n Y_t = \bar{Y}; \text{ e } \beta_0 = 0 \quad (36)$$

uma vez que $\cos W_0 t = 1$, e $\sin W_0 t = 0$. A amplitude e a fase do ciclo que apresenta frequência zero são dados por $A_0 = \alpha_0$ e $\hat{\theta}_0 = 0$ respectivamente;

(b) quando $i = n$, os estimadores são obtidos da seguinte maneira:

$$\hat{\alpha}_n = N^{-1} \sum_{t=1}^n (-1)^{t-1} Y_t \text{ e } \beta_n = 0 \quad (37)$$

A amplitude e o ângulo fase do ciclo da n -ésima frequência são $\hat{A}_n = \hat{\alpha}_n$ e $\theta_n = n$, respectivamente.

GRENANDER & ROSENBLAT (1975) demonstraram que os estimadores de α_i 's e β_i 's da equação (17) pelo método dos MQO são assintoticamente MELNT (melhores estimadores lineares não tendenciosos), independentemente da estrutura da matriz da covariância do termo de perturbação U_t .

Geralmente um problema presente nos modelos econômicos convencionais é a presença de diferentes graus de correlação entre as variáveis independentes dos modelos. Este problema é conhecido na literatura especializada como problema de multicolinearidade, e uma implicação imediata deste problema é que os coeficientes de regressão também são correlacionados. Assim sendo, a adição ou eliminação de variáveis provoca modificações nas magnitudes dos coeficientes de regressão, tornando-os, portanto bastante instáveis.

Voltando ao modelo (30) pode-se reescrever a matriz X das variáveis explicativas em forma de vetores colunas, da seguinte maneira:

$$X = [\vec{X}_1, \vec{X}_2, \vec{X}_3, \dots, \vec{X}_n]$$

Pode-se verificar através de LEMOS (1983) que o produto cartesiano

$$\vec{X}'_i \cdot \vec{X}_j = 0 \quad (i \neq j)$$

no qual \vec{X}'_i é o vetor transposto de \vec{X}_i . Isto explica a propriedade conhecida por ortogonalidade, e sempre que ela ocorre, os coeficientes de regressão estimados não são correlacionados e a adição ou remoção de variáveis explicativas ou independentes não terá qualquer efeito sobre a magnitude e variância dos coeficientes estimados.

Além dos testes estatísticos usuais, são empregados os testes não paramétricos para verificação do poder da contribuição de cada período para a variação explicativa, pelo modelo, conforme metodologia apresentada por DORAN & QUILKEY (1972).

Considerando a análise de variação sazonal, esse teste pode ser expresso pelo seguinte modelo:

$$V_i = \frac{\hat{b}_i^2}{\sum_{k=1}^n \hat{b}_k^2}; \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (40)$$

onde:

V_i , é a contribuição do i -ésimo harmônico para a variação explicada pelo modelo de análise harmônica;

b , é o vetor coluna dos coeficientes e ;

k , é o índice de cada elemento do vetor coluna b .

A magnitude de V_i em conjunto com o termo \bar{R}^2 fornece uma medida completa e a proporção da variação explicada pelo período mais representativo do modelo.



3 - RESULTADOS E DISCUSSÃO

A fim de tornar-se estacionárias as séries de preços e quantidades foram submetidas ao pré-branqueamento, usando-se um procedimento de filtragem. Os processos utilizados no pré-branqueamento (Apêndice G) não se ajustaram, o que foi evidenciado pela magnitude e insignificância dos coeficientes estimados, com o uso das séries recoloridas.

Assim foram utilizadas as séries originais como estacionárias. Os resultados obtidos na análise empírica de ciclos característicos do mercado atacadista de arroz, feijão macassar, milho farinha de mandioca, laranja e banana para capitais da Região Nordeste, são apresentados e discutidos neste capítulo.

3.1 - Análise Harmônica do Mercado de Arroz

Para este produto, os coeficientes significativos da análise harmônica (TABELA 2) estão associados ao par de variáveis $\cos 2\pi t/12 + \sin 2\pi t/12$, indicando que os ciclos se repetem anualmente para as séries de preços e quantidades comercializadas de arroz no mercado atacadista nas capitais de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa e Terezina.

Os coeficientes estimados em geral, foram significativamente maiores (menores) do que zero pelo menos ao nível de 10% de probabilidade com exceção dos coeficientes estimados para as séries de quantidades comercializadas no mercado atacadista de Terezina.

Como era de se esperar os coeficientes estimados, apresentaram consistência de sinal, evidenciando um comporta

TABLE 3 - Estimativas dos parâmetros da análise harmônica das séries de preços (P) e Quantidades (Q) de arroz no mercado das capitais de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa e Teresina, no período de 1972 a 1980.

Variáveis	Aracaju		Fortaleza		João Pessoa		Teresina	
	(P)	(Q)	(P)	(Q)	(P)	(Q)	(P)	(Q)
Cos $2\pi t/12$	-0,1614 (-1,73)**	-0,2499 (-1,14)	0,2252 (1,48)***	-0,0497 (-1,22)	-0,1547 (-1,52)***	0,2056 (1,22)	-0,1315 (-1,41)	0,4256 (0,88)
Sen $2\pi t/12$	0,1971 (2,05)**	-0,1978 (-2,05)**	0,1454 (2,28)**	-0,0474 (-1,29)***	0,2109 (2,07)**	-0,3342 (-1,73)**	0,2507 (2,55)**	-0,9317 (-0,77)
Tendência	0,0144 (8,96)*	0,0084 (2,51)**	0,0150 (9,07)*	-0,0010 (12,53)*	0,0157 (9,16)*	0,0038 (1,22)	0,0149 (9,11)*	0,0075 (3,79)*
Constante	-0,6300	4,4768	-0,9645	7,2466	0,8802	5,4983	0,0853	6,5005
\bar{R}^2	0,4272	0,0567	0,4351	0,1606	0,4355	0,0560	0,4395	0,1016
F	27,61*	2,70***	28,48*	1,38	28,51*	1,80	28,92*	2,91***
GLR	104.	104.	104.	104.	104.	104.	104.	104.
DW	1,0212+	0,4001+	1,0266+	0,9901+	1,0283	0,6041+	1,0243+	0,4462+

FONTE: Valores estimados a partir dos dados das CEASAS.

Onde \bar{R}^2 é o coeficiente de determinação múltipla ajustado; F é a estatística de Snedecor; GLR é o número de graus de liberdade dos resíduos; DW é a estatística de Durbin-Watson; (*) indica significativamente maior (menor) do que zero ao nível de 1% de probabilidade; (**) indica significativamente maior (menor) do que zero entre os níveis de 1% a 5% de probabilidade; (***) indica significativamente maior (menor) do que zero entre os níveis de 5% a 10% de probabilidade; (+) significa diferentes de 2 ao nível de 5% de probabilidade; os valores entre parênteses são as estatísticas t de Studente.

mento tal que, quando a série de preços tende a ser crescente (decrecente) a série de quantidades comercializadas tende a ser decrescente (crescente).

As magnitudes das estimativas dos coeficientes de regressão associadas a variável tendência, apesar de serem significativamente diferente de zero entre, os níveis de 1% e 10% de probabilidade podem ser consideradas nulas, numa indicação de que as séries originais podem ser consideradas estacionárias.

Em relação ao coeficiente de determinação múltipla ajustado (\bar{R}^2), os valores para as séries de preços foram da ordem 43% em todas as capitais estudadas, corroboram com o assertivo de que houve um relativo ajustamento dos modelos aos dados. Quanto às séries de quantidades transacionada de arroz, os coeficientes de determinação múltipla ajustado apresentaram valores de acerca de 5% no mercado de Aracaju e João Pessoa e cerca de 10% e 16% no mercado de Teresina e Fortaleza, respectivamente, indicando pequenas variações na variável dependente dada uma variação nas variáveis explicativas.

Os resultados apresentados na (TABELA 3) demonstram uma amplitude relativamente inferiores para as séries de preços em relação aos coeficientes de amplitudes para as séries de quantidades comercializadas de arroz, em torno do valor esperado. Variando entre 0,2130 a 0,2798 nas séries de preços e de 0,068 para 0,3929 nas séries de quantidades comercializadas.

Também podem ser observado na TABELA 3, as estimativas dos coeficientes do angulo fase. Estes valores revelam sinais iguais para as séries de preços e quantidades de arroz no mercado atacadista de Fortaleza e João Pessoa, o que sugere que os preços e quantidade de arroz são determinados simultaneamente nestas praças. Para a cidade de Aracaju o coeficiente do angulo fase apresentou sinal positivo para série de quantidades e sinal negativo para série de preços, o que é um indicador de que a série de preços de arroz lidera a série de quantidade comercializada desse produto nesse mercado, no período de tempo estudo.

No que diz respeito a série de quantidades para cidade de Teresina, observa-se que não houve um padrão estacional definido da série ao mesmo tempo em que a magnitude do coeficiente de tendências tendem para zero. Isto é um indicador de que o único componente desta série é o "ruído branco" (white noise), numa evidência de que o processo estocástico gerador desta série é um "Randon Walk" (caminho aleatório), o que justifica a impossibilidade de análise do padrão de liderança e defasagem das séries de preços e quantidades no mercado atacadista de arroz desta capital.

O comportamento das variáveis estacionais observados e estimados para preços e quantidades comercializadas é mostrado nas FIGURAS 4 a 11. Observa-se graficamente o comportamento estacionário das séries, discutidas anteriormente.

3.2 - Análise Harmônica dos Mercados de Feijão Macassar

Os resultados mostrados na TABELA 4, indicam que o feijão macassar apresenta um padrão estacional definido tanto para as séries de preços como para as séries de quantidades comercializadas no mercado atacadista das capitais estudadas e que esse padrão estacional se ajusta aos harmônicos relevantes na faixa de frequência de um ciclo por ano, conforme expectativas feitas aprioristicamente.

Como era de se esperar, de uma forma geral os coeficientes associados a esses harmônicos foram significativos pelo menos ao nível de 10% de probabilidade e o valor do coeficiente de determinação múltipla ajustado indicou que as regressões estimadas e selecionadas para análise da série de preços explicam em cerca de 85% a 90% das variações ocorridas nas séries de preços para todas as capitais estudadas.

Em relação ao coeficiente de determinações múltiplas ajustado para as séries de quantidades, observa-se que foram de magnitudes baixas, como pode-se constatar para Teresina e

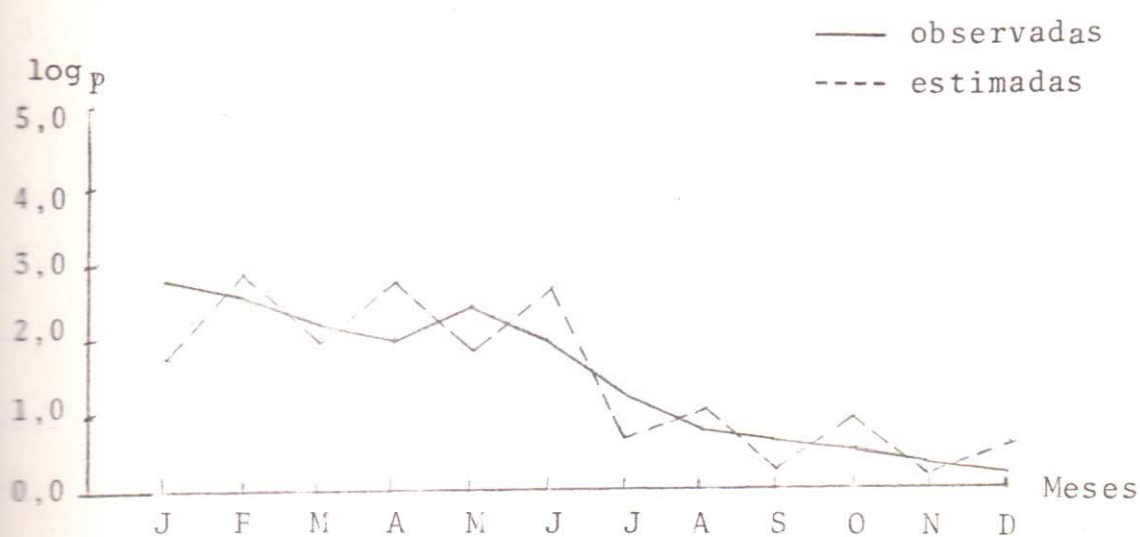


FIGURA 4 - Variações estacionais observadas e estimadas da série de preços pagos no mercado atacadista de arroz do maranhão em Aracaju no período de 1972 a 1980.

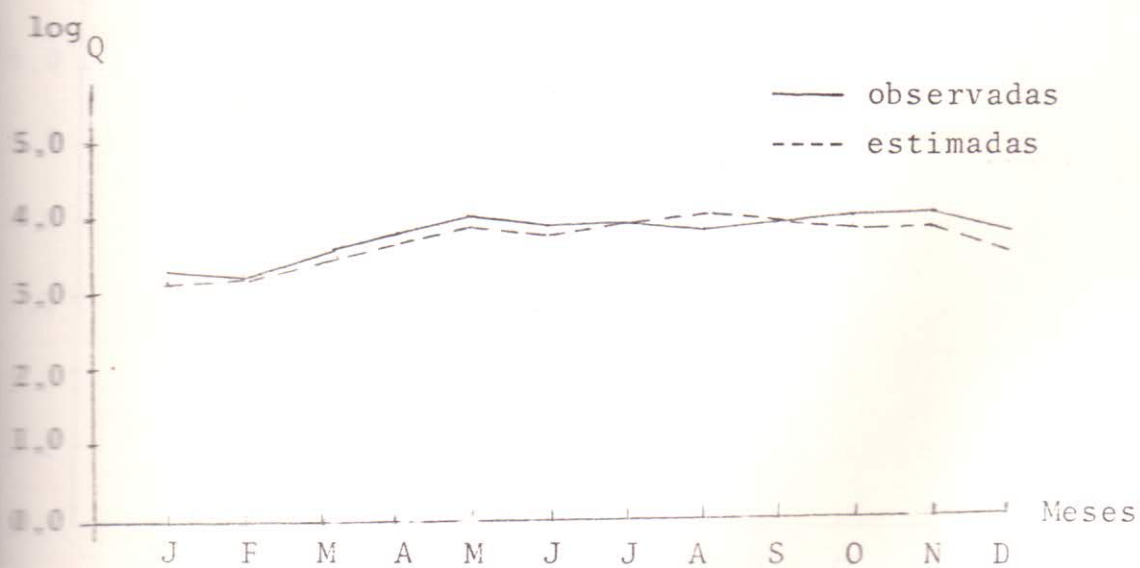


FIGURA 5 - Variações estacionais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de arroz do maranhão em Aracaju no período de 1972 a 1980.

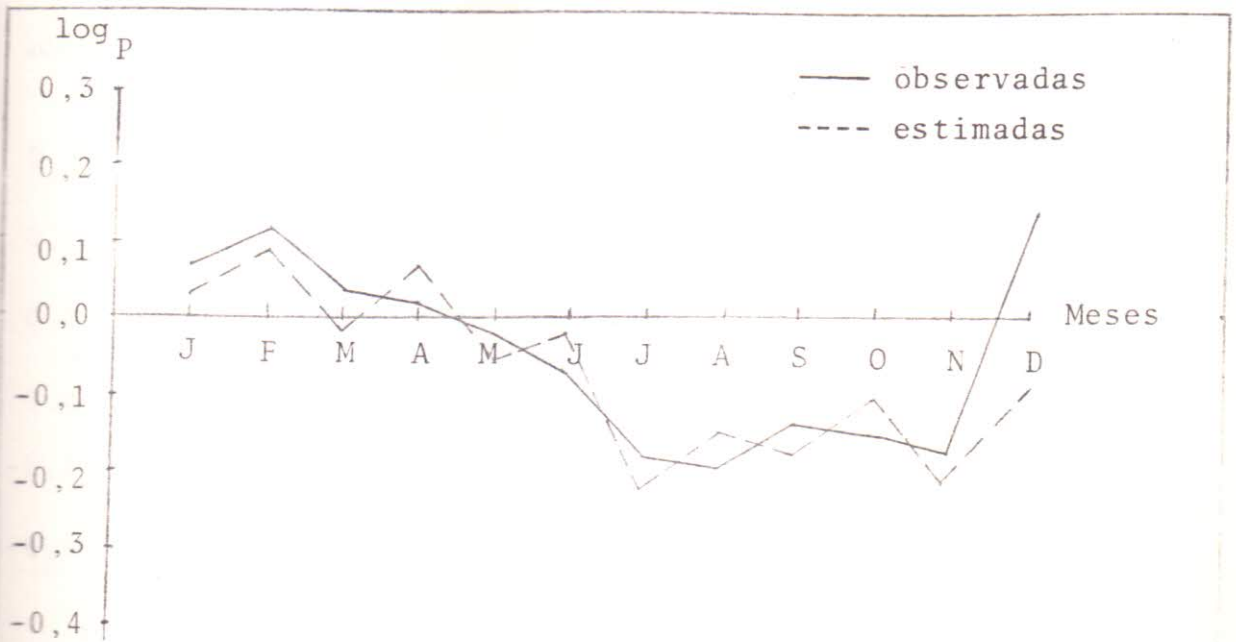


FIGURA 6 - Variações estacionais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de arroz maranhão em Fortaleza no período de 1972-I a 1980-XII.

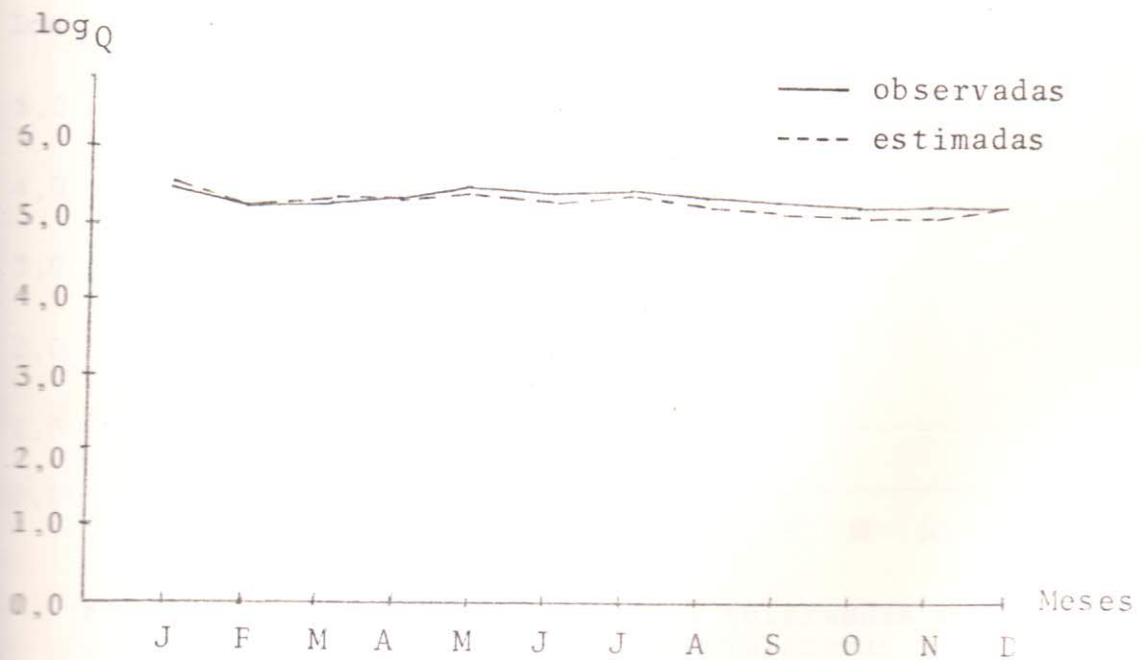


FIGURA 7 - Variações estacionais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de arroz maranhão em Fortaleza no período de 1972-I a 1980-XII.

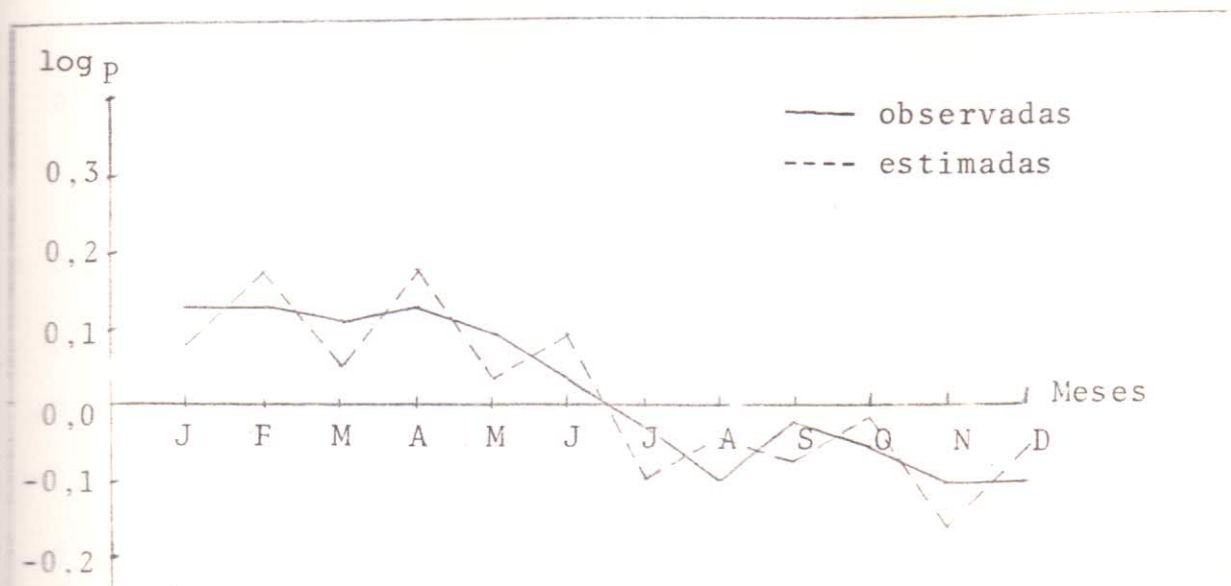


FIGURA 8 - Variações estacionais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de arroz maranhão em João Pessoa no período de 1972 a 1982.

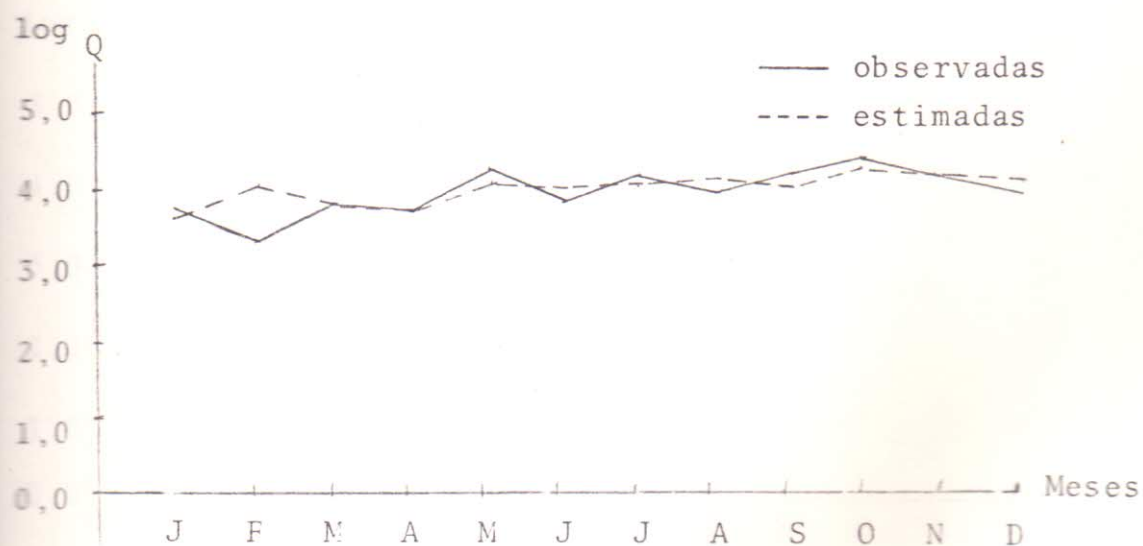


FIGURA 9 - Variações estacionais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de arroz maranhão em João Pessoa no período de 1972 a 1980.

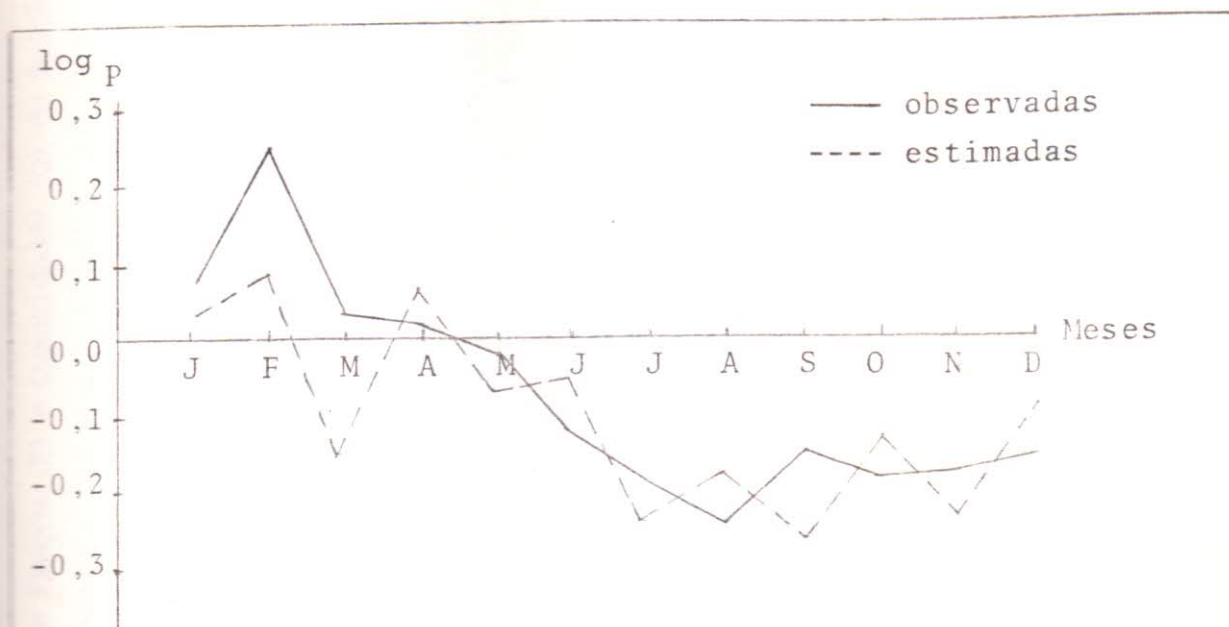


FIGURA 10 - Variações estacionais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de arroz maranhão em Teresina no período de 1972 a 1980.

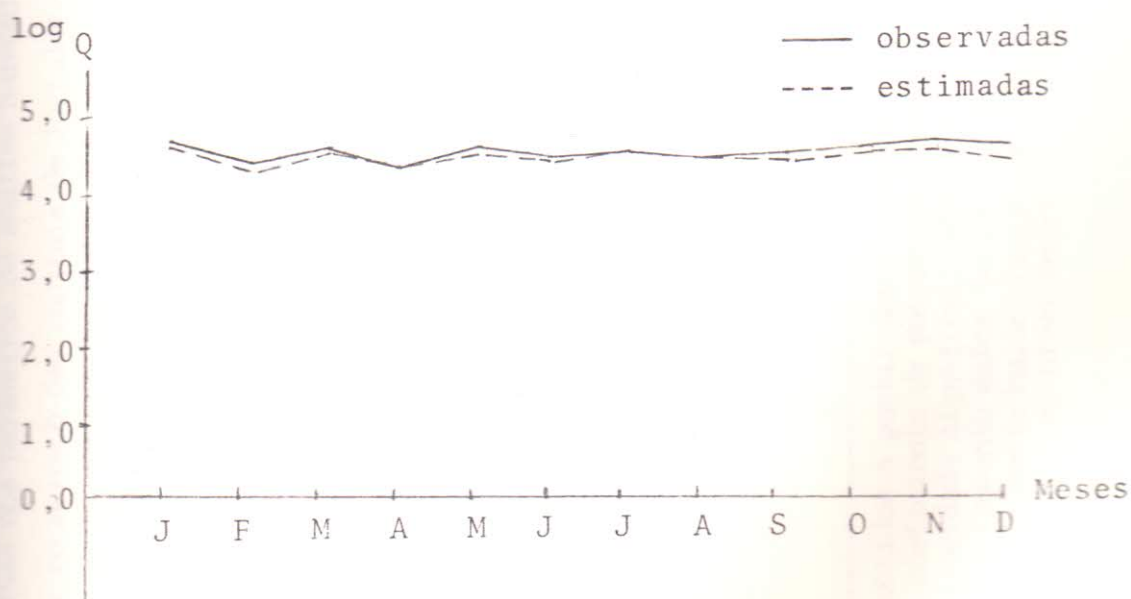


FIGURA 11 - Variações estacionais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de arroz maranhão em Teresina no período de 1972 a 1980.

TABELA 4 - Estimativas dos parâmetros de análise harmônica das séries de Preços (P) e Quantidades (Q) de feijão macassar no mercado das capitais de Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina, no período de 1972 a 1980.

Variáveis	Fortaleza		João Pessoa		Natal		Teresina	
	(P)	(Q)	(P)	(Q)	(P)	(Q)	(P)	(Q)
	Cos $2\pi t/12$	0,1251 (2,14)**	-0,0956 (-1,34)***	-0,0650 (-0,13)	-0,6004 (-3,71)*	-0,0888 (-0,20)	0,4273 (1,48)**	0,1121 (2,16)***
Sen $2\pi t/12$	-0,2688 (-4,59)*	0,0529 (0,78)	0,2988 (6,32)*	-0,1267 (-0,78)	0,3204 (7,68)*	-0,4353 (-1,50)**	0,3572 (6,63)*	-0,6009 (-3,56)**
Tendência	0,0338 (25,17)*	-0,003 (-1,87)***	0,0315 (29,50)*	0,0022 (0,63)	0,0320 (30,80)*	0,0276 (4,19)**	0,0304 (26,03)*	-0,0063 (-1,67)***
Constante	-2,8995	6,3437	-2,0580	2,6573	-1,6079	2,3845	-1,3085	3,8217
\bar{R}^2	0,8579	0,0250	0,8932	0,0988	0,9146	0,1428	0,8736	0,1500
F	162,46*	2,0000	224,78*	4,92***	287,42*	6,95**	185,00*	7,14**
GLR	104.	104.	104.	104.	104.	104.	104.	104.
DW	0,5629+	0,8449+	0,8306+	1,500+	0,6040+	0,5222+	0,9634+	1,0502+

FONTE: Resultados obtidos a partir dos dados publicados pelas CEFASAS.

Onde \bar{R}^2 é o coeficiente de determinação múltipla ajustado; F é a estatística de Snedecor; GLR é o número de grau de liberdade significativamente maior (menor) de que zero ao nível de 1% de probabilidade; (**) indica significativamente maior (menor) de que zero entre os níveis de 1% a 5% de probabilidade; (***) indica significativamente maior (menor) de que zero entre os níveis de 5% a 10% de probabilidade; (+) significa diferente de 2 ao nível de 5% de probabilidade; Os valores entre parâmetros, são as estatísticas t de Studente.

João Pessoa em que o coeficiente de determinação múltipla ajustado foi de apenas 0,225 e 0,099 respectivamente.

Em relação a variável tendência, observa-se que as séries de preços de feijão macassar apresentam uma tendência positiva, porém em termos reais muito baixos. As séries de quantidades apresentam tendência negativa para as cidades de Fortaleza e Teresina e para as demais capitais em estudo, os sinais foram positivos com magnitudes muito baixo, o que é um indicador de que as séries ajustadas podem ser consideradas estacionárias.

As amplitudes dos ciclos das séries de preços (ver TABELA 5) variaram de 0,2964 na série de preços de feijão para cidade de Fortaleza, para 0,3743 na série de preços de feijão na cidade de Teresina. As amplitudes das séries de quantidades variaram de 0,1092 na série de quantidades na cidade de Fortaleza para 0,7084 na cidade de Teresina. Estes coeficientes dão idéia da variabilidade em torno do valor esperado. Observa-se que essa variabilidade foi menor nas séries de preços e quantidades na cidade de Fortaleza e maior para as séries de preços e quantidades na cidade de Teresina. Os resultados mostraram ainda que a variabilidade em torno do valor esperado foi maior nas séries de quantidades do que nas séries de preços de todas as cidades estudadas com exceção da cidade de Fortaleza em que observou-se o contrário.

Os coeficientes do ângulo fase, estimados para séries de preços e quantidades de feijão macassar, são apresentados na TABELA 4. Para determinar a existência de um padrão definido de liderança e defasagem entre as séries de preços e quantidades de feijão, deve-se levar em consideração as magnitudes e sinais desses coeficientes.

Assim as séries de preços e quantidades de feijão apresentaram o mesmo sinal para o coeficiente fase na cidade de Natal, o que indica que não existe um padrão definido de liderança e defasagem entre as séries de preços e quantidades de feijão nesta cidade. Comportamento diferente é o apresenta

do pelas séries de preços e quantidades do produto nas cidades de Fortaleza e, João Pessoa, nos quais sinais negativos para as séries de preços positivos para a série de quantidades indicam que as séries de preços lideram as séries de quantidades comercializadas nas cidades de Fortaleza e João Pessoa. No que se refere as séries de preços e quantidades de feijão comercializado em Teresina, observa-se que os sinais dos ângulos fase (positivo para a série de preços e negativo para a série de quantidades) indica que a série de quantidades lidera a série de preços o que se constitui em resultado estranho, na medida em que indica a existência de imperfeição no mercado de feijão macassar desta cidade.

TABELA 5 - Estimativas dos coeficientes de amplitude e fase da análise de harmônica das séries de preços (P) e quantidades (Q) de feijão macassar no mercado de Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina, no período de 1972 à 1980.

Capitais	Amplitudes		Ângulos Fases	
	(P)	(Q)	(P)	(Q)
Fortaleza	0,2964	0,1092	-2,1487	0,5533
João Pessoa	0,3058	0,6136	-4,5969	1,2110
Natal	0,3324	0,6099	-3,6081	-1,0187
Teresina	0,3743	0,7084	3,1864	-1,6015

FONTE: TABELA 4.

Comparando as variações estacionais observadas e estimadas para as séries de preços e quantidades comercializadas, apresentadas nas FIGURAS 12 a 19, e comparando-se o padrão de variação sazonal com as informações do calendário agrícola verifica-se que a variação está em concordância com as expectativas empíricas. É de se notar que na região se verifica apenas uma colheita anual, e que em geral o preço médio apresen

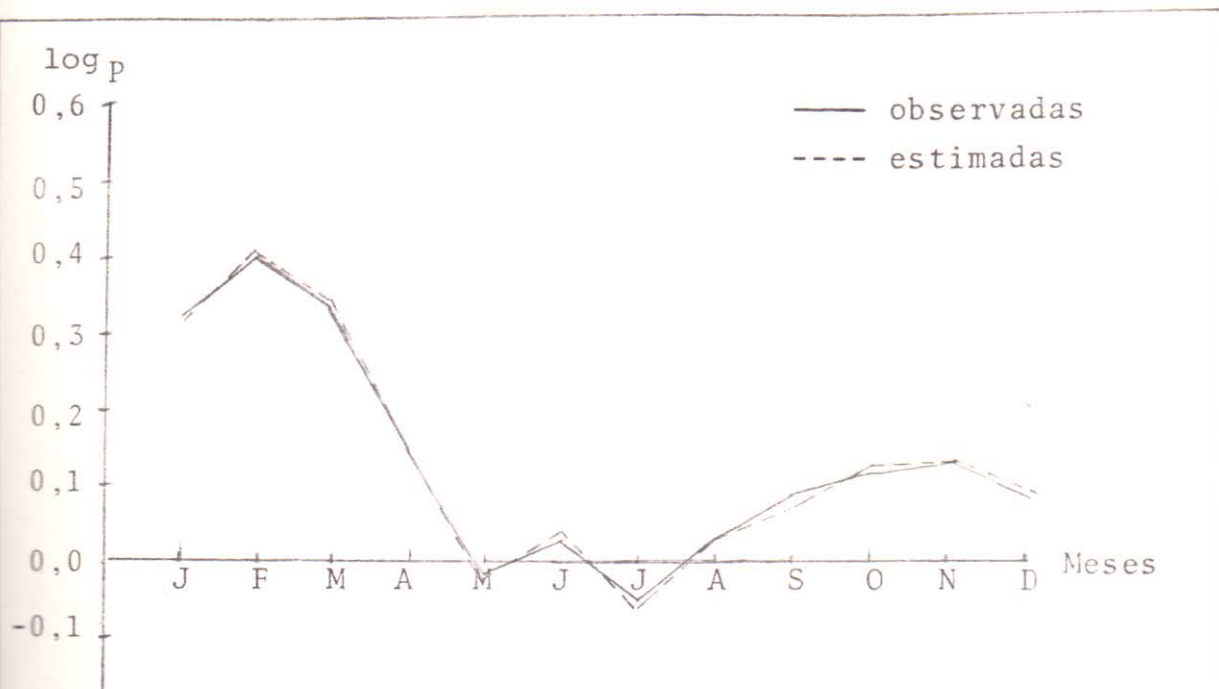


FIGURA 12 - Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de feijão macassar em Fortaleza no período de 1972 a 1980.

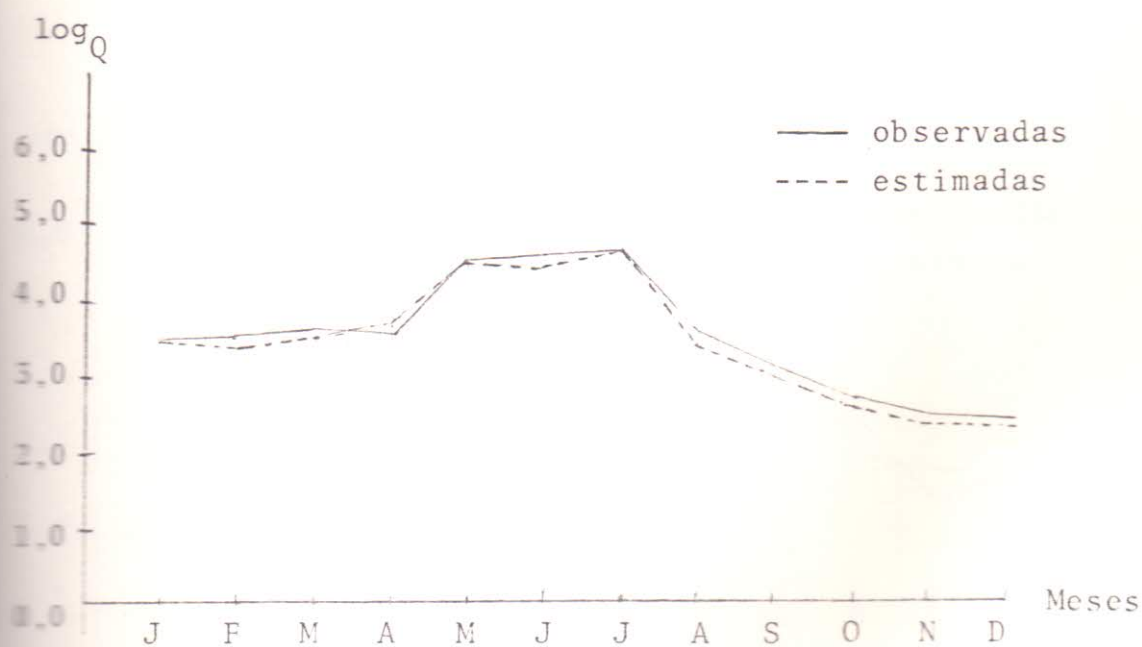


FIGURA 13 - Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de feijão macassar em Fortaleza, no período de 1972 a 1980.

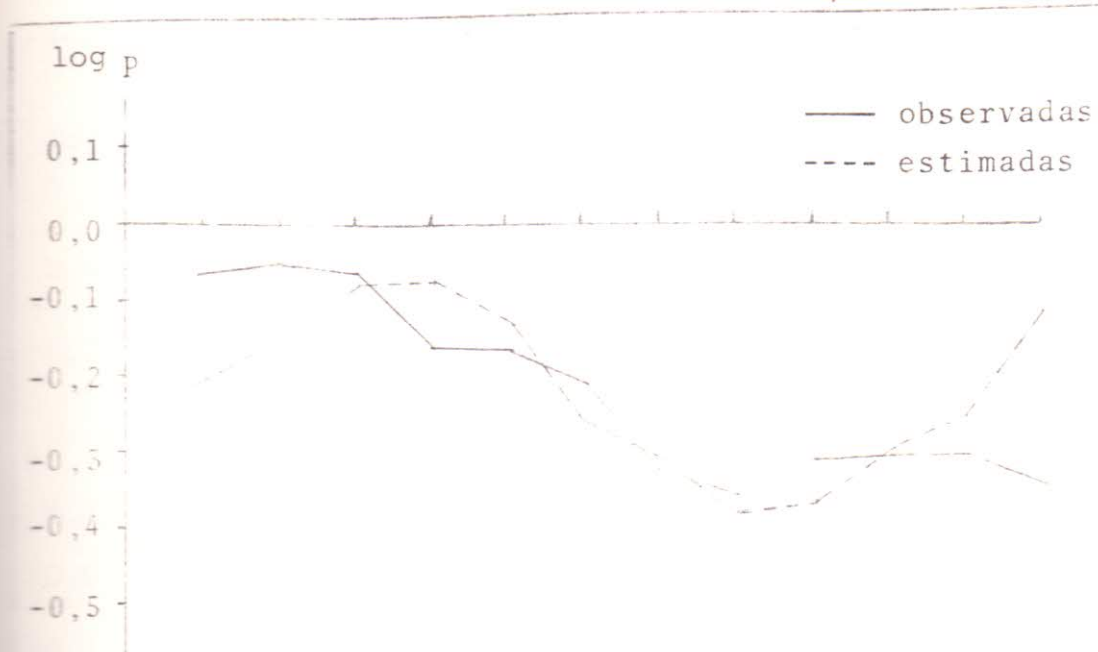


FIGURA 14 - Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de feijão macassar em João Pessoa, no período de 1972 a 1980.

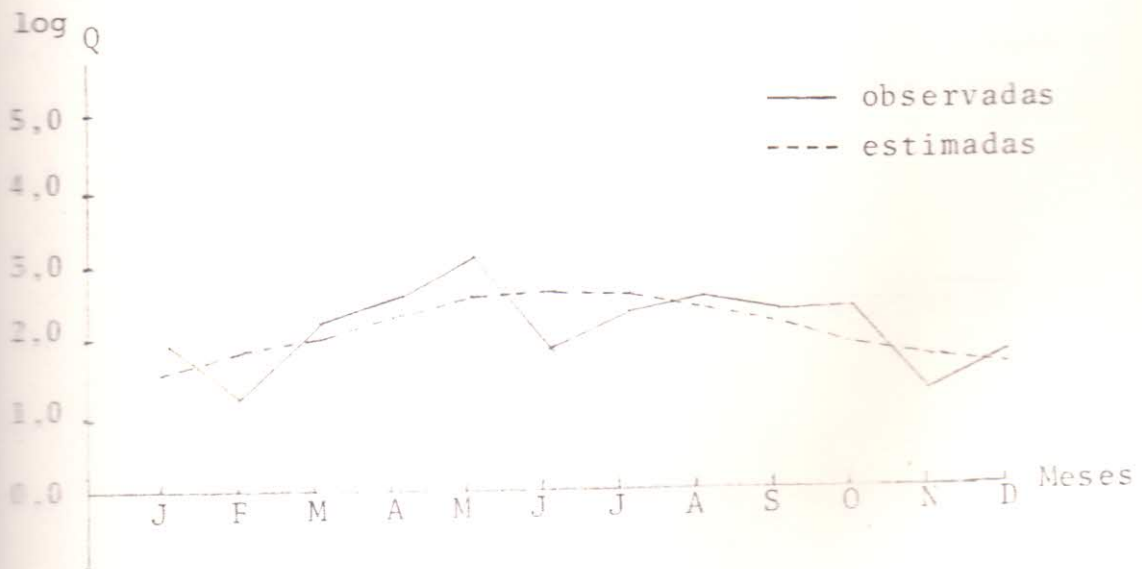


FIGURA 15 - Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de feijão macassar em João Pessoa, no período de 1972 a 1980.

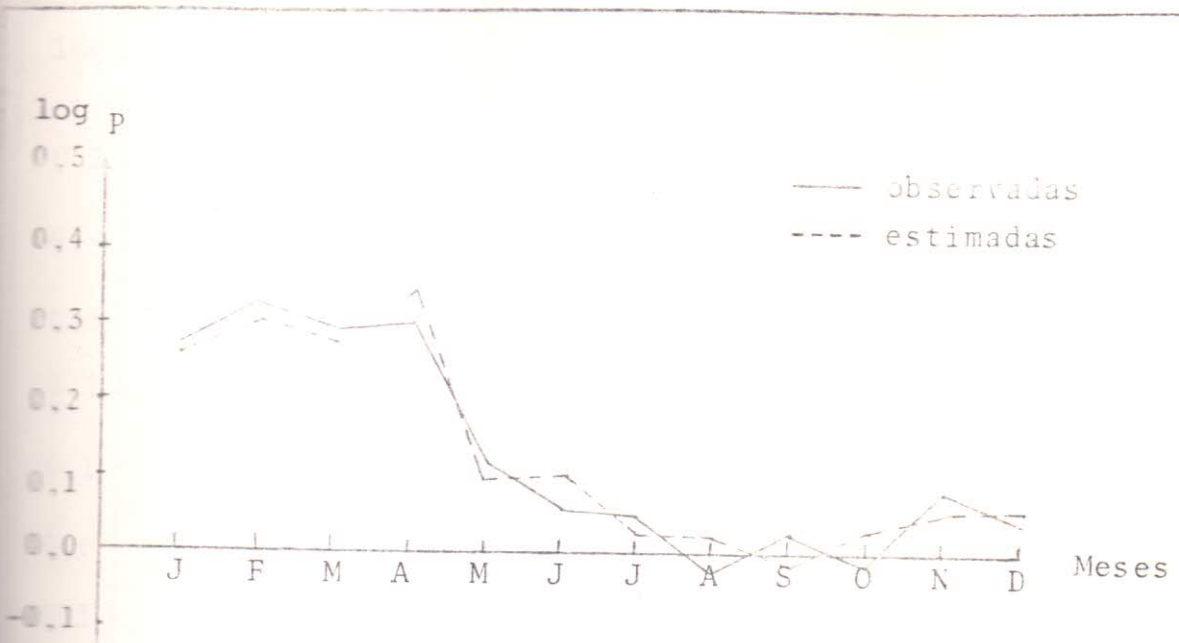


FIGURA 16 - Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de feijão macassar em Natal no período de 1971-I a 1980-XII.

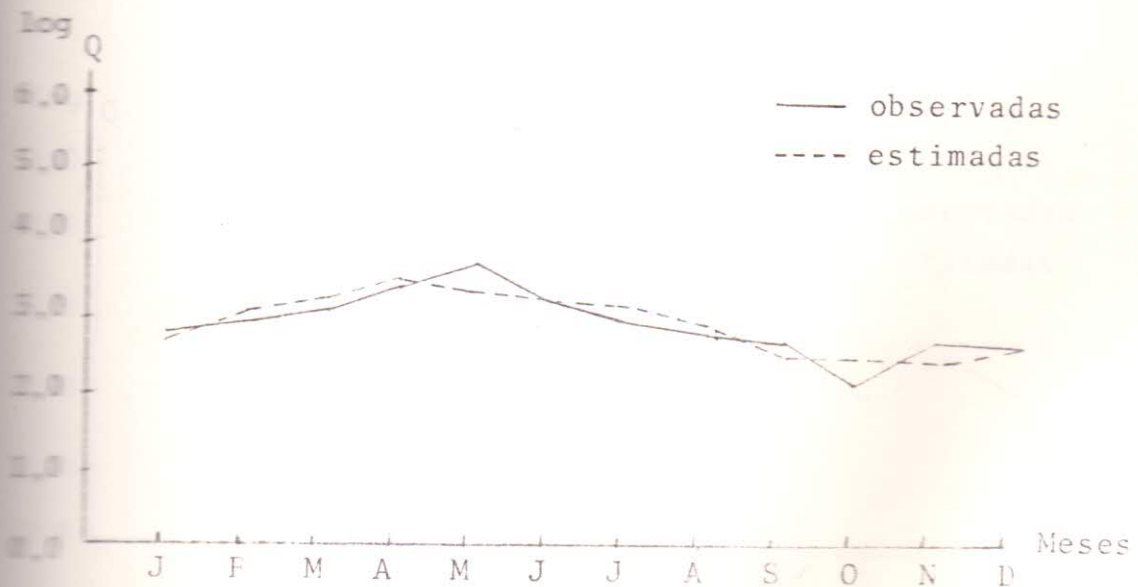


FIGURA 17 - Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de feijão macassar em Natal no período de 1972 a 1980.

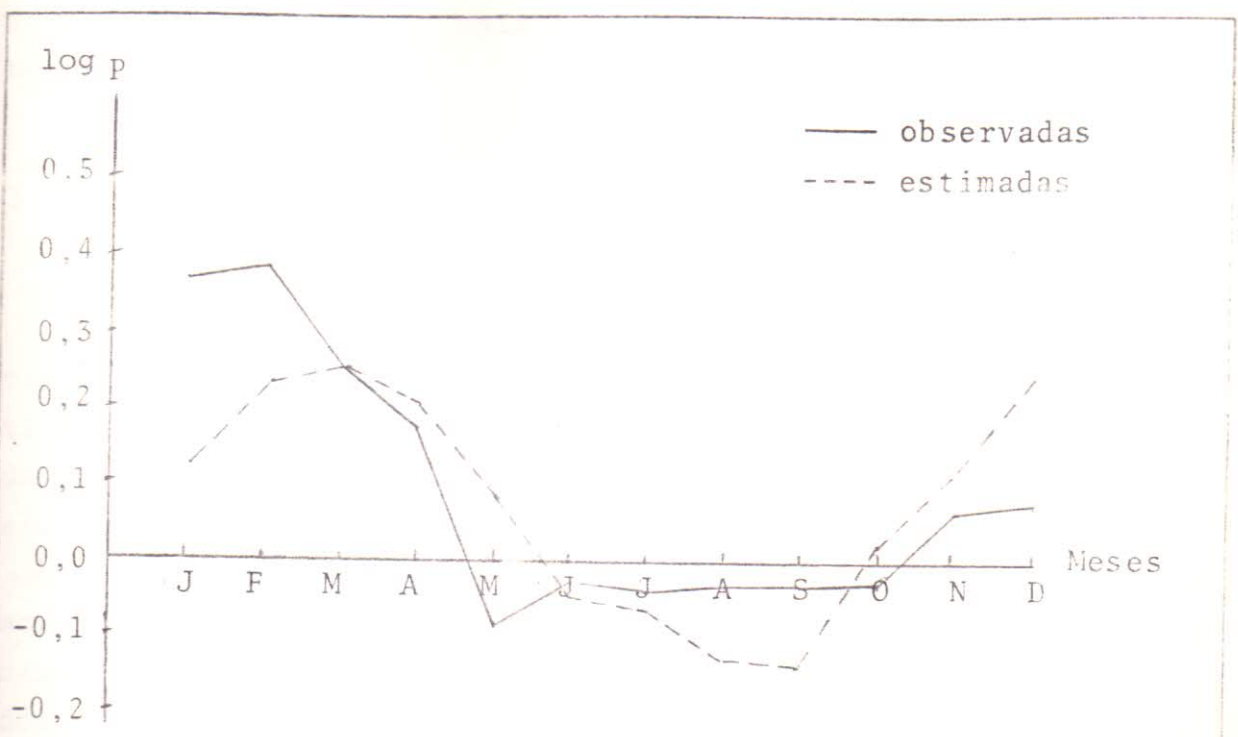


FIGURA 18 - Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de feijão macassar em Teresina no período de 1972 a 1980.

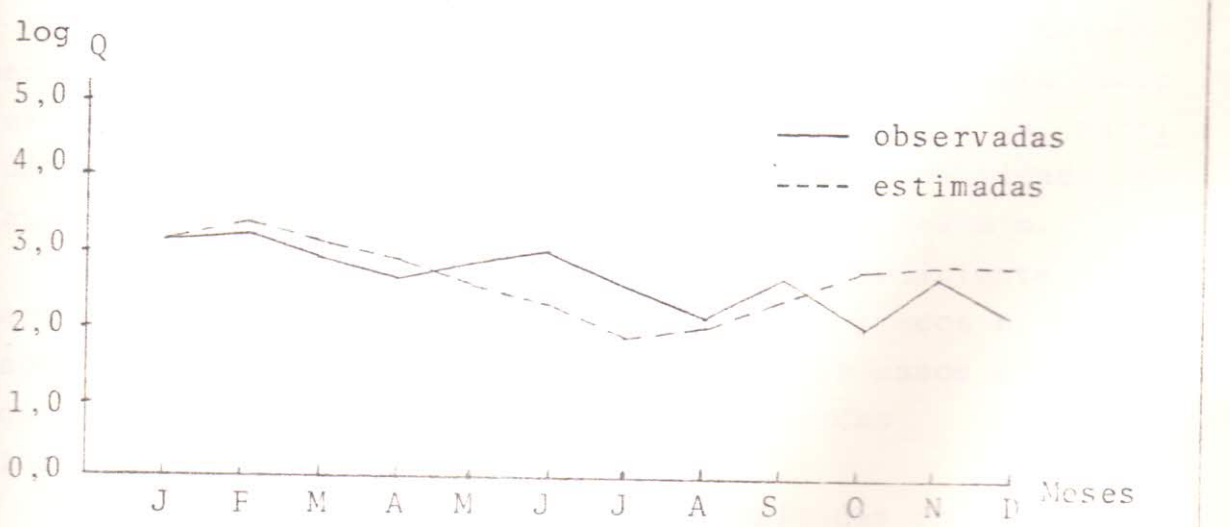


FIGURA 19 - Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de feijão macassar em Teresina no período de 1972 a 1980.

tou valores reais mais baixos no período de maio a outubro nos mercados em estudo.

3.3 - Análise Harmônica do Mercado do Milho

Os resultados obtidos com as estimativas dos coeficientes da análise harmônica para as séries de preços e quantidades comercializadas no mercado atacadista de milho nas cidades de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina são apresentados na TABELA 6.

Observa-se que os coeficientes do período cíclico anual foram significativos pelo menos ao nível de 10% de probabilidade para as séries de preços e quantidades nos mercados das capitais de Aracaju, Fortaleza, Natal e Teresina. Observa-se ainda que para o mercado atacadista de João Pessoa, apenas a série de preços apresentou relevância para o período cíclico anual, a série de quantidade não apresentou padrão estacional definido, o que indica que o processo gerador desta série é um "random walk" (caminho estocástico).

Os coeficientes de determinação múltipla ajustados para as demais capitais, foram todas significativamente maiores do que zero, ao nível de 5% de probabilidades e as magnitudes variaram de cerca de 10% para a série de quantidades em Natal a cerca de 90% para a série de preços em Aracaju.

A variável tendência, apresentou um coeficiente cuja magnitude, foi baixa para todas as séries de preços e quantidades estudadas, numa evidência de que os processos estocásticos geradores das séries podem ser consideradas estacionários.

Na TABELA 7 apresentam-se as amplitudes dos ciclos estacionais das séries de preços e quantidades de milho, estimados para as capitais estudadas. Observa-se que as magnitudes variaram para as séries de preços de cerca de 0,1730 em Aracaju para 0,9258 em Teresina. Para as séries de quantida

TABELA 6 - Estimativas dos parâmetros de análise harmônica das séries de preços (P) e quantidades (Q) de milho nos mercados das capitais de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina no período de 1972 a 1980

Variáveis	Aracaju		Fortaleza		João Pessoa		Natal		Teresina	
	(P)	(Q)	(P)	(Q)	(P)	(Q)	(P)	(Q)	(P)	(Q)
Cos $2\pi t/12$	0,1716 (3,02)*	-0,5610 (-3,11)*	0,2470 (3,31)*	0,1124 (1,37)	-0,1134 (-0,90)	-0,1028 (-0,70)	0,1565 (2,28)**	0,2105 (0,94)	0,1620 (2,17)**	0,1678 (1,18)***
Sen $2\pi t/12$	-0,0224 (-0,55)	-1,5630 (-6,54)*	0,1891 (1,94)*	-0,4847 (-3,42)*	-0,2118 (-2,54)**	0,024 (0,16)	0,0816 (2,21)**	-0,9849 (-2,44)**	0,9115 (1,16)***	-0,5010 (2,62)**
Tendência	0,3116 (16,30)*	0,0957 (-1,52)***	0,3448 (13,34)*	-0,0038 (0,11)	0,2315 (10,53)*	-	0,3022 (12,28)*	-9,9849 (0,68)	0,3381 (11,83)*	-0,2437 (4,87)*
Constante	-2,3680	6,0070	2,6422	6,5787	2,2315	3,7121	-2,5099	4,4480	-3,0176	4,4705
\bar{R}^2	0,9079	0,4968	0,8327	0,2629	0,8606	0,0040	0,8367	0,1029	0,8579	0,3636
F	264,82*	36,23*	178,56*	13,72*	166,16	0,2349	138,09*	3,980***	161,18*	21,38*
GLR	104.	104.	104.	104.	104.	104.	104.	104.	104.	104.
DW	0,7097+	0,5575+	1,0665+	1,5100	0,5553+	1,3039	1,1390+	0,7473+	0,9580+	1,1488

FORNTE: Valores estimados a partir dos dados publicados pelas CEASAS.

Onde \bar{R}^2 é o coeficiente de determinação múltipla ajustado; F é a estatística de Snedecor; GLR é o número de graus de liberdade dos resíduos; DW é a estatística de Durbin-Watson; (*) indica significativamente maior (menor) que zero ao nível de 1% de probabilidade; (**) indica significativamente maior (menor) que zero entre os níveis de 1% a 5% de probabilidade; (***) indica significativamente maior (menor) que zero entre os níveis de 5% a 10% de probabilidade; (+) significa diferente de 2 ao nível de 5% de probabilidade; Os valores entre parênteses são as estatísticas t de Student.

des, observa-se que as amplitudes variaram de cerca de 0,53 em Teresina para cerca de 1,06 em Aracaju. Como a série de quantidades de milho comercializado no mercado atacadista de João Pessoa não apresentou um padrão estacional definido, não se estimou o coeficiente de amplitude e ângulo fase para esta série.

TABELA 7 - Estimativas dos coeficientes de amplitude e ângulo fase da análise harmônica das séries de preços (P) e quantidades (Q) de milho no mercado das capitais de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina no período de 1972 a 1980.

Capitais	Amplitudes		Ângulo Fases	
	(P)	(Q)	(P)	(Q)
Aracaju	0,1730	1,0637	-0,1305	2,7860
Fortaleza	0,3110	0,5868	0,7656	4,3123
João Pessoa	0,2402	-	1,5806	-
Natal	0,1765	1,0068	0,5214	-4,6783
Teresina	0,9258	0,5284	5,6265	-2,9856

FONTE: TABELA 6.

Também na TABELA 7, apresentam-se os coeficientes do ângulo fase, estimados para as séries de preços e quantidades comercializadas de milho para cada cidade, exceção da cidade de João Pessoa.

Verifica-se que os coeficientes do ângulo fase para as séries de preços e quantidades de milho apresentam sinais contrários para as capitais: Aracaju, Natal e Teresina, indicando uma liderança dos preços sobre as quantidades, para

Aracaju e uma liderança das séries de quantidades sobre as séries de preços nas cidades de Natal e Teresina. Comportamento diferente pode ser observado para os coeficientes de fase das séries de preços e quantidades na capital de Fortaleza, indicando um ajustamento simultâneo para preços e quantidades de milho no mercado dessa capital. A inexistência de relevância do padrão cíclico para série de quantidade no mercado de João Pessoa, impossibilitaram uma análise do padrão de liderança e defasagem entre as séries de preços e quantidades nesse mercado.

As variações estacionais observadas e estimadas para as séries de preços e quantidades comercializadas do milho no mercado das capitais, que constituem objeto da análise são ilustrados nas FIGURAS 20 a 29.

De um modo geral, a variação estacional apresentou resultados coerentes com as expectativas apriorísticas. Assim verifica-se que os valores mais baixos das séries de preços ocorreram no segundo semestre.

3.4 - Análise Harmônica do Mercado de Farinha de Mandioca

Os resultados obtidos com as estimativas dos coeficientes da análise harmônica para as séries de preços e quantidades comercializadas da farinha de mandioca são apresentadas na TABELA 8. Observa-se que os coeficientes estimados para as séries das capitais de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina estão associados de forma significativa ao par de harmônicos que definem o ciclo anual.

Todos os coeficientes estimados desses pares de harmônicos foram significativos maiores (menores) do que zero pelo menos ao nível de 10% de probabilidade para as séries de preços em todas as capitais. No que diz respeito às séries de quantidades observa-se que todos os coeficientes estimados

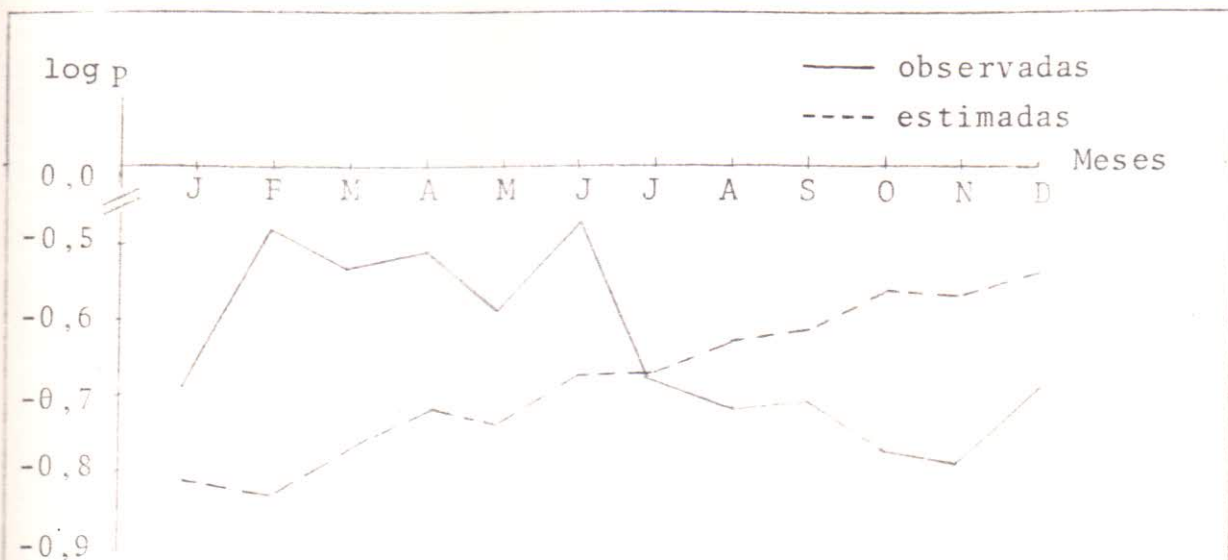


FIGURA 20 - Variações sazonais observadas e estimadas dos preços no mercado atacadista de milho em Aracaju no período de 1972 a 1980.

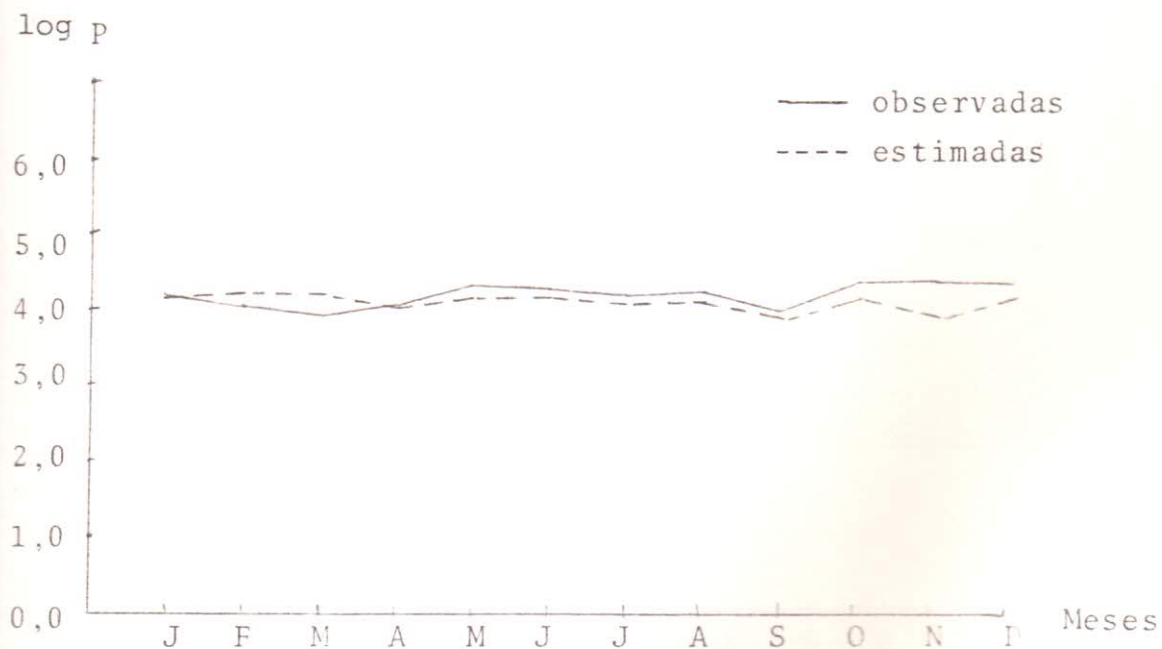


FIGURA 21 - Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de milho em Aracaju no período de 1972 a 1980.

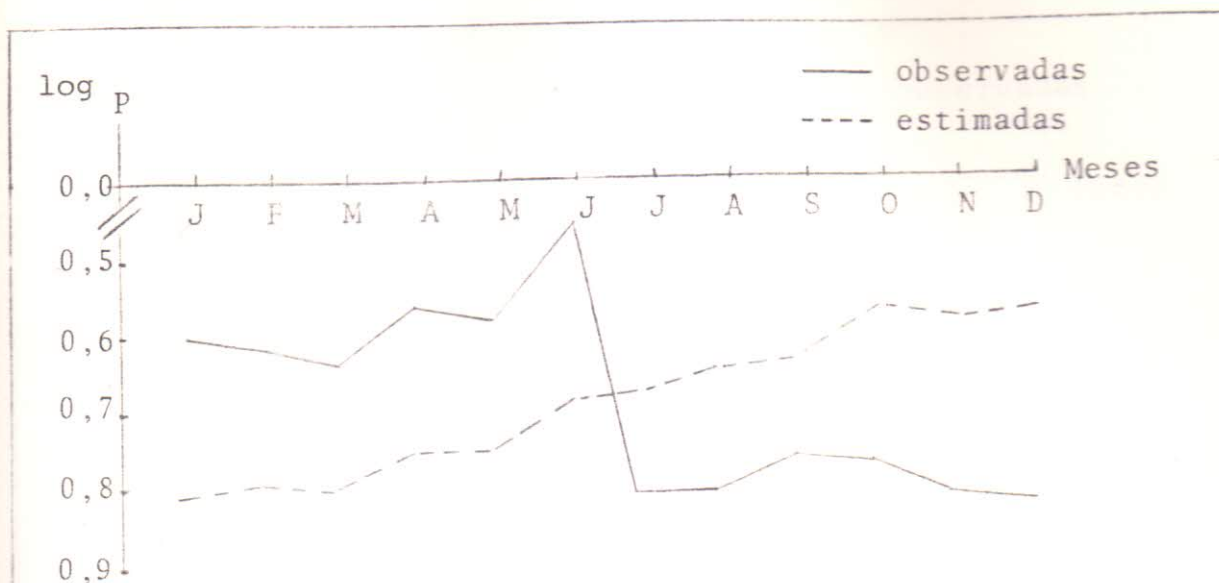


FIGURA 22 - Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de milho em Fortaleza no período de 1972 a 1980.

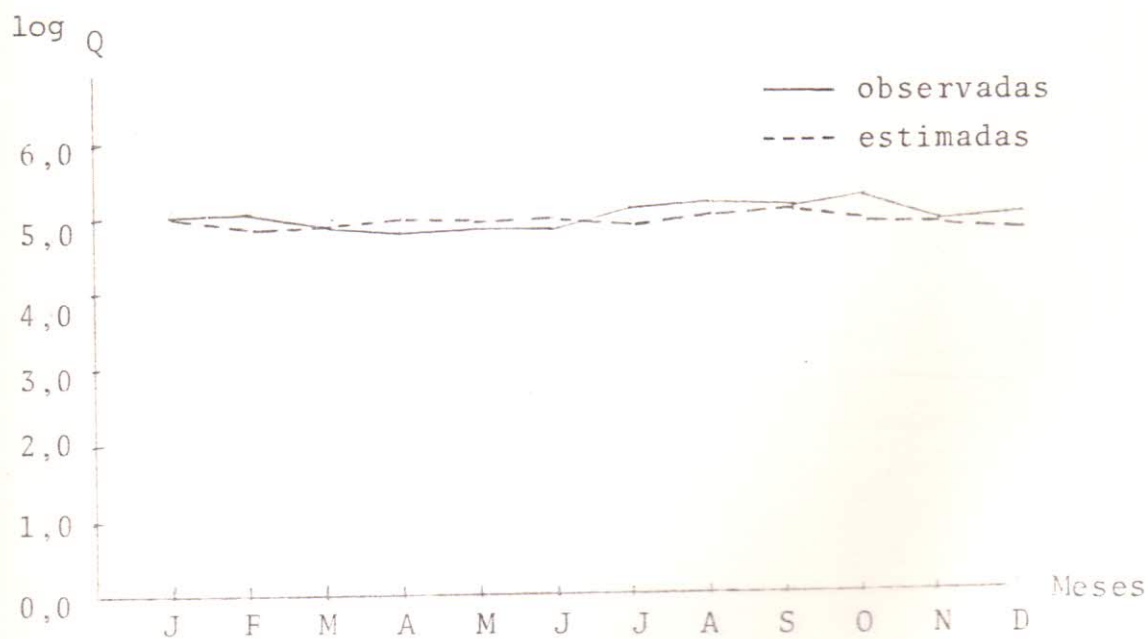


FIGURA 23 - Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de milho em Fortaleza no período de 1972 a 1980.

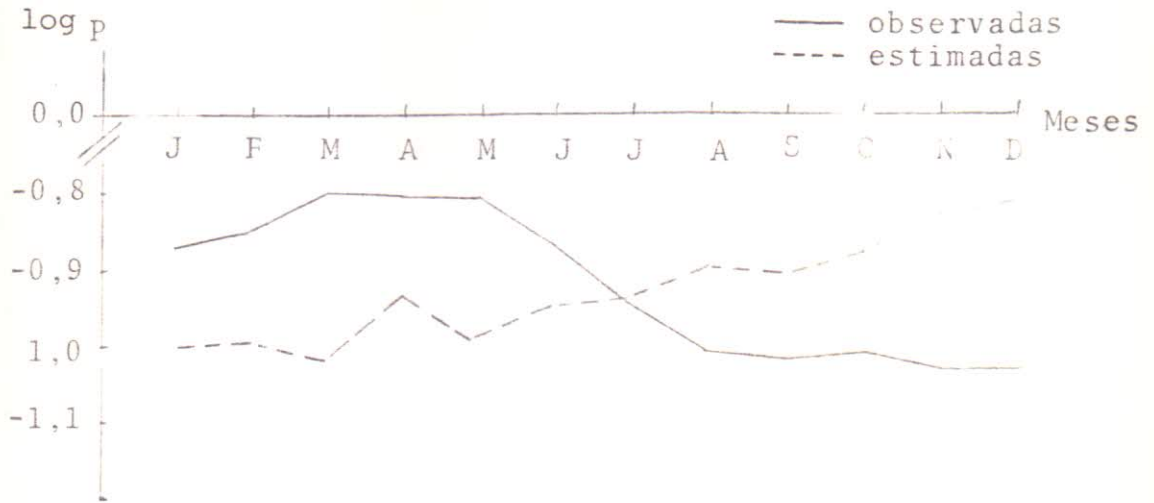


FIGURA 24 - Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de milho em João Pessoa no período de 1972 a 1980.

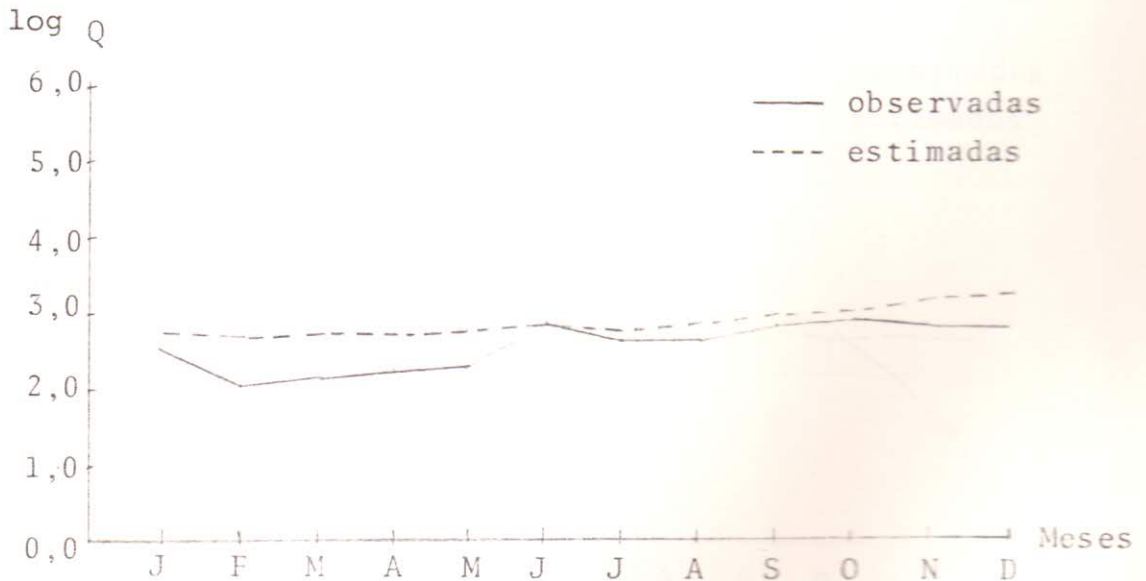


FIGURA 25 - Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de milho em João Pessoa no período de 1972 a 1980.

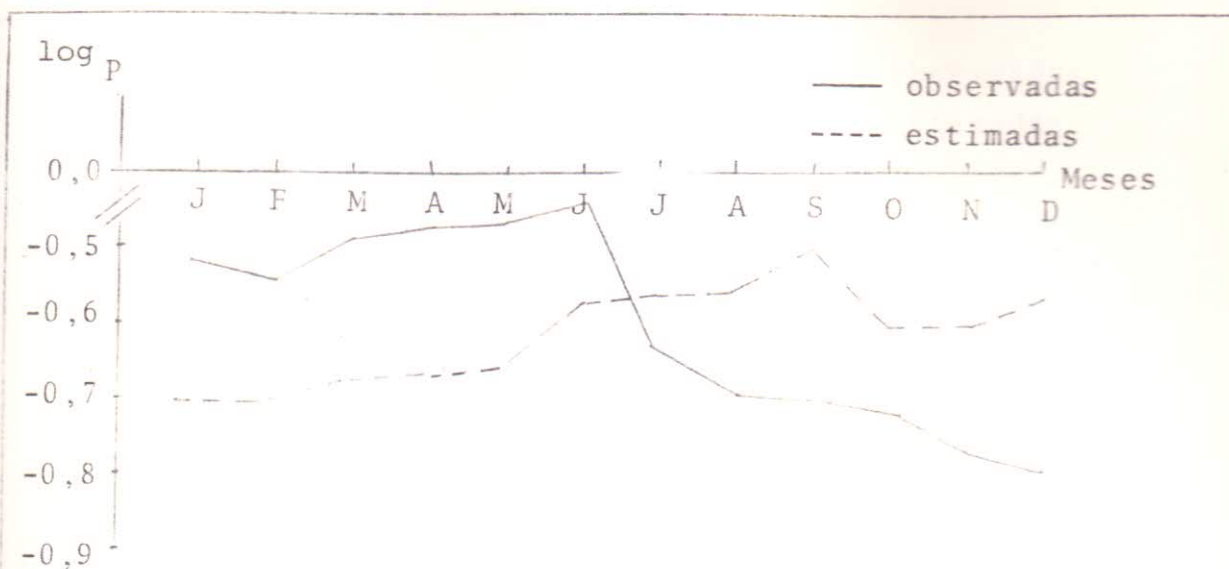


FIGURA 26 - Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de milho em Natal no período de 1972 a 1980.

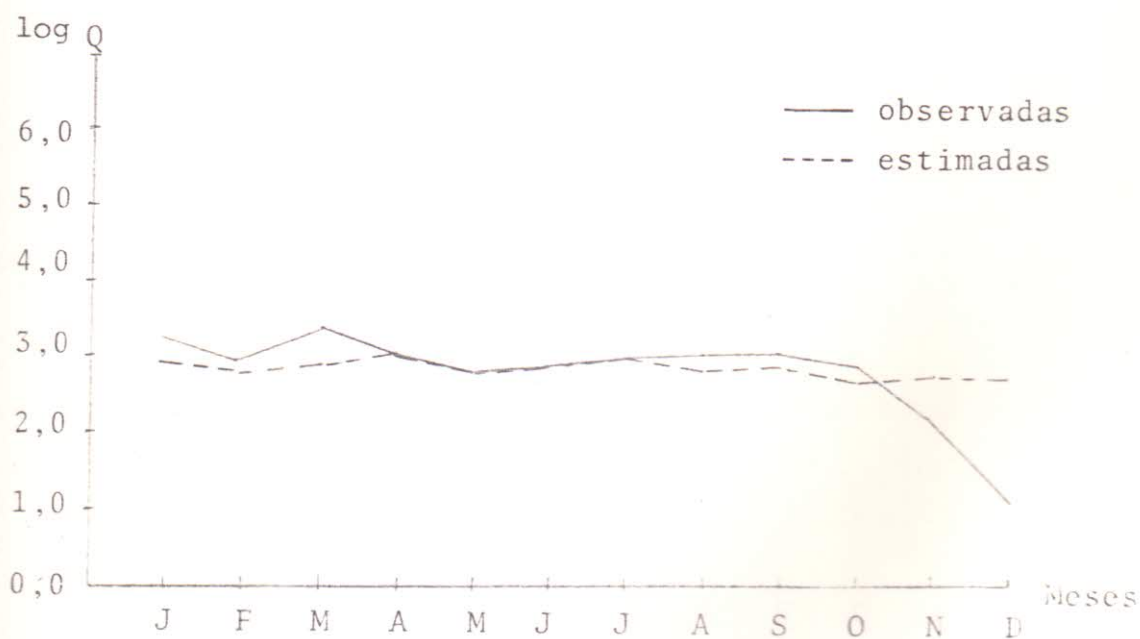


FIGURA 27 - Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de milho em Natal no período de 1972 a 1980.

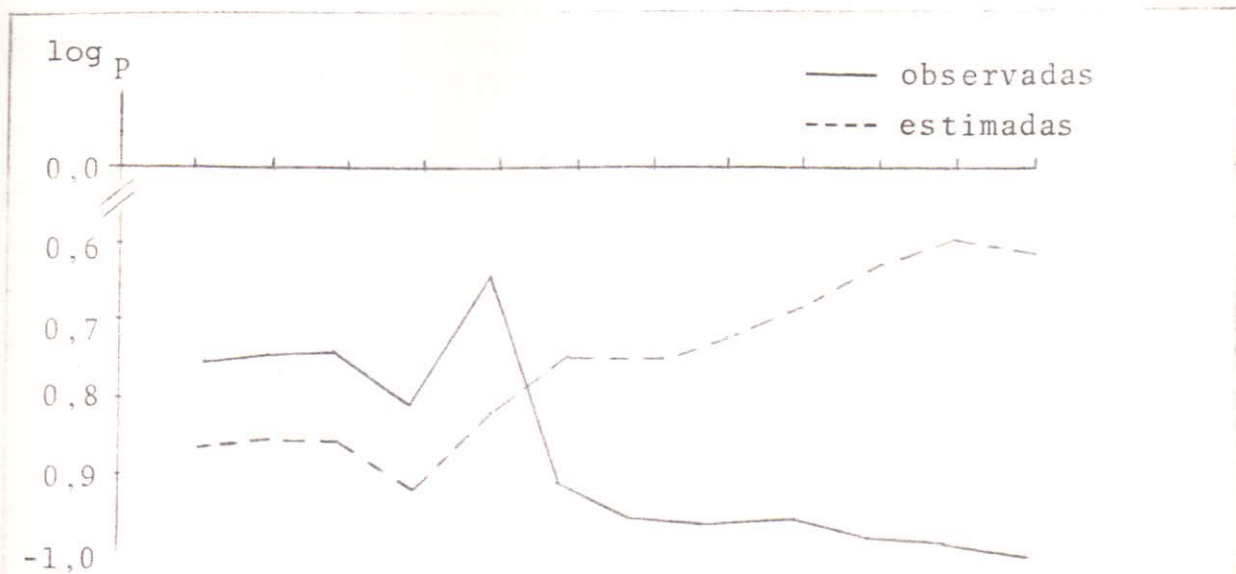


FIGURA 28 - Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de milho em Teresina no período de 1972 a 1980.

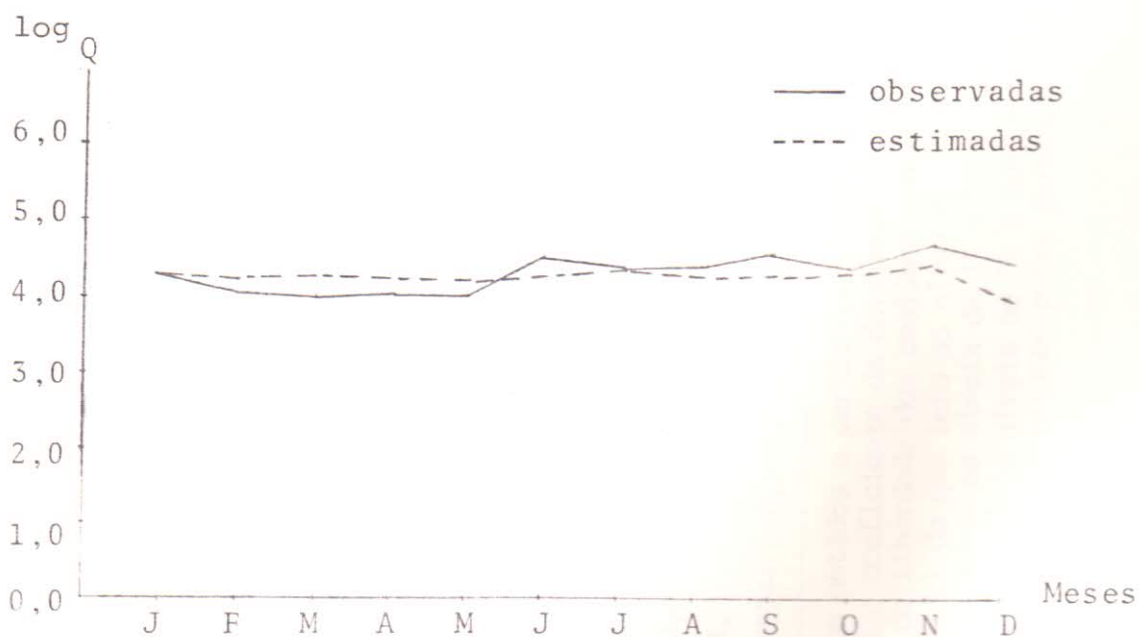


FIGURA 29 - Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de milho em Teresina no período de 1972 a 1980.

TADELA 6 - Estimativas dos parâmetros de análise harmônica da série de preços (P) e Quantidade (Q) de farinha de mandioca no mercado do Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina no período de 1972 a 1980

Variáveis	Aracaju		Fortaleza		João Pessoa		Natal		Teresina	
	(P)	(Q)	(P)	(Q)	(P)	(Q)	(P)	(Q)	(P)	(Q)
Cos $2\pi t/12$	0,2785 (1,84)**	-0,3553 (-1,73)**	0,5270 (0,92)	0,5027 (5,92)*	-0,2985 (-3,34)*	-0,2831 (-4,51)*	0,3710 (0,93)	-0,1039 (-1,42)***	-0,1430 (-0,23)	0,1028 (1,08)
Sen $2\pi t/12$	0,0836 (6,10)*	-0,4475 (-2,16)**	0,3129 (5,62)*	-0,6157 (-7,24)*	-0,0385 (-6,65)*	-0,2269 (-3,62)*	0,3680 (8,44)*	-0,2847 (-3,89)*	0,4210 (6,65)*	-0,2112 (2,23)**
Tendência	0,0204 (19,79)*	0,0258 (5,50)*	0,0218 (17,28)*	3,3240 (17,23)*	0,0291 (23,08)*	0,0124 (8,75)*	0,0225 (22,78)*	2,2680 (12,48)*	0,0114 (4,18)*	0,0364 (16,97)*
Constante	2,9127	5,3615	3,1279	6,1537	4,2307	6,8284	3,1081	3,1081	6,3019	4,9049
\bar{R}^2	0,7947	0,3564	0,7464	0,7933	0,8824	0,5094	0,8397	0,6257	0,5389	0,7289
F	139,06*	13,29*	78,77*	137,89*	201,71*	38,04*	282,03*	69,63*	32,27*	96,90*
GLR	104.	104.	104.	104.	104.	104.	104.	104.	104.	104.
DW	0,6824+	0,5631+	0,9100+	1,2098+	1,0600+	0,6545	1,6227	0,5893+	1,3897+	0,8201+

FONTE: Resultados obtidos a partir dos dados publicados pelo CEASAS.

Onde \bar{R}^2 é o coeficiente de determinação múltipla ajustado; F é a estatística de Snedecor; GLR é o número de graus de liberdade dos resíduos; DW é a estatística de Durbin-Watson; (*) indica significativamente maior (menor) do que zero entre os níveis de 1% a 5% de probabilidade; (**) indica significativamente maior (menor) do que zero entre os níveis de 1% a 5% de probabilidade; (***) indica significativamente maior (menor) do que zero entre os níveis de 5% a 10% de probabilidade; (+) significa diferente de 2 ao nível de 5% de probabilidade; Os valores entre parênteses são as estatísticas t de Student.

foram significativamente maiores (menores) do que zero pelo menos ao nível de 5% de probabilidade.

Os coeficientes de determinação múltipla ajustado para as séries de preços foram todos significativamente maiores do que zero, variando de cerca de 54% para a cidade de Teresina para cerca de 88% para João Pessoa.

Em relação aos coeficientes de determinação para as séries de quantidades comercializadas, observa-se que também foram significativamente maiores do que zero ao nível de 5% de probabilidades, e as suas magnitudes variaram de cerca de 26% para série de Aracaju, e 79% para a série de Fortaleza.

Procurando exprimir a tendência das séries de preços e quantidades, foi estimada o coeficiente associado a variável t . Observa-se a predominância de uma tendência positiva, porém muito fraca o que fornece uma indicação de séries originais estacionárias.

Na TABELA 9, apresentam-se as amplitudes dos ciclos estacionais estimados das séries de preços e quantidades de farinha de mandioca para os mercados estudados. Os coeficientes estimados para as séries de preços de farinha de mandioca variaram de 0,2907 em Aracaju para 0,6125 em Fortaleza. No que se refere as séries de quantidades, observa-se que a amplitude variou de 0,2349 em Teresina para 0,7948 em Fortaleza. Observa-se assim que a variabilidade em torno do valor esperado explicada pelas amplitudes, foram menores para as séries de preços de farinha de mandioca nos mercados de Aracaju, Fortaleza e João Pessoa.

Os coeficientes de fase, estimados para as séries de preços e quantidades comercializadas da farinha de mandioca para cada cidade, são também apresentados na TABELA 9. Verifica-se que os coeficientes de fase para série de preços e quantidades de farinha de mandioca apresentaram o mesmo sinal para as cidades de Aracaju e Natal, o que indica que as séries de preços e quantidades são determinadas simultaneamente nestes mercados. Comportamento diferente foi observado para os coeficientes das séries de preços e quantidades para a cidade

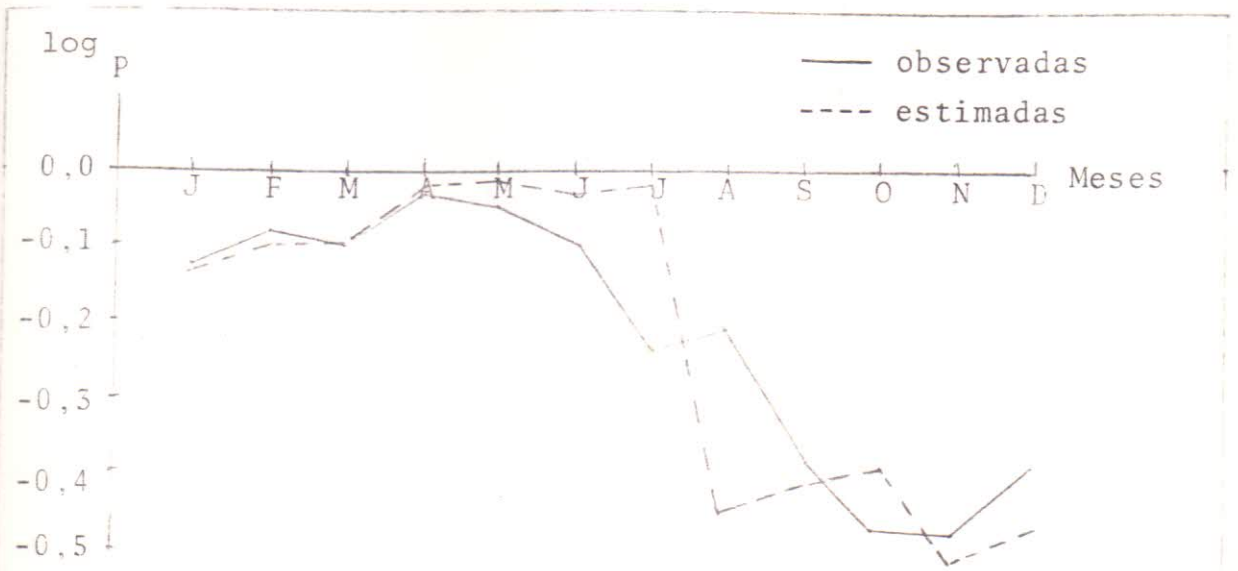
de Fortaleza, (coeficiente positivo para preços e negativo para quantidades) e para Teresina e João Pessoa (coeficientes positivos para séries de quantidades e negativos para séries de preços). Estes resultados sugerem que a série de quantidades lidera a série de preços em Fortaleza e que as séries de preços lideram as séries de quantidades em João Pessoa e Teresina.

TABELA 9 - Estimativas dos coeficientes de amplitudes e ângulo fase da análise harmônica das séries de preços (P) e quantidades (Q) de farinha de mandioca no mercado das capitais de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina no período de 1972 a 1980.

Capitais	Amplitudes		Ângulo Fase	
	(P)	(Q)	(P)	(Q)
Aracaju	0,2907	0,5714	0,3001	1,2594
Fortaleza	0,6125	0,7948	0,5937	-1,2247
João Pessoa	0,3009	0,3626	-0,1284	0,8015
Natal	0,5225	0,3031	0,9919	2,7401
Teresina	0,4446	0,2349	-2,9440	2,0540

FONTE: TABELA 8.

As FIGURAS 30 a 39 ilustram as variações sazonais observadas e estimadas para preços e quantidades de farinha de mandioca para cada capital.



log FIGURA 30 - Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de farinha de mandioca em Aracaju, no período de 1972 a 1980.

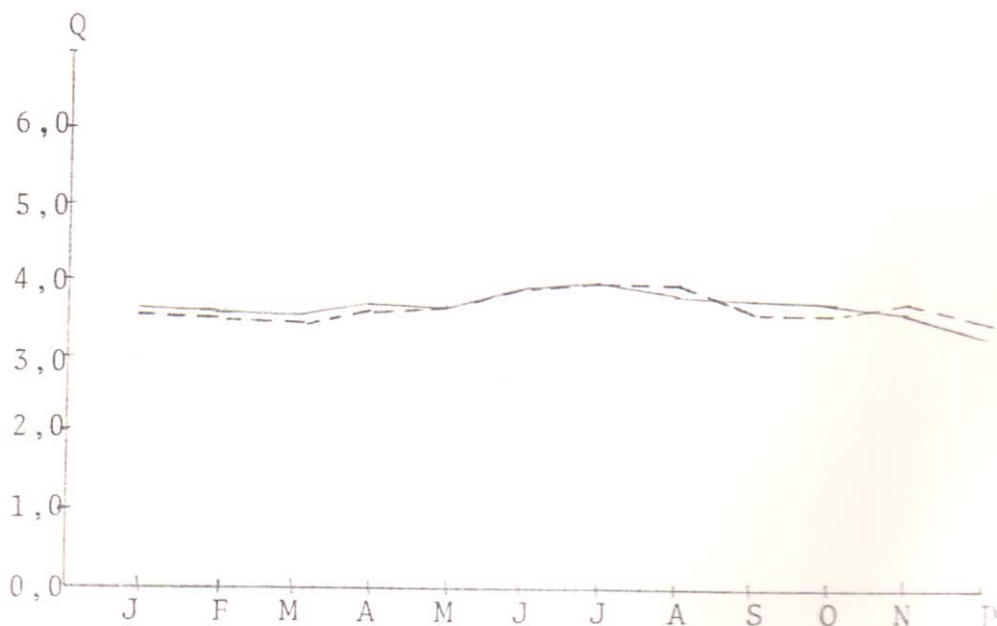


FIGURA 31 - Variações Sazonais Observadas e Estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de farinha de mandioca em Aracaju no período de 1972 a 1980.

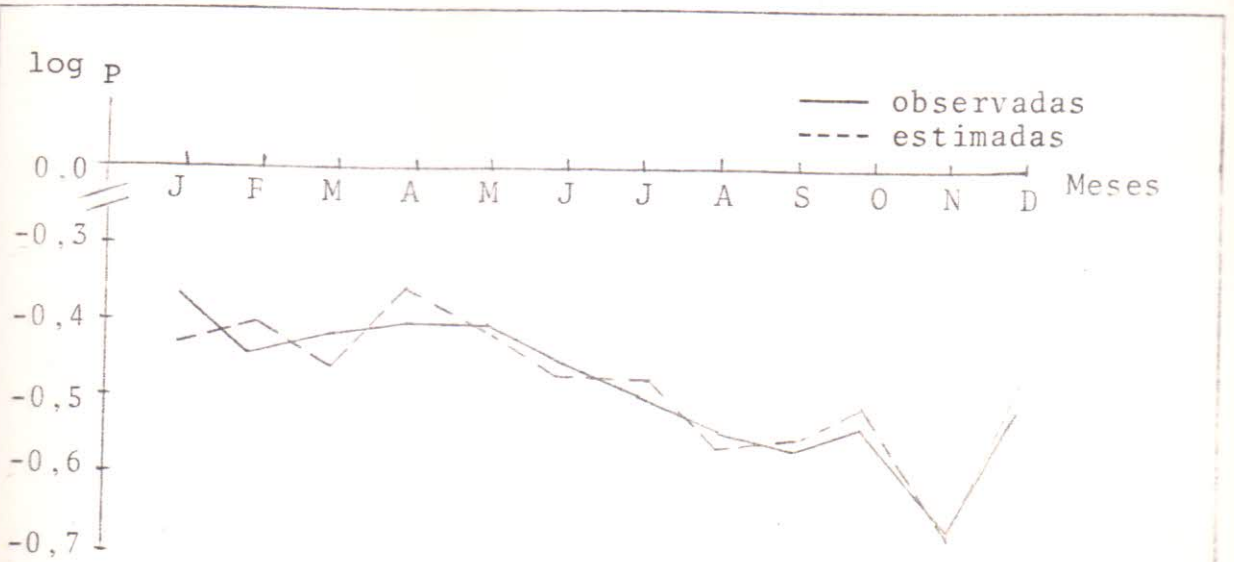


FIGURA 32 - Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de farinha de mandioca em Fortaleza, no período de 1972 a 1980.

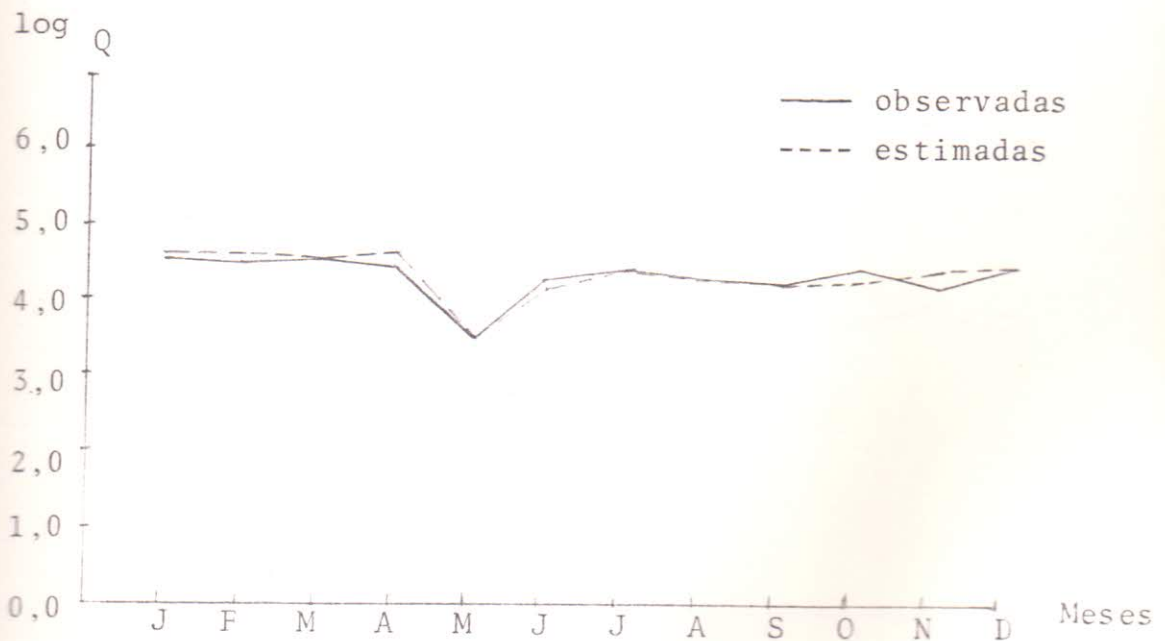


FIGURA 33 - Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de farinha de mandioca em Fortaleza no período de 1972 a 1980.

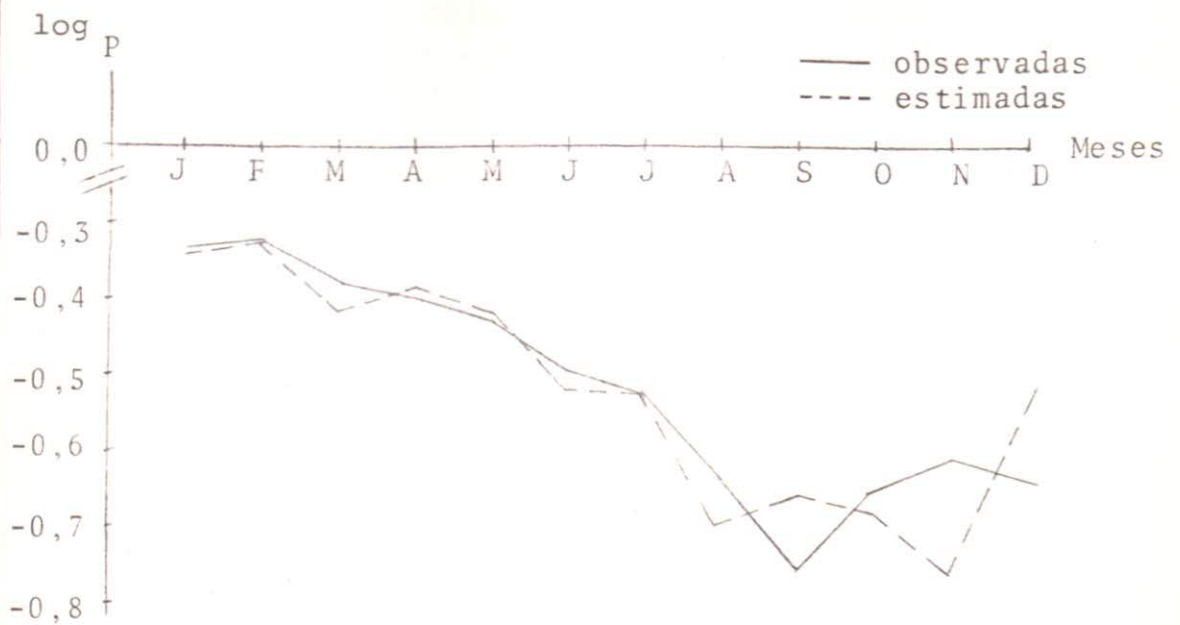


FIGURA 34 - Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de farinha de mandioca em João Pessoa, no período de 1972 a 1980.

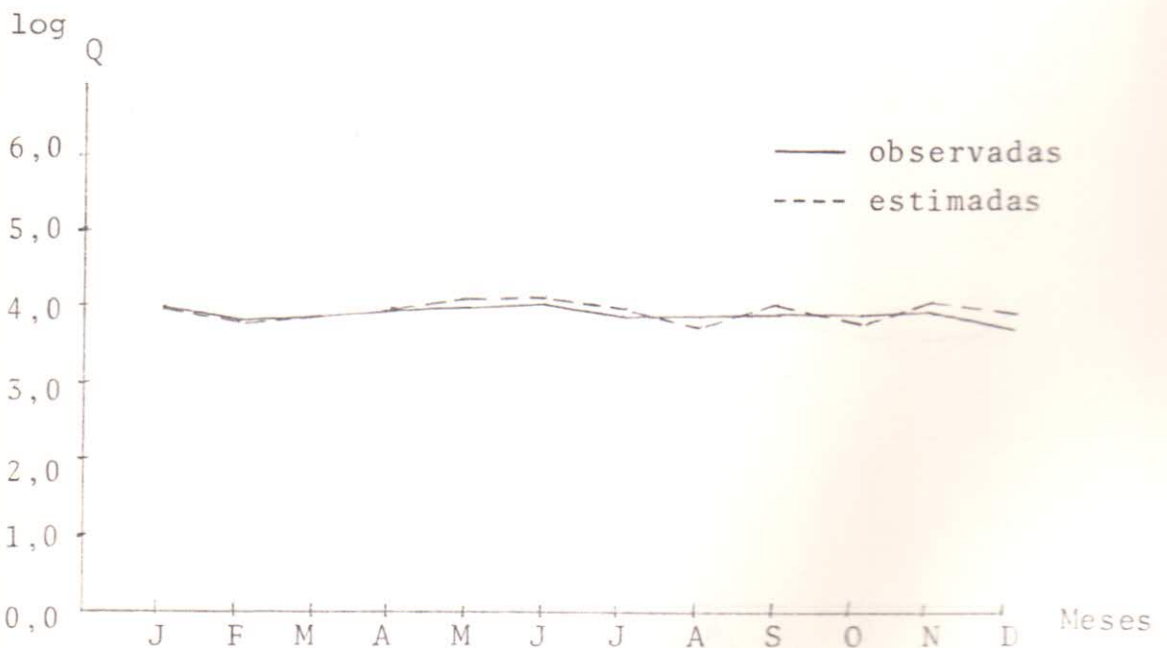


FIGURA 35 - Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de farinha de mandioca em João Pessoa, no período de 1972 a 1980.

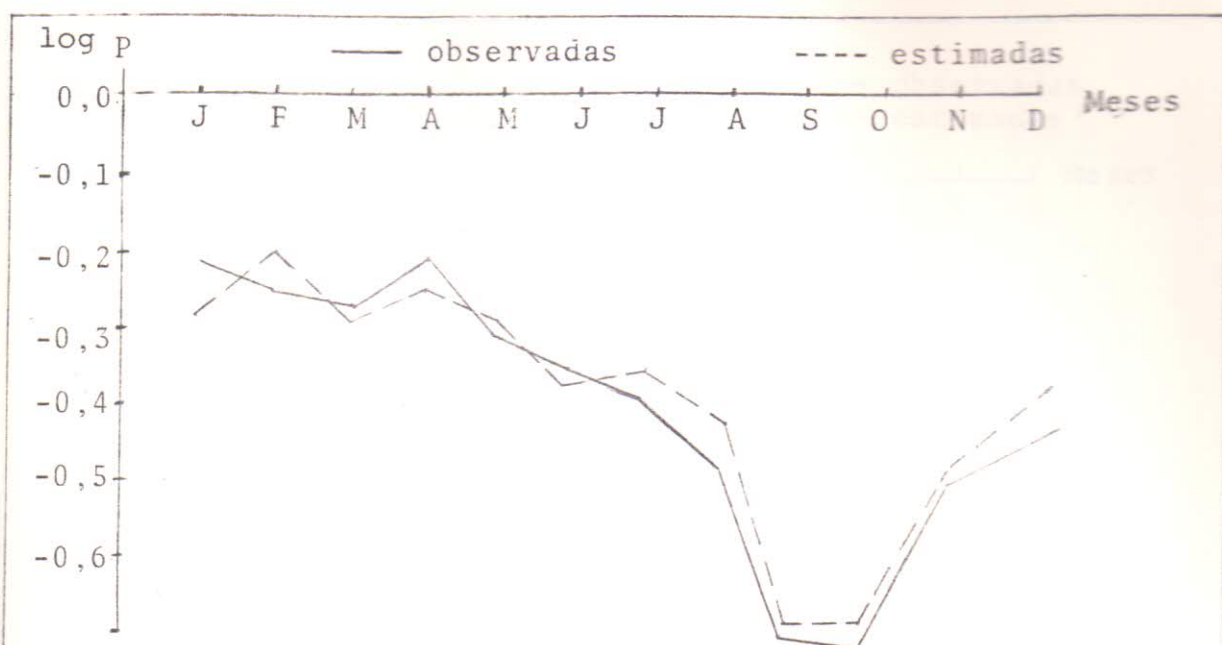


FIGURA 36 - Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de farinha de mandioca em Natal, no período de 1972 a 1980.

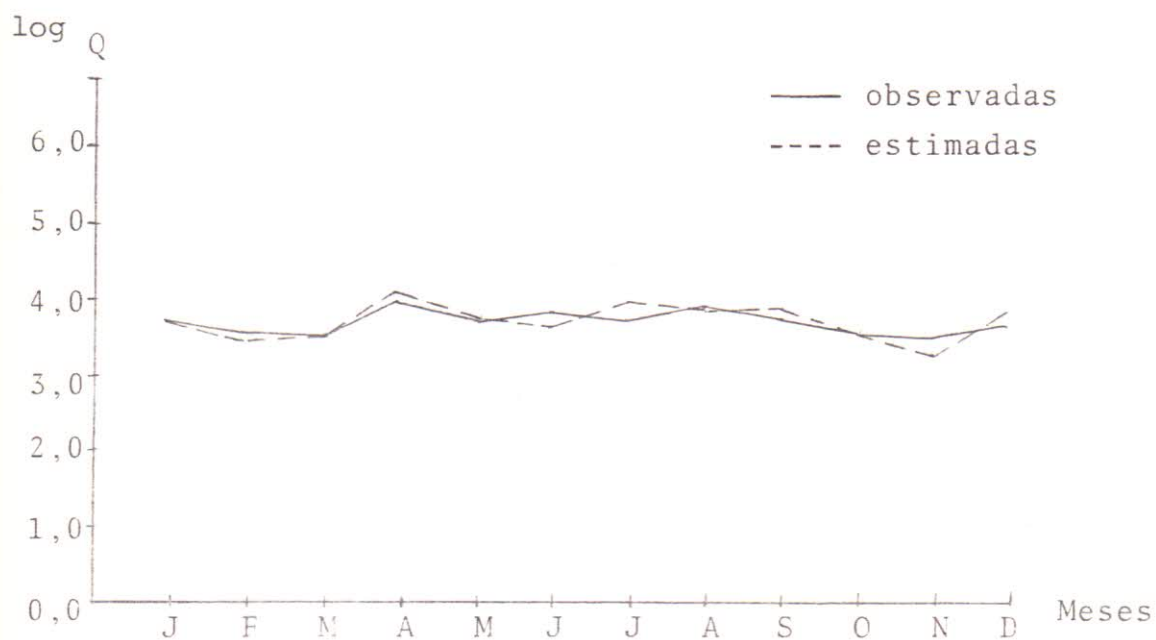


FIGURA 37 - Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de farinha de mandioca em Natal, no período de 1972 a 1980.

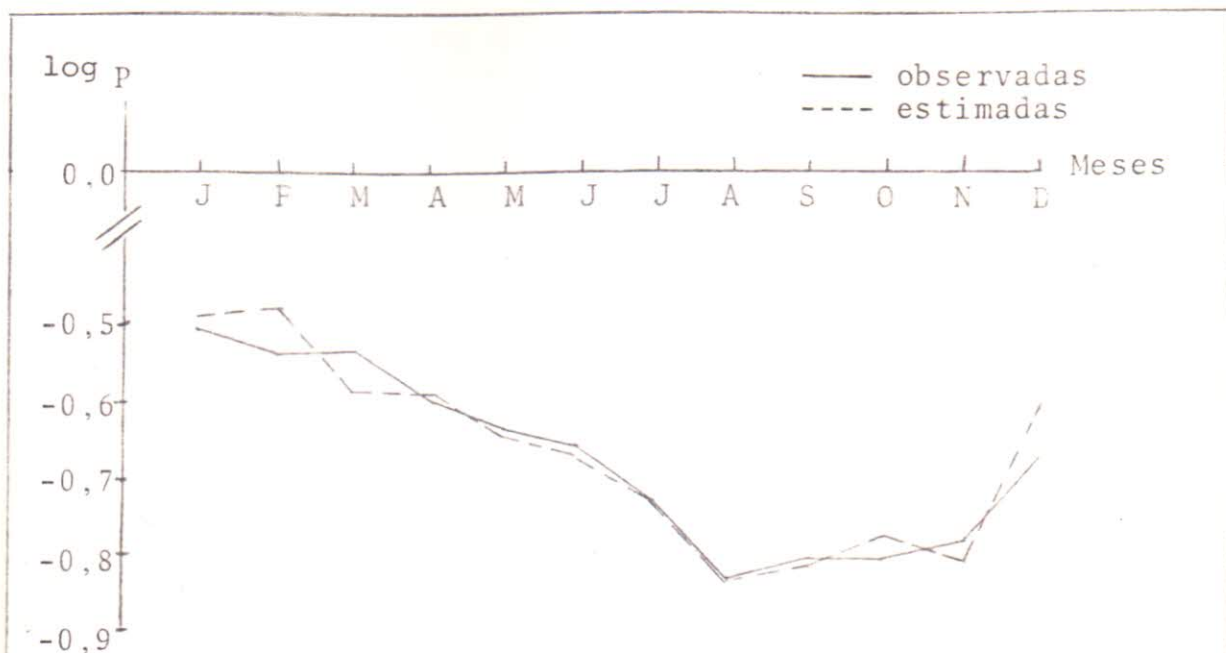


FIGURA 38 - Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de farinha de mandioca em Teresina, no período de 1972 a 1980.

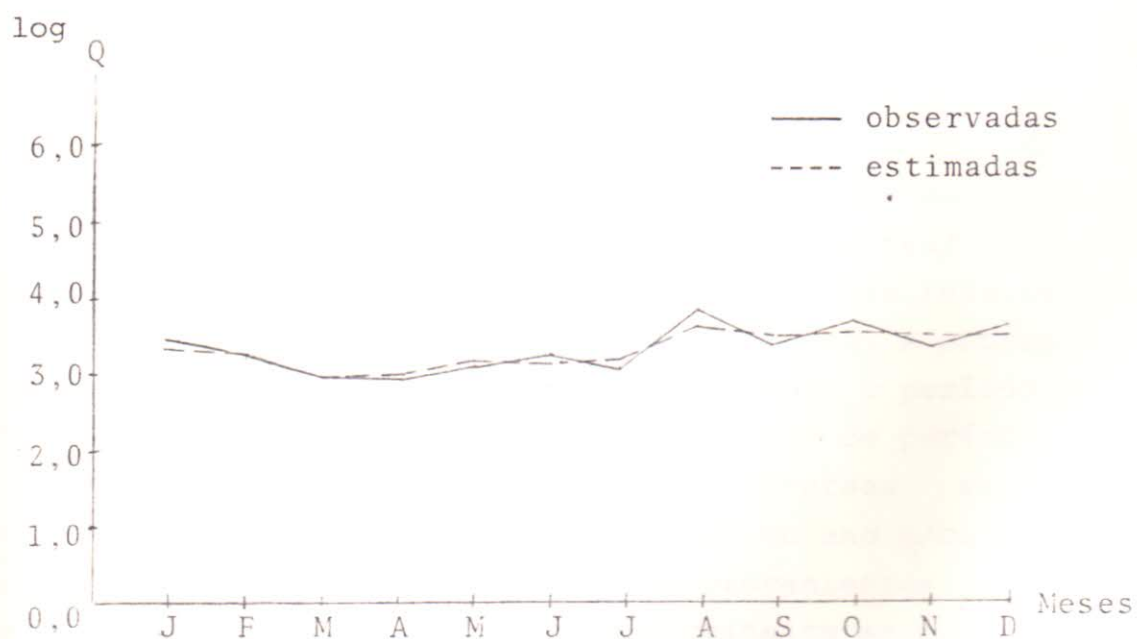


FIGURA 39 - Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de farinha de mandioca em Teresina no período de 1972 a 1980.

3.5 - Análise Harmônica do Mercado de Laranja

A TABELA 10 resume o comportamento das variações sazonais do preço real mensal e das quantidades comercializadas de laranja no mercado atacadista das cidades de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina.

Observa-se que os harmônicos associados aos períodos de 6 a 12 meses, foram significativamente maiores (menores) do que zero, pelo menos aos níveis de 10% de probabilidade. Observa-se ainda que estes harmônicos são responsáveis por uma variação ocorrida nas séries de preços entre 56% e 88% e por uma variação nas séries de quantidades de 26% a 85%.

A variável tendência, apresentou-se significativa, com magnitude muito baixa para todas as séries de preços e quantidades estudadas, o que indica que os processos estocásticos geradores das séries podem ser considerados estacionários.

Na TABELA 11 são apresentados os coeficientes e ângulo fase para os períodos de 6 e 12 meses, das séries de preços e quantidades comercializadas de laranja no mercado das respectivas capitais. Observa-se nas amplitudes das frequências fundamentais do ciclo anual, maior valor real. Concomitantemente, pode-se verificar maior importância relativa para a laranja comercializada no ciclo de 12 meses. A sobreposição de uma frequência de menor intensidade (para o período de 6 meses) pode ser explicada pela inexistência de períodos de colheitas marcantes, pois são cultivadas diversas variedades, que são colhidas em diferentes períodos do ano e/ou pela presença do produto no mercado regional provenientes dos estados de Minas Gerais e São Paulo, onde a colheita se concentra nos meses de abril a julho e de julho a outubro, respectivamente. Entretanto, de modo geral, nos mercados das capitais estudadas, verifica-se preços mais baixos com maior concentração do produto nos últimos meses do ano.

TABELA 10 - Estimativas dos parâmetros de análise harmônica das séries de preços (P) e quantidades (Q) de laranja no mercado de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina no período de 1972 a 1980.

Variáveis	Aracaju		Fortaleza		João Pessoa		Natal		Teresina	
	(P)	(Q)	(P)	(Q)	(P)	(Q)	(P)	(Q)	(P)	(Q)
Cos $2\pi t/12$	0,9510 (1,88)***	-0,3554 (-1,73)***	-0,0992 (-0,50)	0,1029 (1,14)***	0,2366 (0,63)	-0,2831 (-4,48)*	0,0506 (1,34)***	0,1071 (7,13)*	-0,0910 (-0,15)	-0,1020 (1,10)
Sen $2\pi t/12$	0,2789 (6,32)*	-0,4474 (-2,18)**	0,4325 (7,21)*	0,2106 (2,26)**	0,2657 (2,36)*	-0,2270 (-3,59)*	0,3131 (5,66)*	-0,1927 (-8,69)*	0,4325 (7,16)*	-0,2106 (2,23)**
Cos $4\pi t/12$	-0,0362 (-0,83)	0,2816 (1,40)	-0,0757 (-1,27)	-0,0560 (-0,17)	0,0288 (0,70)	-0,0094 (-0,15)	-0,0369 (-0,77)	-0,2018 (-3,72)**	-0,0750 (1,25)	-0,0550 (-0,06)
Sen $4\pi t/12$	0,1142 (2,64)**	0,1857 (0,94)	0,1368 (2,28)**	-0,1831 (-1,98)***	0,1599 (3,07)**	-0,0486 (-0,78)	0,0419 (0,70)	0,0415 (6,89)*	0,1368 (2,27)**	-0,1700 (-1,96)***
Tendência	0,0205 (28,33)*	0,0258 (7,20)*	0,0134 (30,06)*	0,0363 (20,05)*	0,0266 (18,02)*	0,0124 (21,02)*	0,0218 (6,87)*	0,0337 (12,18)*	0,0130 (8,97)*	0,0364 (27,08)*
Constante	2,9161	5,3603	3,7226	4,9113	2,7211	6,8305	3,1248	6,1260	3,7227	4,9013
\bar{R}^2	0,8046	0,2614	0,5604	0,7361	0,8855	0,5028	0,7440	0,8573	0,5605	0,7370
F	89,15*	8,60**	28,29**	75,64*	166,54*	22,65*	63,19*	129,53	28,30*	74,63*
GLR	102.	102.	102.	102.	102.	102.	102.	102.	102.	102.
DW	0,6413+	0,8597+	1,4117	0,8054+	0,98878	0,6470+	0,9068+	1,3396+	1,4118+	0,8050+

FONTE: Resultados estimados a partir dos dados publicados pelas CEASAS.

Onde \bar{R}^2 é o coeficiente de determinação múltipla ajustado; F é a estatística de Snedecor; GLR é o número de grau de liberdade dos resíduos; DW é a estatística de Durbin-Watson; (*) indica significativamente maior (menor) do que zero ao nível de 1% de probabilidade; (**) indica significativamente maior (menor) do que zero entre os níveis de 1% a 5% de probabilidade; (***) indica significativamente maior (menor) do que zero entre os níveis de 5% a 10% de probabilidade; (+) significa diferentes de 2 ao nível de 5% de produtividade; Os valores entre parênteses são as estatísticas t de Student.

TABELA 11 - Estimativas dos coeficientes de amplitude e ângulo fase da análise harmônica das séries de Preços (P) e Quantidades (Q) de laranja no mercado de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina no período de 1972 a 1980.

Capitais	Amplitude				Ângulo Fase			
	Período de 12 meses		Período de 6 meses		Período de 12 meses		Período de 6 meses	
	(P)	(Q)	(P)	(Q)	(P)	(Q)	(P)	(Q)
Aracaju	0,9911	0,5713	0,1198	0,3373	0,2932	1,2588	-3,1546	1,5887
Fortaleza	0,4326	0,2344	0,1563	0,1832	-4,7010	2,0466	-1,8000	3,2696
João Pessoa	0,3660	0,3600	0,1625	0,0489	1,1230	1,2471	4,1639	5,0526
Natal	0,3171	0,2202	0,0558	0,2054	6,1877	-1,7992	-1,3555	-0,2056
Teresina	0,4419	0,2338	0,1560	0,1793	-4,7500	2,0647	-1,8133	3,0909

FONTE: TABELA 10.

Dos modelos ajustados para explicar o padrão sazonal das séries de preços e quantidades comercializadas de laranja na Região Nordeste, pelo teste de DORAN e QUILKEY (1972) (DQ) (TABELA 12) pode-se concluir que a especificação do período de 12 meses explica de 82% a 97% as variações totais ocorridas nas séries de preços nos mercados de Teresina e Aracaju e 54% a 98% das variações totais ocorridas nas séries de quantidades nos mercados de Fortaleza e Teresina, respectivamente.

TABELA 12 - Componentes estacionais (DQ) dos preços (P) e quantidades (Q) de laranja no mercado de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina.

Capitais	Período de 12 meses		Período de 6 meses	
	(P)	(Q)	(P)	(Q)
Aracaju	0,97	0,74	0,03	0,26
Fortaleza	0,96	0,54	0,04	0,46
João Pessoa	0,88	0,62	0,12	0,38
Natal	0,89	0,65	0,11	0,35
Teresina	0,82	0,98	0,18	0,02

FONTE: TABELA 11.

Contudo, face as evidências encontradas com o teste de DORAN e QUILKEY (DQ), pode-se concluir que os harmônicos mais relevantes tanto para as séries de preços como para as séries de quantidades, são aqueles que correspondem ao ciclo anual, em todas as capitais estudadas.

Para as cidades de Aracaju e João Pessoa observa-se um ajustamento simultâneo das séries de preços e de quantidades, evidenciado pela direção (positiva) dos sinais dos ângulos fases respectivos. Para a cidade de Natal, observa-se uma liderança das séries de quantidades sobre as séries de preços. Em Fortaleza e Teresina observa-se uma liderança das

séries de preços sobre as séries de quantidades.

Nas FIGURAS 40 a 49, ilustram-se o comportamento das variações sazonais observadas e estimadas para as séries de preços e quantidades comercializadas. Observa-se alguma irregularidade nas séries o que pode ser justificada pelas características das diferentes variedades de laranja comercializada aliadas ao nível de tecnologia de produção na região e a dependência do mercado consumidor em relação a outras regiões produtoras, em certas épocas do ano.

3.6 - Análise Harmônica do Mercado de Banana

Os períodos que melhor se ajustaram às equações de preços foram os de 6 e 12 meses, com excessão das séries observadas no mercado de Teresina, que expressam apenas o período de 12 meses indicando um ciclo anual (TABELA 13).

Também na TABELA 13, são apresentados os harmônicos estimados para séries de quantidades, indicando que a série de quantidades da banana apresenta um padrão sazonal anual de finido nos mercados de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa e Natal, verificando-se no entanto, a ocorrência dos períodos de 6 e 12 para a série de quantidades no mercado de Teresina.

Os resultados, para as séries de preços e quantidades foram significativamente maiores (menores) do que zero aos níveis de 1% a 10% de probabilidade. O coeficiente de determinação múltipla ajustado (\bar{R}^2), indica que as equações estimadas e selecionadas para as séries de preços apresentaram um grau de ajustamento, que variou entre 29% no mercado de Teresina e 98% no mercado de João Pessoa.

Para as séries de quantidades comercializadas de banana, as equações estimadas apresentaram grau de ajustamentos que variaram de 18% para cidade de Fortaleza a 87% para a cidade de Teresina.

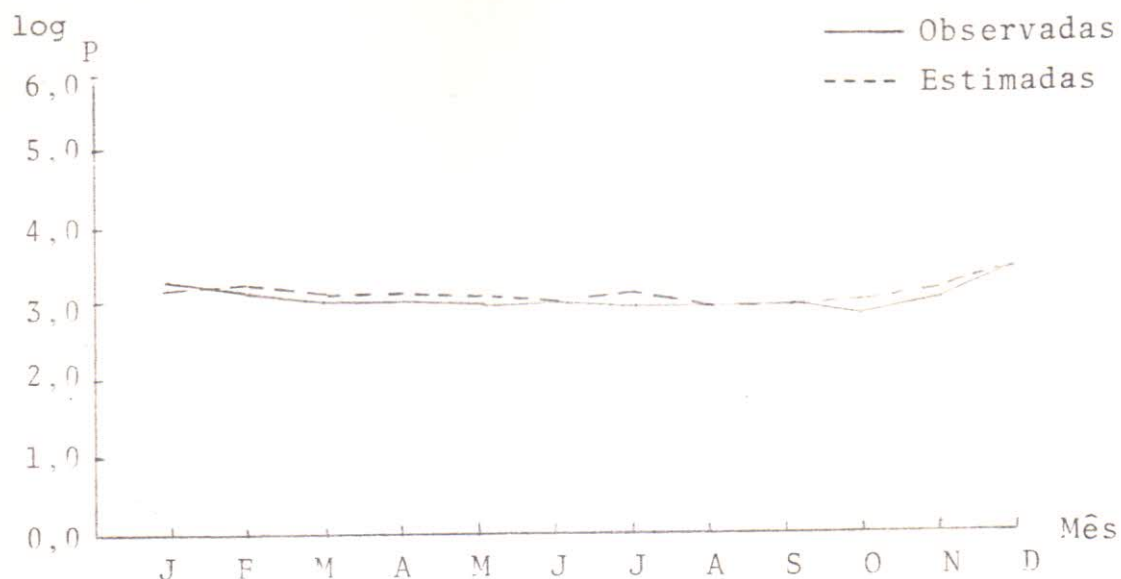


FIGURA 40 - Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de laranja em Aracaju no período de 1972 a 1980

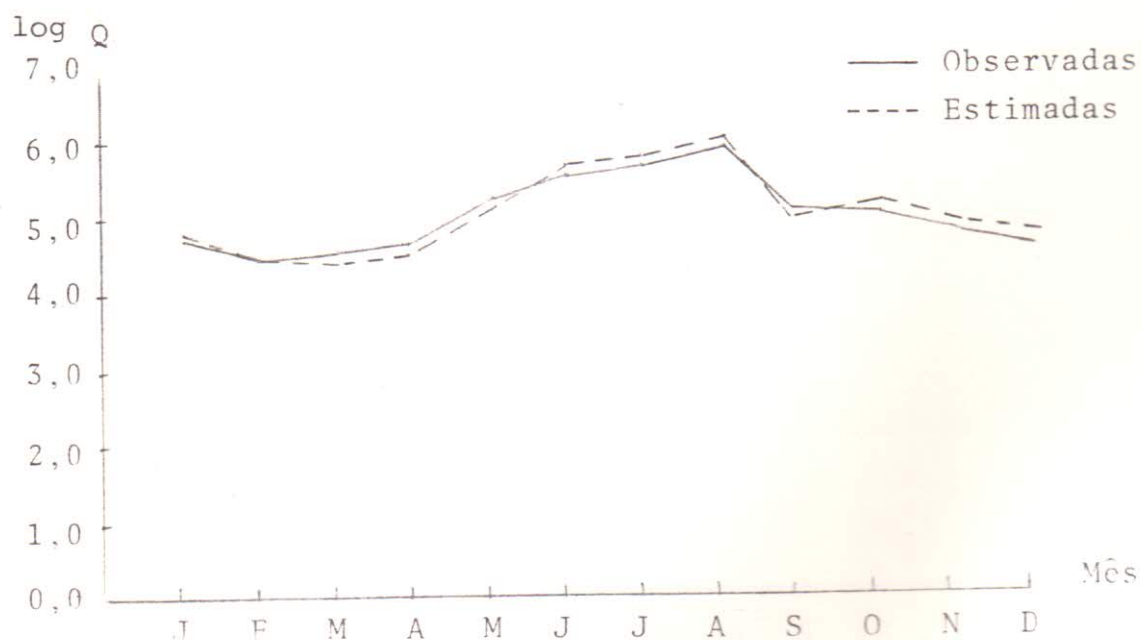


FIGURA 41 - Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de laranja em Aracaju no período de 1972 a 1980.

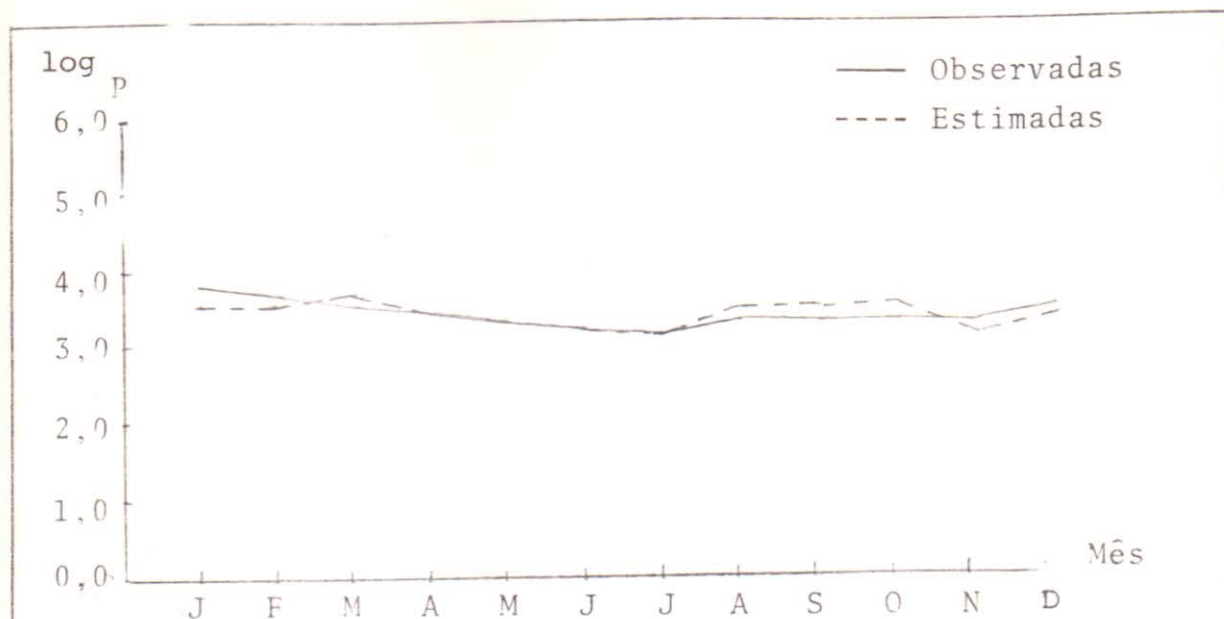


FIGURA 42 - Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de laranja em Fortaleza no período de 1972 a 1980.

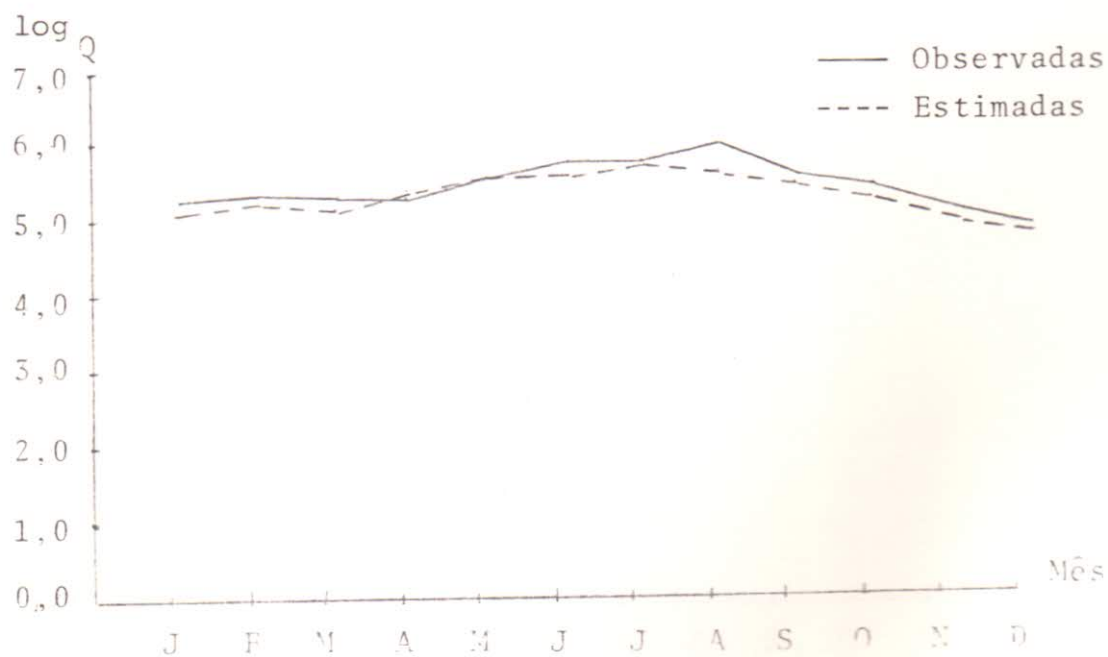


FIGURA 45 - Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de laranja em Fortaleza no período de 1972 a 1980.

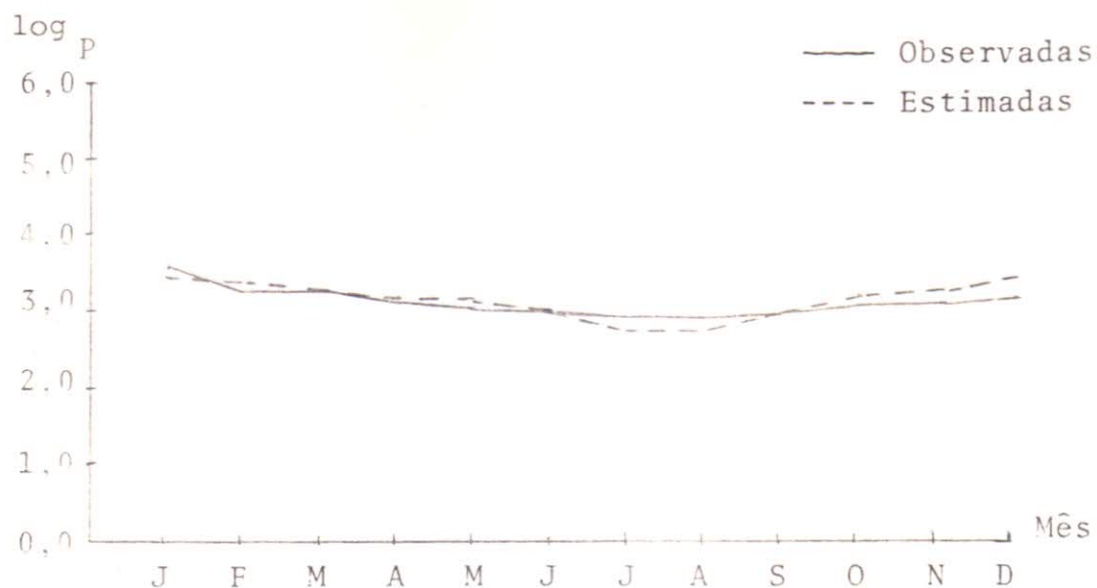


FIGURA 44 - Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de laranja em João Pessoa no período de 1972 a 1980

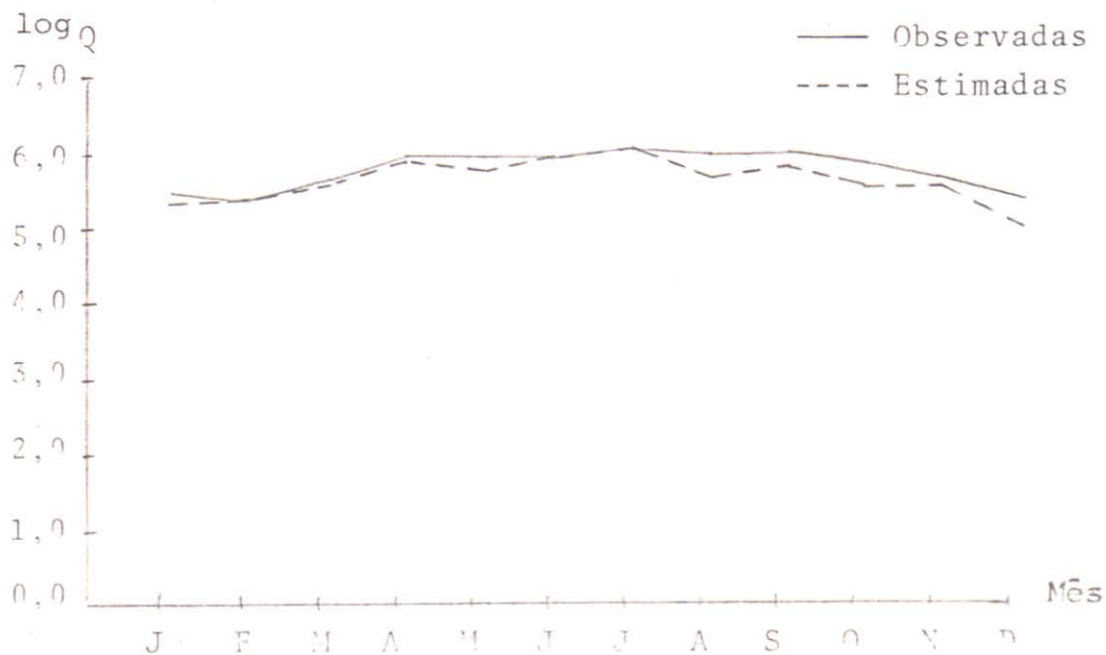


FIGURA 45 - Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de laranja em João Pessoa no período de 1972 a 1980

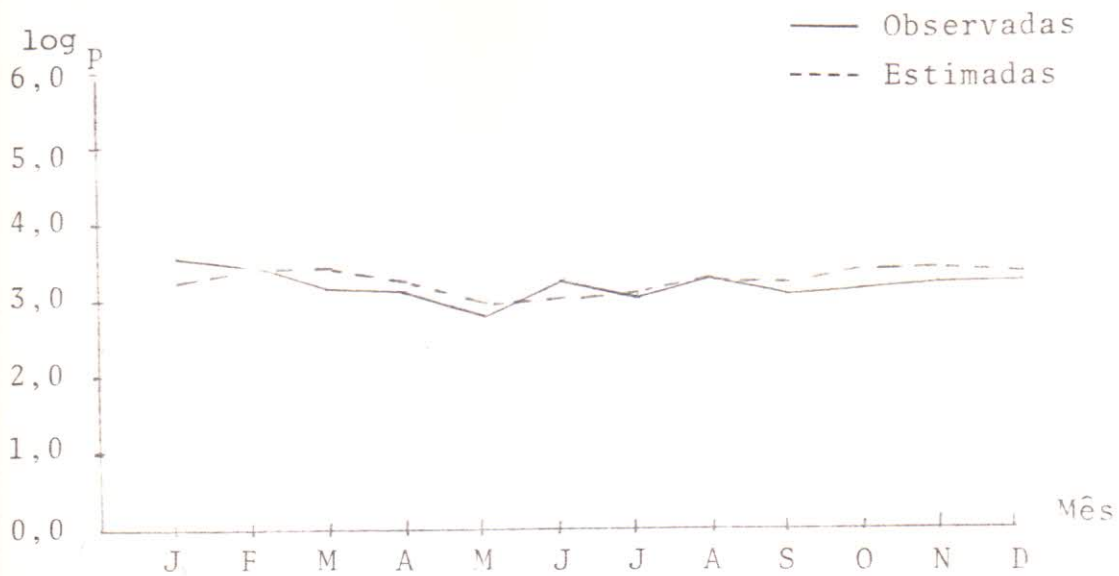


FIGURA 46 - Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de laranja em Natal no período de 1972 a 1980

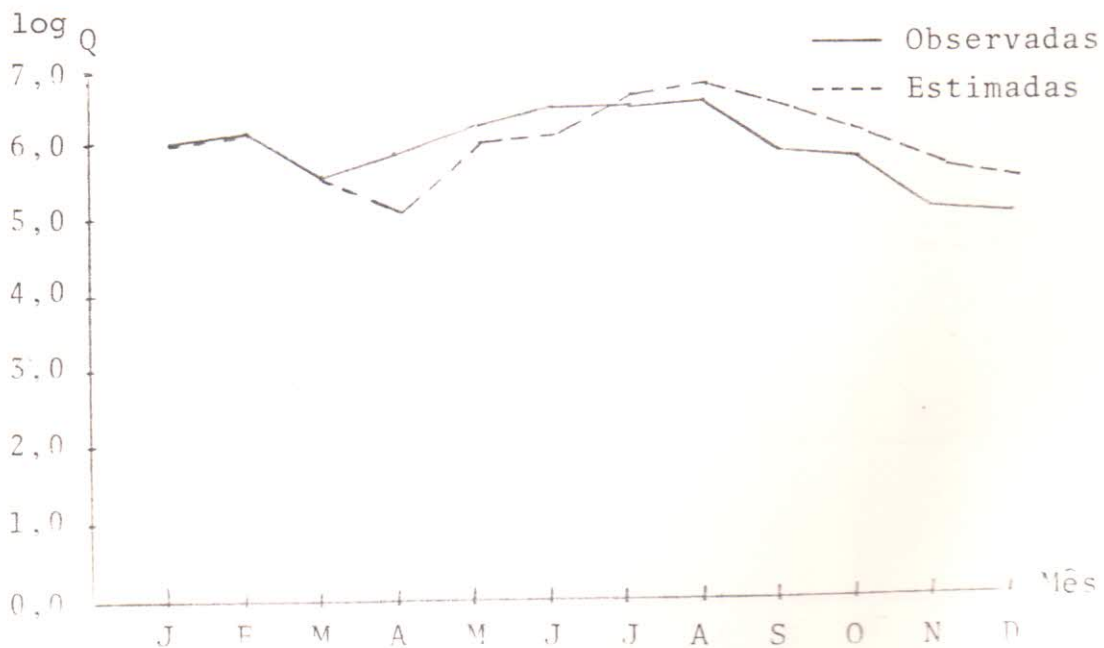


FIGURA 47 - Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de laranja em Natal no período de 1972 a 1980

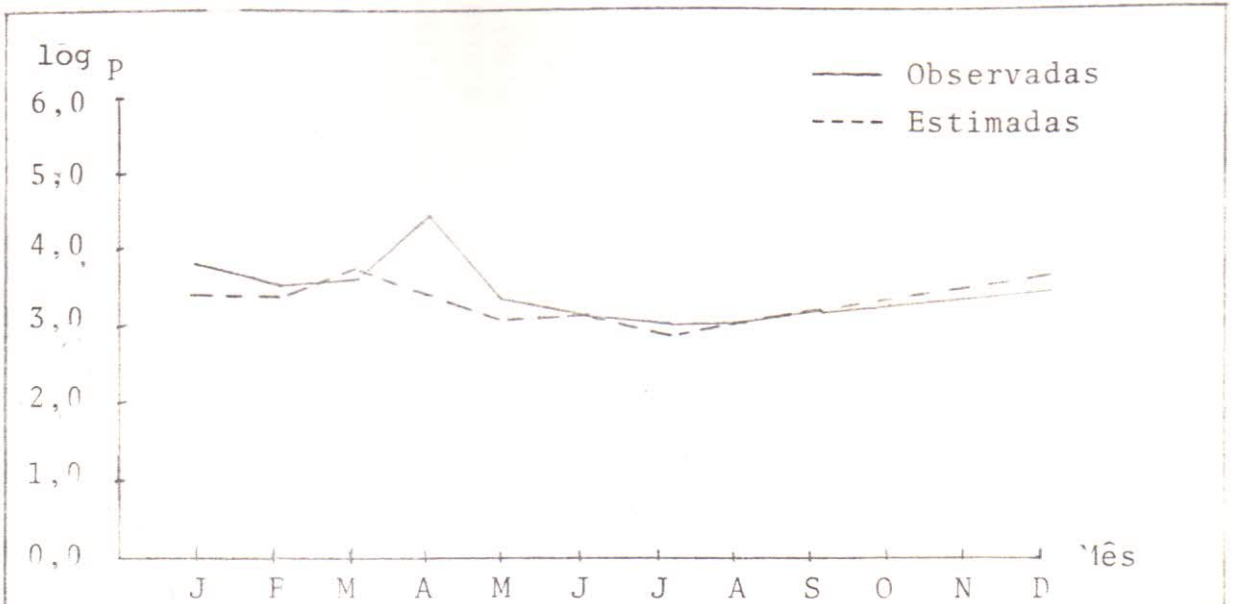


FIGURA 48 - Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos no mercado atacadista de laranja em Teresina no período de 1972 a 1980

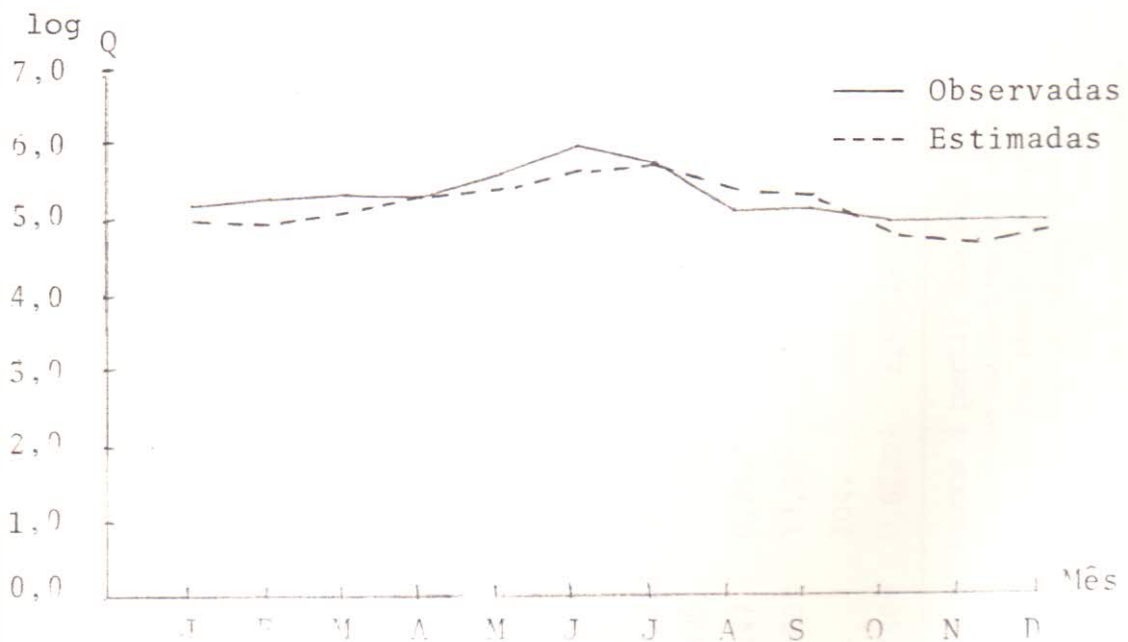


FIGURA 49 - Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas no mercado atacadista de laranja em Teresina no período de 1972 a 1980

TABELA 13 - Estimativas dos parâmetros da análise harmônica das séries de preços (P) e quantidades (Q) de banana no mercado de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina no período de 1972 a 1980.

Variáveis	Aracaju		Fortaleza		João Pessoa		Natal		Teresina	
	(P)	(Q)	(P)	(Q)	(P)	(Q)	(P)	(Q)	(P)	(Q)
Cos 2πt/12	-0,0676 (-1,89)**	-0,1811 (-1,14)***	-0,1454 (-3,19)*	0,1485 (3,09)*	-0,1886 (-7,20)	-0,0391 (2,73)*	-0,0542 (-1,30)***	-0,0639 (-1,30)***	0,2756 (2,89)*	-0,0049 (-0,35)
Sen 2πt/12	0,2017 (5,58)*	-0,1817 (-1,14)***	0,3466 (9,60)*	-0,1209 (-2,44)**	0,2719 (10,33)	-0,0476 (-2,08)**	0,2351 (5,60)*	-0,0543 (-1,09)	0,0083 (2,18)**	-0,0817 (-1,73)***
Cos 4πt/12	-0,0604 (-1,70)**	-	-0,0408 (0,81)	-	-0,0704 (-2,68)	0,0316 (1,40)***	-0,0961 (-2,30)**	-	-	0,0168 (0,84)
Sen 4πt/12	0,8936 (2,48)	-	0,1569 (3,43)*	-	0,1112 (4,23)	0,0035 (0,15)	0,1266 (3,03)*	-	-	0,0411 (0,84)
Tendência	0,0277 (33,72)*	0,0224 (6,00)*	0,0399 (38,36)	-0,0040 (-3,60)*	0,3657 (61,18)	0,0096 (18,43)*	0,0352 (36,95)*	0,0271 (24,20)*	-0,0120 (-55,7)*	0,2992 (26,70)*
Constante	2,1635	6,5985	3,9902	9,9671	1,8281	8,1162	1,9913	0,1272	6,0233	3,8819
R ²	0,9147	0,2550	0,9332	0,1771	0,9776	0,7692	0,9296	0,8452	0,2851	0,8689
F	230,60*	13,22*	300,30*	8,72*	761,82	72,33*	275,39*	195,85*	15,23*	142,95*
GLR	102.	104.	102.	104.	102.	102.	102.	104.	102.	102.
DW	0,5140+	0,6220+	1,5702+	1,5879	1,3310	1,5500	0,4532+	0,6220+	0,1963+	1,3310

FONTE: Resultados estimados a partir dos dados publicados pelas CEASAS.

Onde R² é o coeficiente de determinação múltipla ajustada; F é a estatística de Snedecor; GLR é o número de graus de liberdade dos residuais; DW é a estatística de Durbin Watson; (*) indica significativamente maior (menor) do que zero ao nível de 1% de probabilidade; (**) indica significativamente maior (menor) do que zero entre os níveis de 1% a 5% de probabilidade; (***) indica significativamente maior (menor) do que zero entre os níveis de 5% a 10% de probabilidade; (+) significa diferente de 2 ao nível de 5% de probabilidade; Os valores entre parênteses são as estatísticas t de Student.

Os coeficientes de amplitude e ângulo fase, em todas as equações selecionadas são apresentadas na TABELA 14. Verifica-se que os coeficientes de amplitude, apresentaram valores maiores para os termos harmônicos associados ao ciclo anual das séries de preços e quantidades comercializadas da banana, à excessão dos coeficientes das equações selecionadas para explicar o padrão ciclo destas séries no mercado de Aracaju.

Na TABELA 15 são apresentados os poderes de explicação de cada termo harmônico nas séries de preços, como demonstrado por DORAN e QUILKEY (1972). Observa-se que os testes de DQ, evidenciaram que o maior poder de explicação está concentrado sobre os harmônicos correspondentes ao padrão do ciclo anual, com excessão para as séries de preços no mercado de Aracaju.

Também pode ser observado na TABELA 14, as estimativas dos coeficientes fase. Estes valores revelam sinais iguais para as séries de preços e quantidades de banana no mercado atacadista de Fortaleza e Teresina, o que sugere que os preços e quantidades de banana são determinados simultaneamente nestes mercados. Para as cidades de João Pessoa e Natal o coeficiente fase apresentou sinal negativo para série de preços e sinal positivo para série de quantidades, indicando que a série de preços lidera a série de quantidades comercializada do produto nestes mercados, ao longo do período estudado.

No que diz respeito as séries de quantidades e preços para cidade de Aracaju, observa-se que não houve um padrão estacional definida, observou que para as séries de preços o período mais relevante foi de 6 meses enquanto, que para as séries de quantidades o período mais relevante foi de 12 meses, o que justifica a impossibilidade da análise padrão de liderança e defasagem das séries de preços e quantidades no mercado atacadista de banana desta capital.

Nas FIGURAS 50 a 59 ilustram-se o comportamento das variações sazonais observadas e estimadas para preço e quanti

TABELA 14 - Estimativas dos coeficientes de amplitude e ângulo fase da análise harmônica das séries de Preço (P) e Quantidades (Q) de banana no mercado de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina no período de 1972 a 1980.

Capitais	Amplitudes				Ângulo Fase			
	Período de 12 meses		Período de 6 meses		Período de 12 meses		Período de 6 meses	
	(P)	(Q)	(P)	(Q)	(P)	(Q)	(P)	(Q)
Aracaju	0,2127	0,2594	0,9135	-	-	-	-	-
Fortaleza	0,3758	0,1919	0,1640	-	-2,39	-0,81	-3,58	-
João Pessoa	0,3316	0,0629	0,1316	0,1316	-1,45	1,22	-1,58	0,11
Natal	0,2460	0,0834	0,1583	-	-4,34	0,85	-1,36	-
Teresina	0,3455	0,0820	0,0442	-	0,76	6,34	-	3,12

FONTE: TABELA 13.

TABELA 15 - Comportamento cíclicos (DQ) dos Preços (P) de banana no mercado das capitais de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina.

Capitais	Período de 12 Meses (P)	Período de 6 Meses (P)
Aracaju	0,05	0,95
Fortaleza	0,70	0,30
João Pessoa	0,84	0,16
Natal	0,81	0,19
Teresina	0,86	0,16

FONTE: TABELA 14.

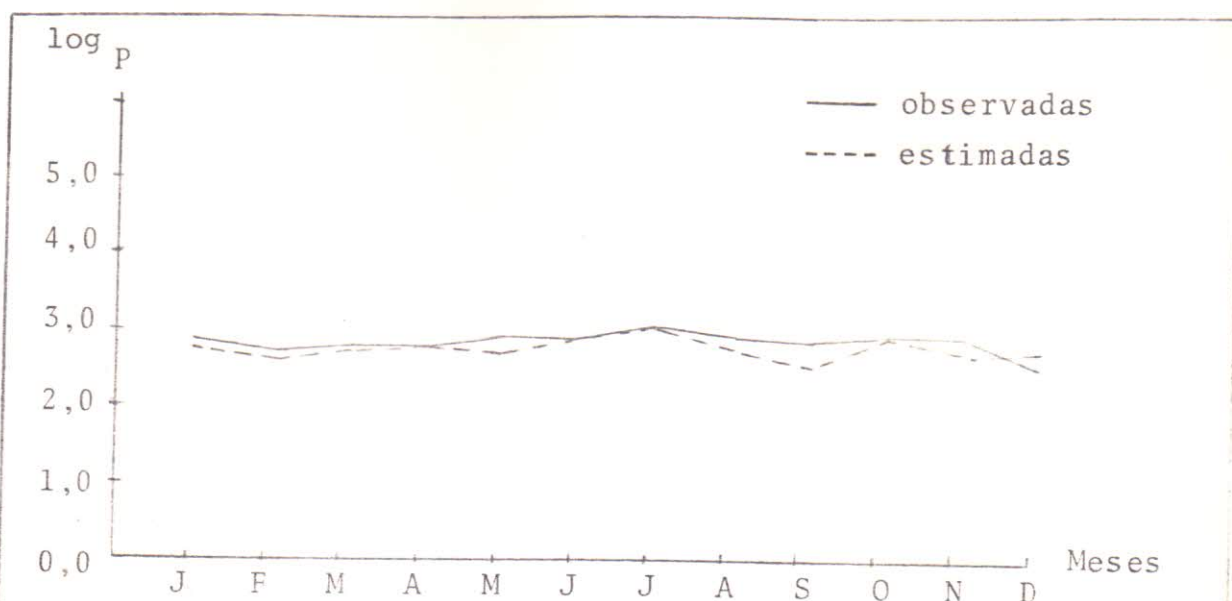


FIGURA 50 - Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos da banana no mercado atacadista de Aracaju, no período de 1972 a 1980.

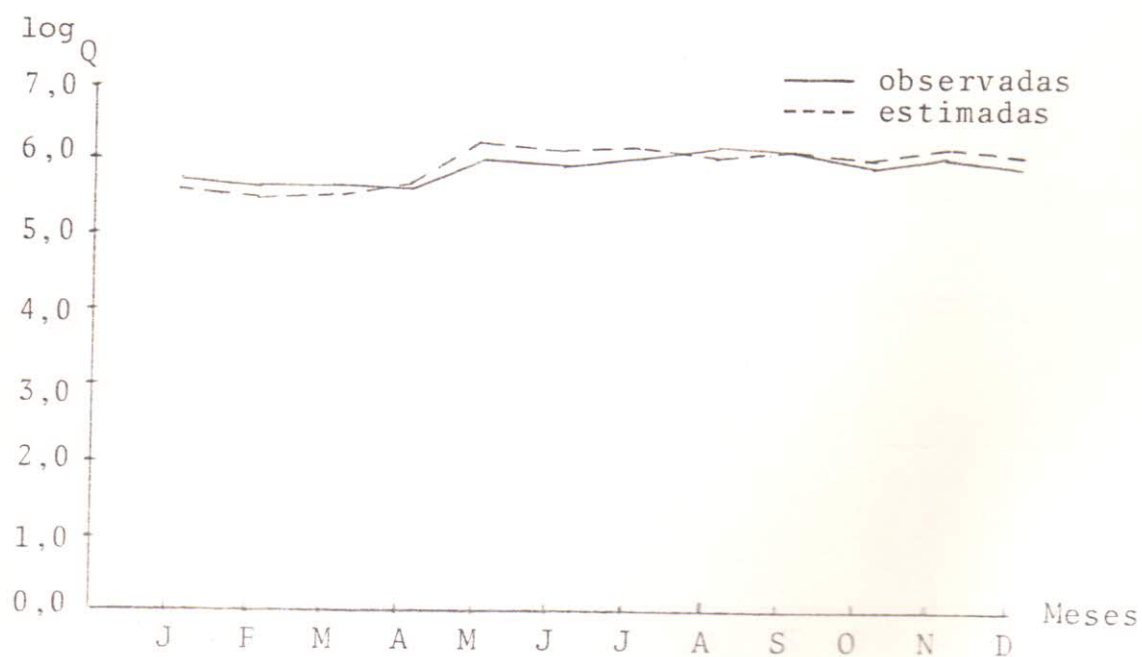


FIGURA 51 - Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas da banana no mercado atacadista de Aracaju no período de 1972 a 1980.

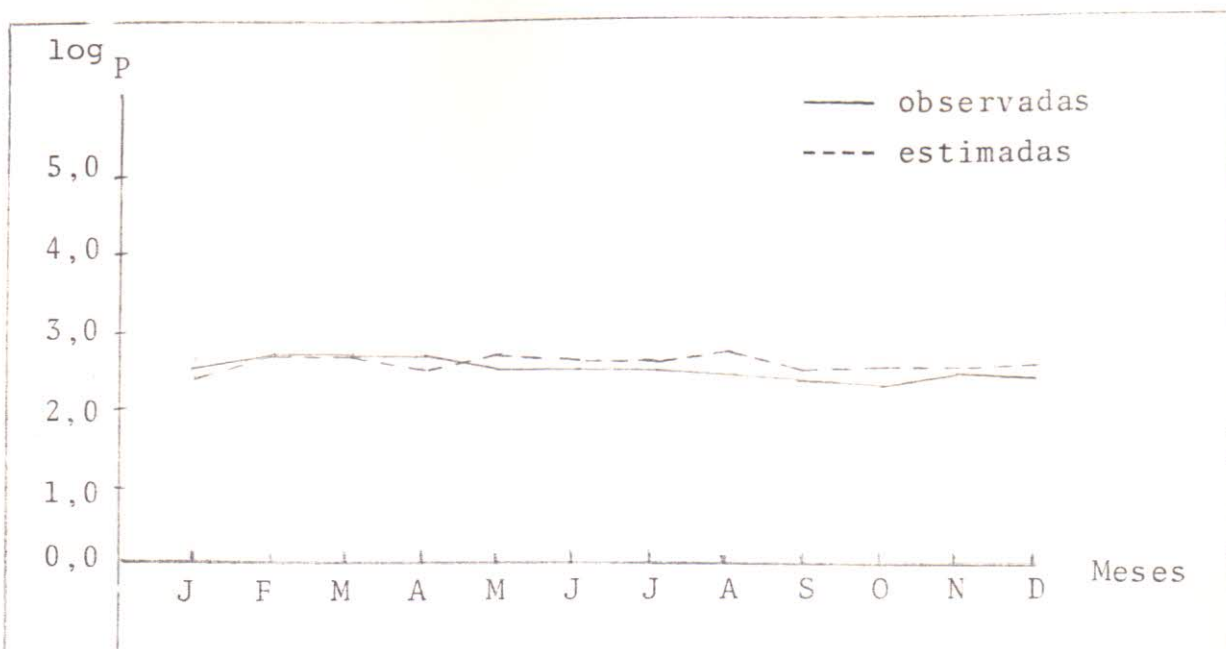


FIGURA 52 - Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos da banana no mercado atacadista em Fortaleza no período de 1972 a 1980.

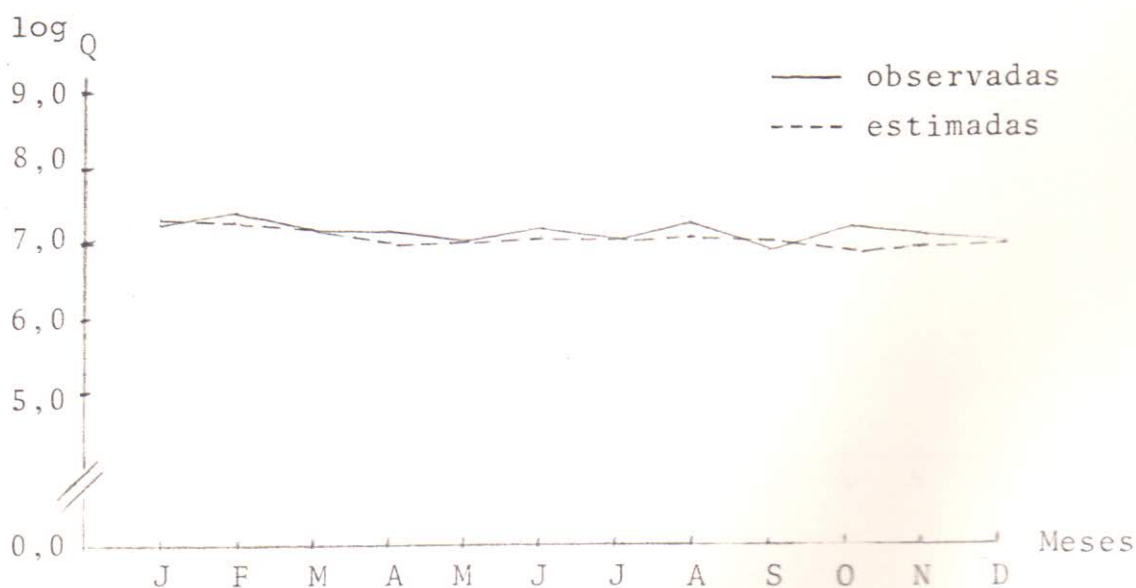


FIGURA 53 - Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas de banana no mercado atacadista em Fortaleza, no período de 1972 a 1980.

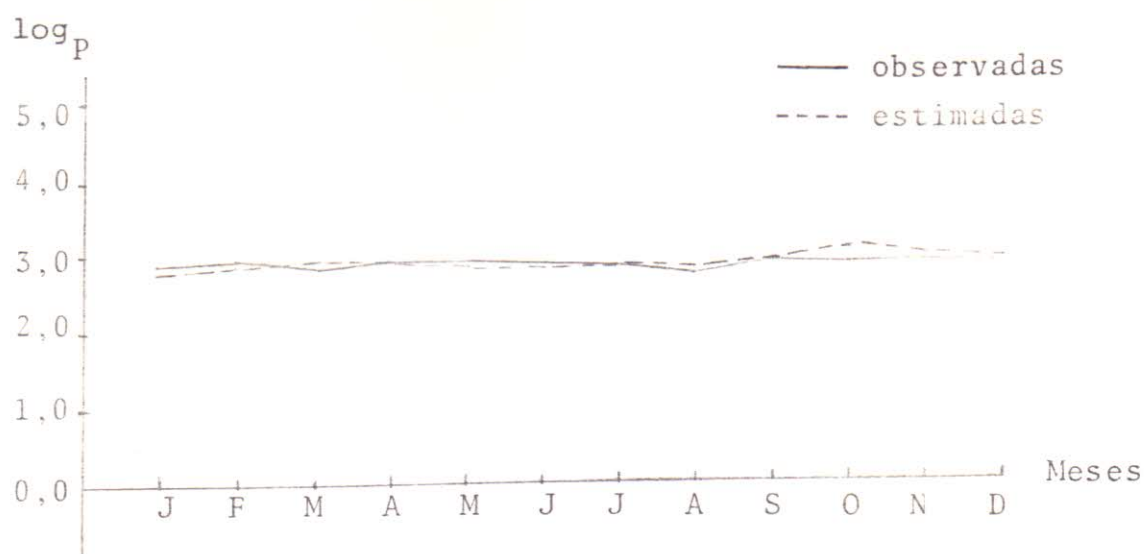


FIGURA 54 - Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos da banana no mercado atacadista em João Pessoa no período de 1972 a 1980.

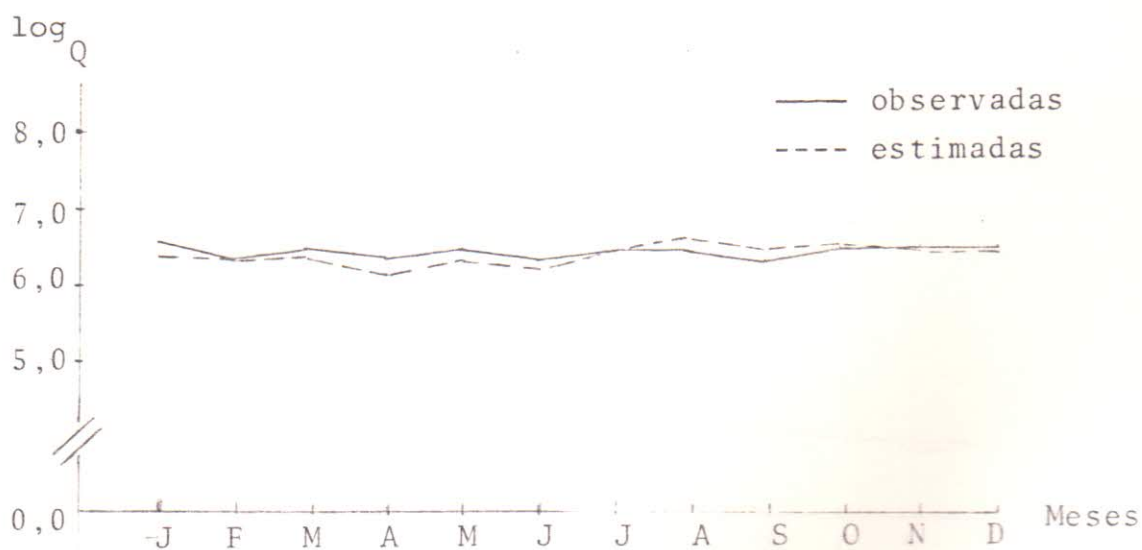


FIGURA 55 - Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas de banana no mercado atacadista em João Pessoa no período de 1972 a 1980.

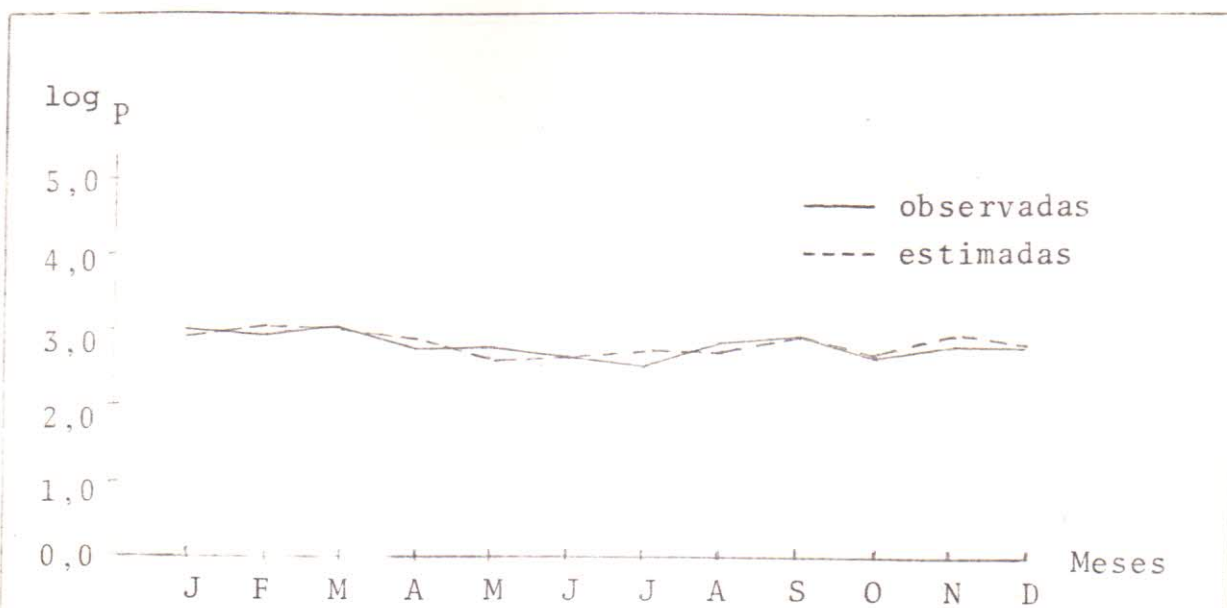


FIGURA 56 - Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos da banana no mercado atacadista em Natal no período de 1972 a 1980.

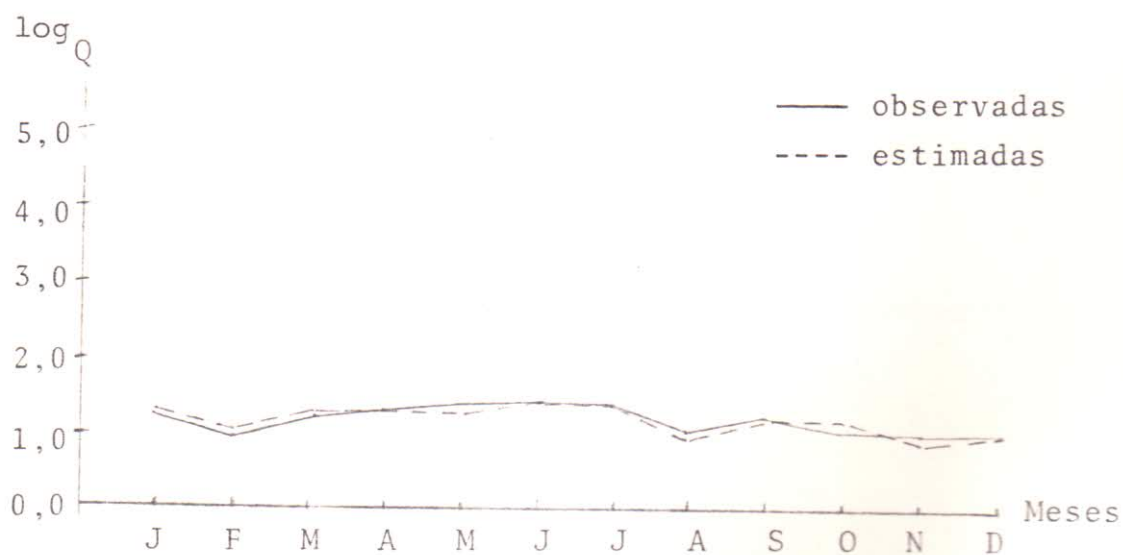


FIGURA 57 - Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas da banana no mercado atacadista em Natal, no período de 1972 a 1980.

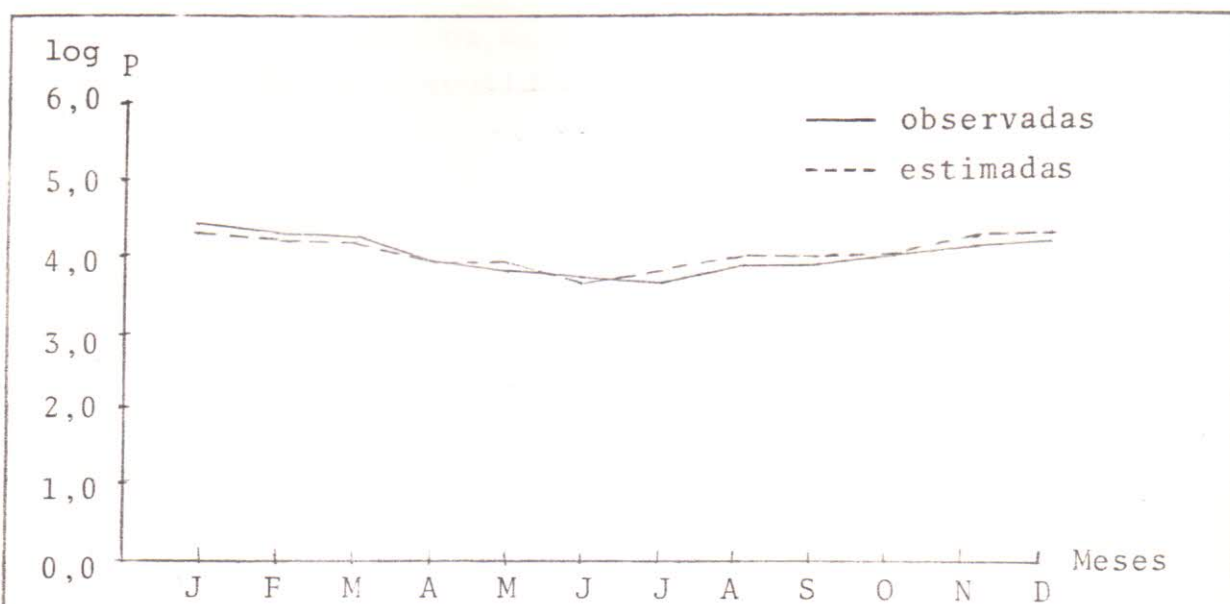


FIGURA 58 - Variações sazonais observadas e estimadas dos preços pagos da banana no mercado atacadista em Teresina no período de 1972 a 1980.

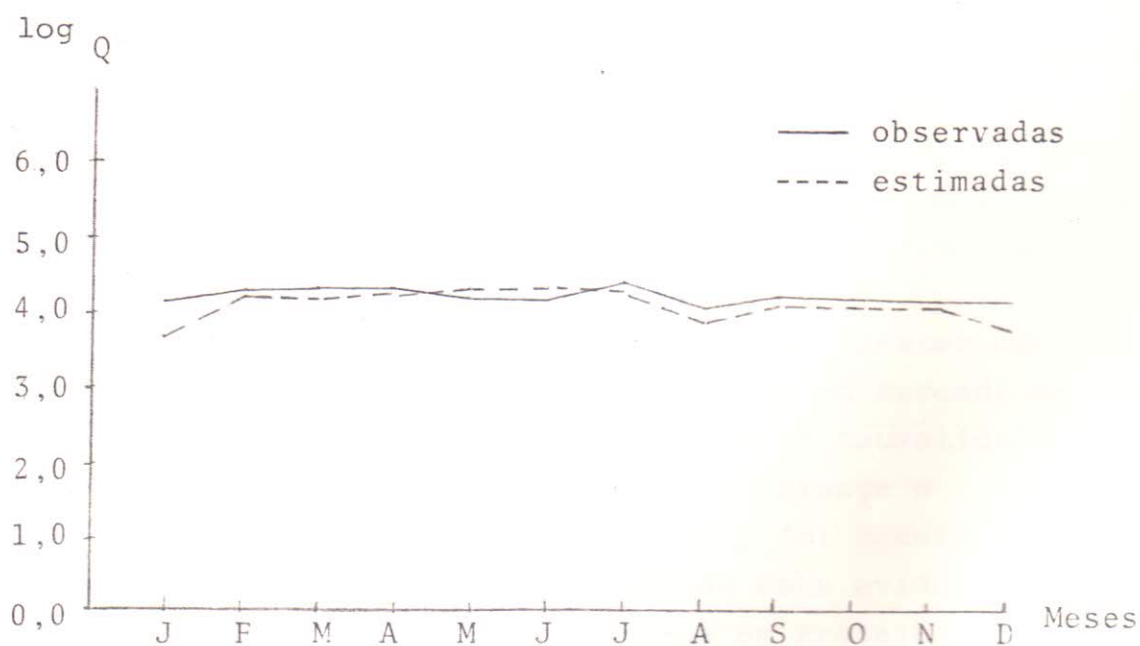


FIGURA 59 - Variações sazonais observadas e estimadas das quantidades comercializadas de banana no mercado atacadista em Teresina no período de 1972 a 1980.

dades comercializadas na banana. O que sugere uma estacionariedade das séries discutidas para cada mercado estudado.

3.7 - Estimativas dos Coeficientes de Flexibilidade-preço e Elasticidade-preço da Demanda

Para a estimação dos coeficientes de flexibilidade de preços e a medida de reação temporal dos preços às variações nas quantidades comercializadas, utilizou-se a equação (22) que expressa as séries de preços e quantidades comercializadas dos produtos analisados somente em função do cosseno. Considerando a consistência de sinais, o coeficientes de flexibilidade preço da demanda deve ter sinal negativo uma vez que existe expectativa de que os preços pagos pelos consumidores reagem em sentido contrário às variações nas quantidades comercializadas.

A medida de reação temporal dos preços às variações nas quantidades comercializadas foi estimada tomando-se 2π radianos igual ao período de 12 meses, conhecendo-se o intervalo medido em π radiano, entre preços tendendo a máximo (mínimo) e quantidades tendendo a mínimo (máximo) estimou-se os intervalos correspondente em t meses.

Por outro lado para estimar os coeficientes de flexibilidade preços da demanda de cada produto no mercado de cada capital estudada, como também os efeitos de causalidade econômica no que diz respeito ao padrão de liderança e defasagem entre as séries de preços e quantidades, foi considerado o período de 12 meses como padrão sazonal mais evidente, à exceção do arroz em Teresina, da banana em Aracaju e do milho no mercado de João Pessoa, em razão das séries de preços não terem evidenciado um padrão sazonal definido nestes mercados.

Diante destas considerações, para estimar os coeficientes de elasticidade preço da demanda, foi utilizado a rela

ção inversa da flexibilidade, já que as propriedades do modelo análise harmônica, permitam considerar os efeitos preços cruzados iguais a zero, conforme demonstrado no Capítulo 2.

3.7.1 - Arroz

Tal como demonstrado, anteriormente, verifica-se que os preços de arroz tendem alcançar o máximo quando $2\pi t/12 = 1,2212$ radianos; $2\pi t/12 = 0,6456$ radianos; $2\pi t/12 = 1,3632$ radianos nas cidades de Aracaju, Fortaleza e João Pessoa, respectivamente. Enquanto que as quantidades tenderia alcançar o mínimo quando $2\pi t/12 = 0,7916$ radianos; $2\pi t/12 = 0,9537$ radianos e $2\pi t/12 = 1,6255$ radianos, indicando um intervalo entre o máximo preço e a quantidade mínima de $0,4296$ radianos; $0,3081$ radianos e $0,9799$ radianos, para as cidades de Aracaju, Fortaleza e João Pessoa, respectivamente.

Observa-se que estes resultados indicam, que os preços começam a reagir às variações nas quantidades comercializadas, ou seja, os preços começam a crescer antes que as quantidades atinjam o mínimo, em um intervalo de tempo igual a $0,82$ meses na cidade de Aracaju, $0,57$ meses na cidade de Fortaleza e $1,87$ meses na cidade de João Pessoa.

Neste caso a perspectiva de que os preços reajam às variações nas quantidades e que pode ser observada em curto período de tempo, para o arroz, pode ser justificada pelo fato da oferta de arroz maranhão naqueles estados da região não ser suficiente para atender ao consumo interno de cada estado. Assim a escassez da oferta do produto acarreta maior poder de barganha do atacadista e dos intermediários que dispõem do produto proveniente de outros estados com os preços reagindo quase imediatamente às variações nas quantidades vendidas.

O coeficiente de flexibilidade preço da demanda foi de $-0,07$ para Fortaleza e de $-0,67$ para João Pessoa. Estes

resultados indicam que para um decréscimo de 10% nas quantidades comercializadas haverá acréscimos de 40,07% e 6,7% nos preços pagos pelos consumidores no mercado de cada capital respectivamente. Para as cidades de Aracaju e Teresina a estimativa da flexibilidade preço foi impossibilitado pela existência de uma liderança dos preços sobre as quantidades e pela ausência de um padrão sazonal definindo nestes mercados, respectivamente.

Em relação aos coeficientes de elasticidade preço de demanda (TABELA 16) sugerem que um acréscimo de 10% nos preços do arroz, as quantidades demandadas reagiram em termos contrários, em um valor igual a 12,5% em Aracaju, 2,4% em Fortaleza e 14,9% em João Pessoa.

TABELA 16 - Estimativas de coeficientes de flexibilidades de preços e das elasticidades de preços, para o arroz nas capitais de Aracaju, Fortaleza e João Pessoa.

Capitais	Flexibilidade Preços	Elasticidades Preços
Aracaju	-	-1,25
Fortaleza	-4,07	-0,24
João Pessoa	-0,67	-1,49

FONTE: TABELA 3.

3.7.2 - Feijão macassar

Os resultados mostraram que no mercado atacadista de feijão macassar nas cidades de Aracaju, João Pessoa e Teresina, os preços tendem alcançar o máximo quando $2\pi t/12 = 3,6081$ radianos; $2\pi t/12 = 4,5969$ radianos; $2\pi t/12 = 3,1864$ radianos, respectivamente, enquanto que as quantidades comercializadas

tendem alcançar o mínimo quando $2\pi t/12 = 1,0187$ radianos, $2\pi t/12 = 1,2110$ radianos e $2\pi t/12 = 1,6015$ radianos, respectivamente para Aracaju, João Pessoa e Teresina respectivamente. Estes valores indicam um intervalo entre preços máximos e quantidades mínimas de 2,5894 radianos; 3,3789 radianos e 1,5849 radianos, o que corresponde a intervalos de tempo iguais a 4,9 meses, 6,4 meses e 3,02 meses, respectivamente.

Para o mercado atacadista do feijão em Fortaleza, os valores estimados indicam que os preços alcançarão o máximo quando $2\pi t/12 = 2,1487$ radianos e que as quantidades comercializadas tendem ao mínimo quando $2\pi t/12 = 0,5533$ radianos, indicando um intervalo de 1,5954 radianos, o que indica que é de 3,04 meses, o tempo necessário para que os preços de feijão respondam a uma variação nas quantidades comercializadas neste mercado.

Os valores dos coeficientes de flexibilidade preços da demanda para o feijão macassar (TABELA 17) indicam que para um decréscimo de 10% nas quantidades comercializadas haverá um acréscimo de 5,4% e 5,3% nos preços pagos, no mercado das cidades de Natal e Teresina respectivamente. Para as cidades de Fortaleza e João Pessoa, dada a liderança dos preços sobre as quantidades comercializadas do feijão macassar, de acordo com a teoria econômica foi impossível estimar os coeficientes de flexibilidades preços.

Quanto as elasticidades-preços de demanda que também são apresentadas na TABELA 17, sugerem que um aumento de 10% nos preços de feijão leva a uma variação contrária nas quantidades comercializadas de 3,7% em Fortaleza, 20% em João Pessoa, 18,50% em Natal e 18,9% em Teresina.

Verifica-se que a variedade de feijão macassar apresenta demanda preço inelástica no mercado atacadista de Fortaleza e nas cidades de João Pessoa, Natal e Teresina apresenta demanda preço elástica.

TABELA 17 - Estimativas das flexibilidades de preços e das elasticidades de preços, para o feijão macassar nas capitais de Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina, no período de 1972 a 1980.

Capitais	Flexibilidades Preços	Elasticidades Preços
Fortaleza	-	-0,39
João Pessoa	-	-2,00
Natal	-0,54	-1,85
Teresina	-0,53	-1,89

FONTE: TABELA 5.

As elasticidades estimadas para o feijão macassar situam-se próximas nos casos das cidades de João Pessoa, Natal e Teresina, mostrando uma resposta bastante sensível aos preços. Para a cidade de Fortaleza este coeficiente mostra uma baixa sensibilidade.

3.7.3 - Milho

As medidas de respostas dos preços às variações nas quantidades comercializadas de milho mostraram que nas cidades de Aracaju, Fortaleza, Natal e Teresina as quantidades comercializadas tendem atingir o mínimo quando $2\pi t/12 = 2,7860$ radianos, $2\pi t/12 = 4,3123$ radianos, $2\pi t/12 = 4,6788$ e $2\pi t/12 = 2,9856$ radianos respectivamente, enquanto as séries de preços tendem alcançar o máximo quando $2\pi t/12 = 0,1305$ radianos, $2\pi t/12 = 0,7656$ radianos; $2\pi t/12 = 0,5214$ radianos e $2\pi t/12 = 5,6265$ radianos. Estes valores indicam um intervalo entre a quantidade mínima e o preço máximo de 2,6555 radianos, 3,5457 radianos; 4,1567 radianos e 2,6409 radianos, o que correspon

de aos intervalos de tempo de 5,07 meses; 6,77 meses; 7,49 meses e 5,04 meses, respectivamente.

Os resultados indicam ainda que os preços começam a reagir antes que as quantidades comercializadas atinjam o mínimo, o que pode ser justificado pelo processo de especulações que caracteriza o mercado do milho, já que o produto se destina em sua grande parte para fins industriais na fabricação de rações. Assim os intermediários prevendo que as quantidades comercializadas no mercado tendem alcançar o mínimo, ou seja quando o produto começa a escassear no mercado aumentam os preços do produto, afim de aumentar os seus lucros, já que em face da escassez do produto tende a ocorrer maior especulação.

Na TABELA 18, apresentam-se todas as estimativas dos coeficientes de flexibilidade-preço e elasticidade-preço da demanda de milho, resultantes das equações supra discutidas.

TABELA 18 - Estimativas das flexibilidades de preço e das elasticidades de preços do milho nas capitais de Aracaju, Fortaleza, Natal e Teresina no período de 1972 e 1980.

Capitais	Flexibilidades Preços	Elasticidades Preços
Aracaju	-	-6,25
Fortaleza	-0,53	-1,80
Natal	-0,18	-5,55
Teresina	-1,76	-0,57

FONTE: TABELA 7.

Constata-se que um decréscimo de 10% nas quantidades comercializadas acarreta um acréscimo nos preços pagos no mercado atacadista do milho, de 5,3% em Fortaleza, 1,8% em Natal e 17,8% em Teresina.

As estimativas dos coeficientes de elasticidades preço da demanda, mostraram uma demanda preço elástica no mercado atacadista do milho em Aracaju, Natal e Fortaleza e uma demanda preço inelástica no mercado de Teresina. Sugerindo que um aumento de 10% nos preços deste produto leva a uma redução de 62,5%; 55,5%; 18% e 5,7% nas quantidades comercializadas do milho no mercado atacadista das cidades de Aracaju, Natal, Fortaleza e Teresina, respectivamente.

3.7.4 - Farinha de Mandioca

Na TABELA 19, são apresentados os valores dos coeficientes de flexibilidade preço da demanda e elasticidade preço da demanda da farinha de mandioca, nas cidades estudadas.

Os coeficientes de flexibilidade-preço da demanda, indicam que para um decréscimo de 10% nas quantidades comercializadas de farinha de mandioca no mercado atacadista ocorrerá um aumento de 5,1% em Aracaju, de 7,7%, em Fortaleza e de 17,2% em Natal. Para o mercado de João Pessoa e Teresina não foi estimado o coeficiente de flexibilidade-preço da demanda em face da liderança dos preços sobre as quantidades comercializadas de farinha de mandioca nestes mercados. Em relação a elasticidade-preço da demanda, um acréscimo de 10% nos preços terá como resposta um decréscimo, respectivamente, de 19,6%; 12,9%; 11,6%; 5,8% e 5,3% nos mercados atacadistas deste produto, ou seja Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina.

TABELA 19 - Estimativas das flexibilidades de preços e das elasticidades de preços, para farinha de mandioca nas capitais de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina, no período de 1972 e 1980.

Capitais	Flexibilidade Preços	Elasticidades Preços
Aracaju	-0,51	-1,96
Fortaleza	-0,77	-1,29
João Pessoa	-	-1,16
Natal	-1,72	-0,58
Teresina	-	-0,53

FONTE: TABELA 9.

Quanto as medidas de respostas dos preços às variações nas quantidades, indicaram que no mercado atacadista das capitais de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina os preços tendem alcançar o máximo quando $2\pi t/12 = 0,3001$ radianos, $2\pi t/12 = 0,5937$ radianos, $2\pi t/12 = 0,1284$ radianos, $2\pi t/12 = 0,9919$ radianos e $2\pi t/12 = 2,944$ radianos respectivamente, enquanto que as quantidades tendem a atingir o mínimo quando $2\pi t/12 = 1,2594$ radianos; $2\pi t/12 = 1,2247$ radianos; $2\pi t/12 = 0,8015$ radianos; $2\pi t/12 = 2,7401$ radianos e $2\pi t/12 = 2,054$ radianos. Estes valores mostram um intervalo entre preço máximo e quantidade mínima de 0,95 radianos, 0,63 radianos, 0,67 radianos, 1,75 radianos e 0,89 radianos, respectivamente. Isto sugere que a perspectiva de redução nas quantidades comercializadas acarreta um aumento nos preços pagos no mercado deste produto, antes que as quantidades atinjam o mínimo, em intervalos de tempo correspondentes a 1,8 meses, 1,2 meses, 1,3 meses, 3,34 meses e 1,7 meses para Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina, respectivamente.

Assim os resultados mostram que os preços não reagem imediatamente ao processo de variação nas quantidades comercializadas, este mecanismo deve estar associado ao fato da produção de farinha de mandioca na Região, que se realiza durante todo ano e a especulação que caracteriza o comércio intermediário.

3.7.5 - Laranja

Os preços pagos pelo produto tendem alcançar o máximo quando $2\pi t/12 = 0,2932$ radianos; $2\pi t/12 = 4,7010$ radianos; $2\pi t/12 = 1,1230$ radianos; $2\pi t/12 = 6,1877$ radianos e $2\pi t/12 = 4,75$ radianos nas cidades de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina, respectivamente, as quantidades comercializadas tendem alcançar o mínimo quando $2\pi t/12 = 1,2588$ radianos; $2\pi t/12 = 2,0466$ radianos; $2\pi t/12 = 1,2471$ radianos; $2\pi t/12 = 1,7992$ radianos e $2\pi t/12 = 2,0647$ radianos, indicando um intervalo entre preço máximo e quantidade mínima de 0,95 radianos; 2,65 radianos; 0,12 radianos; 4,38 radianos e 2,68 radianos, correspondente ao intervalo de tempo, o que indica que os preços começam a crescer, após as quantidades tenderem ao mínimo, de 1,8 meses em Aracaju, 5,06 meses em Fortaleza, 0,23 meses em João Pessoa, 8,36 meses em Natal e 5,11 meses em Teresina.

Observa-se, que quando as quantidades comercializadas iniciam a fase de decréscimo os preços não reagem imediatamente, pois neste caso as quantidades colocadas no mercado encontram-se no auge, os vendedores sujeitam-se a vender o produto por preços mais baixos afim de não incorrer em maiores prejuízos, já que os produtores também estão sujeitos a preços mais baixos, em razão ao excesso de oferta, e a um complexo processo de comercialização.

Os coeficientes de flexibilidade-preço da demanda (TABELA 20), indicam que para um decréscimo de 10% nas quantida

des comercializadas pelos atacadistas de laranja haverá um aumento de 17,3%, 14,4% e 11,6% nos preços pagos pelos consumidores de laranja no mercado atacadista das capitais de Aracaju, João Pessoa e Natal. Verificou-se uma liderança das séries de preços sobre as séries de quantidades no mercado das cidades de Fortaleza e Teresina, o que impossibilitou a estimativa dos coeficientes de flexibilidade-preço de demanda para estes mercados.

Os coeficientes de elasticidades preço da demanda, para os mercados de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina, indicaram uma demanda inelástica, onde um aumento de 10% nos preços acarreta com decréscimo de 5,7%, 5,4%, 8,6%, 6,9% e 5,5% nas quantidades demandadas do produto no mercado atacadista de cada capital, respectivamente.

TABELA 20 - Estimativas das flexibilidades de preços e elasticidades de preços para a laranja nas capitais de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa e Natal, no período de 1972 a 1980.

Capitais	Flexibilidades Preços	Elasticidades Preços
Aracaju	-1,73	-0,57
Fortaleza	-	-0,54
João Pessoa	-1,16	-0,86
Natal	-1,44	-0,69
Teresina	-	-0,55

FONTE: TABELA 11.

3.7.6 - Banana

Para estimar a medida de respostas dos preços às variações nas séries de quantidades comercializadas de banana utilizou-se os resultados harmônicos apresentados na TABELA 14.

Observa-se que os preços tendem a alcançar o máximo nas cidades de Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina quando $2\pi t/12 = 2,39$ radianos; $2\pi t/12 = 1,45$ radianos; $2\pi t/12 = 4,34$ radianos e $2\pi t/12 = 0,76$ radianos, respectivamente, enquanto que as quantidades tendem a alcançar o mínimo quando $2\pi t/12 = 0,81$ radianos; $2\pi t/12 = 1,22$ radianos; $2\pi t/12 = 0,85$ radianos e $2\pi t/12 = 6,34$ radianos, estes valores indicam um intervalo entre os preços máximo e a quantidade mínima 1,58 radianos; 0,23 radianos, 3,49 radianos e 5,98 radianos, o que corresponde ao intervalo de tempo igual a 3,01 meses, 0,43 meses, 6,5 meses e 11,4 meses no mercado de cada capital respectivamente.

Isto sugere que uma perspectiva de acréscimo (decrécimo) dos preços acarreta um decréscimo (acrécimo) nas quantidades comercializadas do produto antes que os preços atinjam o máximo (mínimo). Por sua vez os preços não reagem imediatamente as variações nestas quantidades.

As estimativas dos coeficientes de flexibilidade preço da demanda (TABELA 21) variará de 1,96 em Fortaleza para 4,21 em Teresina. Isto indica que um decréscimo de 10% nas quantidades acarreta um aumento de preço do produto que variará de 19,6% em Fortaleza para 4,21% em Teresina.

Em relação aos coeficientes de elasticidade-preço de demanda constata-se que um aumento de 10% nos preços de banana no mercado atacadista de Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina acarreta uma redução de 5,1%; 1,9%; 3,4% e 2,4% nas quantidades comercializadas do produto, respectivamente.

TABELA 21 - Estimativas das flexibilidades de preço e das elasticidades de preço de demanda de banana nas capitais de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina no período de 1972 a 1980.

Capitais	Flexibilidades Preços	Elasticidades Preços
Fortaleza	-1,96	-0,51
João Pessoa	-	-0,19
Natal	-	-0,34
Teresina	-4,21	-0,24

FONTE: TABELA 13.

Verifica-se que a banana apresenta demanda preço inelástica para todas as capitais em estudo.

4 - CONCLUSÕES E SUGESTÕES

Os resultados empíricos obtidos com este estudo, nos leva a rejeitar a hipótese da existência de ciclos estacionais menores do que um ano nas séries de preços e quantidades comercializadas de arroz, feijão macassar, milho, farinha de mandioca, laranja e banana, uma vez que os harmônicos correspondentes aos ciclos anuais foram significativos à exceção do arroz no mercado de Teresina, do milho no mercado de João Pessoa e da banana no mercado de Aracaju. Esse comportamento, perfeitamente factível com o esperado, é um indicador de que em épocas de safras dos produtos estudados, que ocorrem apenas uma vez por ano na região, os preços tendem a apresentar cavas acentuadas, enquanto que as quantidades apresentam picos máximos. O processo se inverte na entre-safra, quando os preços tendem a se acentuar e as quantidades tendem a diminuir, tal como demonstrado por EZEQUIEL (1936), com o teorema da "teia de aranha". Vale ressaltar também, que face a magnitude do coeficiente de regressão associado à variável tendência ser bastante reduzido, pode-se concluir que tanto as séries de preços como de quantidades dos produtos estudados são estacionárias.

A análise dos coeficientes de flexibilidade de preço e resposta dos preços às variações nas quantidades vendidas ficou prejudicada no caso do arroz em Teresina, do milho em João Pessoa e da banana em Aracaju, pois o modelo da Análise Harmônica aplicado às séries de preços e quantidades desses produtos em cada mercado, não mostrou resultados relevantes diante da sazonalidades possivelmente inexistentes no comportamento de mercado.

No que se refere as séries de preços e quantidades de arroz, os coeficientes significantes estão associados ao pa

drão cíclico anual. Isto pode ser justificado pelo ciclo biológico na cultura no Nordeste, onde praticamente todo arroz maranhão comercializado e produzido na região, é proveniente do Estado do Maranhão, que produz apenas uma safra deste cereal por ano.

As amplitudes das séries de preços e quantidades de arroz foram relativamente baixas. Já em relação as séries de quantidades observa-se uma amplitude muito baixa no mercado de Fortaleza quando relacionada com os mercados de Aracaju e João Pessoa. Estas baixas amplitudes sugerem que medidas de políticas de estabilização dos preços e de formação de estoques reguladores são bastantes viáveis nas capitais estudadas.

Por outro lado as evidências empíricas obtidas mostraram que, no mercado de Aracaju os preços de arroz lideram as quantidades comercializadas e que no mercado de Fortaleza e João Pessoa, essas variáveis são determinadas simultaneamente, indicando um mercado de competição perfeita.

A análise de retardamento de resposta dos preços mostrou que as variações nas quantidades comercializadas antecederam-se às variações nos preços em aproximadamente, 0,82 meses na cidade de Aracaju, 0,57 meses na cidade de Fortaleza e 1,87 meses na cidade de João Pessoa indicando que somente após este período é que os preços reagem um sentido contrário às variações nas quantidades comercializadas.

O valor estimado do coeficiente de flexibilidade preço da demanda para Fortaleza, indica que os atacadistas têm baixo poder de barganha e sujeitam-se a condições desfavoráveis da demanda, com os preços variando em proporção superior a uma variação nas quantidades comercializadas. No mercado de João Pessoa esse coeficiente apresentou menor valor indicando menor sensibilidade dos preços em resposta a variações nas quantidades vendidas.

O coeficiente de elasticidade preço indicou uma demanda inelástica do arroz no mercado de Fortaleza e uma demanda

elástica no mercado de João Pessoa e Aracaju. Neste caso observa-se que há pouca sensibilidade dos consumidores às variações nos preços do arroz maranhão em Fortaleza e um comportamento contrário com maior sensibilidade dos consumidores às variações nos preços no mercado de João Pessoa.

Em relação as séries de preço e quantidades de feijão, o padrão sazonal foi evidenciado por um ciclo anual, o que indica uma forte influência do ciclo biológico dessa cultura sobre seus preços e quantidades comercializadas caracterizando um período de pico dos preços nas épocas de entressafra e de pico na produção (com conseqüente queda nos preços) na época de safra.

As amplitudes dos ciclos (TABELA 5) variaram de 0,2964 a 0,3743 nas séries de preços e de 0,1092 a 0,7084 nas séries de quantidades, nos mercados das capitais estudadas. Assim as amplitudes de variação estacional das séries de preços e quantidades de feijão no mercado da Região, sugere a implantação de uma política de armazenamento reguladora de estoques.

Tal sistemática deverá contribuir para regularização do abastecimento, melhorando o nível de lucratividade do produtor e a infra-estrutura de serviços de comercialização do produto.

Os coeficientes dos ângulos fase, mostraram uma liderança das séries de preços sobre as séries de quantidades de feijão no mercado de Fortaleza e João Pessoa, como também um ajustamento simultâneo entre séries de preços e quantidades no mercado de Natal, o que caracteriza os mercados como tomadores de preços. Já para a cidade de Teresina as séries de quantidades lideraram as séries de preços, indicando que os preços se ajustam as quantidades o que caracteriza um mercado de concorrência imperfeita para este produto.

O produto apresentou um coeficiente de flexibilidade preço a cerca de -0,54, nos mercados estudados, indicando baixa sensibilidade dos preços pagos aos produtores em resposta às variações nas quantidades comercializadas.

A elasticidade preço da demanda de feijão macassar, evidenciou uma demanda preço inelástica no mercado de Fortaleza, neste caso, a adoção de política que visa manter os preços pagos pelos atacadistas acima do equilíbrio do mercado, sem restrição de quotas, incorrerá um menor custo do que se aplica para feijão macassar nos mercados de João Pessoa, Natal e Teresina, onde a demanda foi preço elástica. O que pode ser justificado, pelo fato do feijão macassar ser largamente consumido por grande parcela da população nordestina, principalmente a de baixa renda. Trata-se de um produto de consumo estritamente regional.

As mudanças nos preços anteciparam-se as mudanças nas quantidades em aproximadamente (média) 4,5 meses. Esse resultado mostra que, graças às perspectivas de que as quantidades comercializadas em breve atingirão o pico (cava) e logo declinarão (inclinarão), os preços iniciam a fase ascendente (descendentes) antes que as quantidades atinjam o máximo (mínimo).

Os resultados encontrados para o milho evidenciaram que, os coeficientes de amplitude estimados das séries de quantidades indicaram maior variação do que os estimados nas séries de preços nos mercados de Aracaju, Fortaleza e Natal. Para o mercado de Teresina as estimativas indicaram maior amplitude de variações para as séries de preços do que para as séries de quantidades, resultado este que está associado à característica de inelasticidade da demanda por produtos agrícolas.

O coeficiente de flexibilidade calculado indicou que os preços pagos pelos atacadistas de milho estão sujeitos a variação mais amplas no mercado de Teresina do que nos mercados de Fortaleza e João Pessoa.

As estimativas dos coeficientes de elasticidade-preço de demanda de milho indicaram uma demanda preço elástica para o mercado de Aracaju, Fortaleza, Natal o que entra em confronto com resultados obtidos por PASTORE (1971) para o mercado

da Região como um todo, caracterizando uma demanda inelástica para o produto. No mercado de Teresina este coeficiente foi da ordem de $-0,57$, o que indica que há pouca sensibilidade dos consumidores às variações nos preços do milho.

A análise de retardamento de resposta dos preços mostrou que as variações nas quantidades comercializadas antecedem-se as variações nos preços, em intervalos de tempo que variam de 5,04 meses em Teresina para 7,94 meses em Natal, indicando que somente após dado período de declínio nas quantidades comercializadas é que os preços começam a reagir em sentido contrário, para cada mercado considerado.

Verificou-se uma liderança das séries de preços sobre as séries de quantidades de milho, em Aracaju e uma liderança das séries de quantidades sobre as séries de preços em Natal e Teresina. Comportamento diferente pôde ser observado para as séries de preços e quantidades comercializadas de milho na cidade de Fortaleza, indicando um ajustamento simultâneo de preços e quantidades neste mercado. Isto chega a indicar um mercado de competição imperfeita para o milho nas cidades de Natal e Teresina, de competições perfeita na cidade de Aracaju e um mercado indiferente na cidade de Fortaleza.

Quanto às séries de preços e quantidades de farinha de mandioca, observou-se que os harmônicos significativamente diferentes de zero, para todas as capitais em estudo estão associados ao ciclo anual, o que pode ser justificado pelo ciclo biológico da mandioca, de cerca de dois a três anos, amortecido pelas possibilidades de formação de estoque e pela importação do produto de estados vizinhos, em épocas de piques nos preços.

A variabilidade em torno do valor esperado foi superior para as séries de preços e quantidades de farinha de mandioca em algumas das capitais estudadas. A partir destes resultados é possível concluir que, expost, levando-se em consideração o comportamento sistemático dos preços a atividades de estocagem acarreta uma melhor distribuição ao longo de todo o

período e preços relativamente menores ao consumidor na entre-safra.

As magnitudes e sinais do coeficiente de fase do par de séries estudadas, indicaram que para as cidades de Aracaju e Natal não existe um padrão definido de liderança e defasagem entre séries de preços e quantidades, isso implica em que os preços e quantidades deste produto são determinados simultaneamente nestes mercados. Comportamento diferente é o apresentado pelas séries de preços e quantidades de farinha, no mercado de Fortaleza, João Pessoa e Teresina, que apresentaram ângulos fases com sinais trocados. Indicando uma liderança dos preços sobre as quantidades no mercado de João Pesoa e Teresina e uma liderança das quantidades sobre os preços no mercado de Fortaleza, o que vale ressaltar a possível existência de imperfeições de mercado e de deficiência de infra-estrutura no mercado desta cidade.

O coeficiente de flexibilidade-preço da demanda calculado, apresentou maior valor no mercado de Natal, o que indica que os preços pagos pelos atacadistas da farinha de mandioca neste mercado estão sujeitos a variações maiores do que nos demais mercados. Contudo diante do fato de não haver épocas bem definidas para o plantio como para a colheita de mandioca o que se dá durante todo ano e do processo de especulação que caracteriza o comércio intermediário, os preços não reagem imediatamente às variações nas quantidades comercializadas nos mercados estudados. Com base no coeficiente de elasticidade-preço da demanda pode ser sugerido formação de maiores estoques nos mercados de Aracaju, Fortaleza e João Pesoa, indicando uma demanda preço elástica. Nos mercados de Natal e Teresina esses coeficientes indicaram uma demanda inelástica, com uma variação nas quantidades comercializadas em proporções superiores as variações nos preços.

Para a laranja, a análise de resposta dos preços às variações nas quantidades comercializadas, mostrou que há um intervalo de tempo dominante entre máximo (mínimo) de preço e

quantidade mínima (máxima), ou seja somente após esse intervalo de tempo, há reações dos preços à medida que varia a quantidade comercializada no mercado atacadista de cada cidade estudada.

A amplitude de variação estacional dos preços apresentou maior valor absoluto em relação a amplitude de variação estacional das quantidades, o que pode ser explicado pelo fato da laranja ser um produto perecível, o que dificulta o seu armazenamento.

A liderança das quantidades comercializadas sobre os preços da laranja no mercado de Natal e o ajustamento simultâneo de preços e quantidades no mercado de Aracaju e João Pessoa o que impossibilitou o cálculo do coeficiente de flexibilidade-preço da demanda, é uma hipótese básica de que as oscilações sazonais de preços da laranja possam resultar em imperfeições de mercados e de deficiência de infra-estrutura no processo de comercialização, nestes mercados. A liderança dos preços sobre as quantidades comercializadas de laranja no mercado de Fortaleza e Teresina, sugere a predominância de perfeição de mercado.

Os coeficientes de elasticidade-preço da demanda calculados, mostraram uma característica de inelasticidade da demanda por banana no mercado de cada cidade estudado, sendo menos inelástica em João Pessoa e mais inelástica em Fortaleza.

Os resultados da análise harmônica evidenciaram que o padrão sazonal dos preços da banana apresentam maior amplitude do que o padrão sazonal das quantidades comercializadas nos mercados estudados. Contudo pode ser verificado uma superioridade em torno do valor esperado, das séries de preços sobre as quantidades, o que talvez possa ser explicado pelo fato da cultura de banana ter um período de colheita que abrange 12 meses no ano. Provavelmente as variações na oferta estejam relacionados somente com o período chuvoso e o período seco e o surgimento de outros frutos no mercado.

Pela análise da resposta dos preços verificou-se um pequeno intervalo de tempo, para a reação destes à medida que varia a quantidade comercializada no mercado de Fortaleza e João Pessoa, talvez pelo fato de concentrarem a maior parte do produto produzido na Região e este chegar em menor escala de tempo ao mercado. Em relação ao mercado das cidades de Natal e Teresina apresentou um intervalo de tempo maior entre preço máximo e quantidade mínima, quando comparado com os demais.

O coeficiente de flexibilidade-preço calculado, apresentou um valor médio de $-1,34$, maior que o coeficiente de flexibilidade calculada para a laranja que apresentou um valor médio de $-1,00$, o que indica que os preços pagos no mercado atacadista da banana estão sujeitas a variação mais amplas do que os preços pago no mercado atacadista da laranja.

Os coeficientes de elasticidade preço da demanda, estimados pelo método harmônico para a laranja nas capitais estudadas; mostraram que há pouca sensibilidade dos consumidores às variações nos preços do produto, resultados estes que estão associados à característica de inelasticidade da demanda por produtos desta natureza.

O presente estudo fornece evidências sobre o padrão sazonal do arroz, feijão macassar, farinha de mandioca, milho, laranja e banana no mercado da Região Nordeste.

Essas informações permitem uma alocação mais eficiente dos recursos na agricultura, proporcionando maiores retornos ao produtor rural. Por outro lado, a regularização dessas oscilações facilita a fixação do produtor em determinadas culturas e isso acarreta uma melhor distribuição inter-temporal da oferta, com preços relativamente mais baixos no mercado consumidor.

A diminuição da amplitude de variação em preços, com base no padrão sazonal por produto, pode ser benefício ao bom funcionamento do mercado e a própria eficiência do sistema de comercialização. Esta redução poderá ser obtida através de mecanismos tais como:

(a) Preço mínimo: em face da importância do arroz, do feijão, do milho e da farinha de mandioca na alimentação básica da população nordestina e da tendência do quadro de produção nacional, os níveis de preços mínimos devem ser estabelecidos de forma que se incentive a ampliação das áreas de cultivo e se elevem os níveis de produtividade nas zonas já definidas como ecologicamente favoráveis às culturas.

(b) Melhoria da tecnologia empregada no processo de produção; como exemplo o uso de sementes melhoradas.

Tal política beneficiará a comercialização facilitando o serviço de padronização e formação de estoques na época das safras que seriam comercializadas nas épocas de picos nos preços, que correspondem ao período de entre-safra; ao produtor criaria possibilidade de maior rendimento agrícola com menor instabilidade das safras; e ao consumidor permitem obtenção de produtos de melhor qualidade a preços mais estáveis.

(c) Industrialização de produtos na época de excesso da oferta, dependendo naturalmente do tipo de produto e das condições de procura, podendo ser incluído neste caso a laranja e a banana.

(d) Estímulo e/ou intensificação a culturas de duas colheitas anuais, como o feijão, principalmente nas áreas mais facilmente irrigáveis.

(e) Política efetiva de crédito nas fases de produção e comercialização. A cultura do feijão macassar na região graças a seu caracter predominantemente subsidiário, ao sistema de produção e à instabilidade das safras, não tem sido objeto de amparo creditício de forma que estimule o produtor.

De modo mais geral, os conhecimentos e a utilização dos resultados obtidos, principalmente para previsão no tempo, poderá servir de subsídios para modelagem de equações econômicas, para identificar relações de quantidades ofertadas e demandadas dos produtos, para planejar atividades, escolher venda, planejar volume de estoques e racionalizar atividades de compradores e vendedores.

5 - REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- 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, 1975.
- AGREY-MENSAH, W.E. 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):107-17, 1969.
- ARAÚJO, J.F.; PESSOA, P.F.A. de P.; LEMOS, J.J. de S. Análise harmônica da estacionalidade na comercialização de produtos agrícolas selecionados no Nordeste. Anais do XXII Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural. Salvador, p.131-7, 1984.
- BASTOS, E.G. O mercado de milho, feijão e mandioca em Pernambuco, demanda, oferta e comportamento dos preços. Recife, UFPe. 1975. 129p. (Tese de Mestrado).
- BOX, G.E. & JENKINS, G.M. Time séries analysis forecasting and control. San Francisco, Holden-Day, 1970. 553p.
- BRANDT, S.A. Comercialização Agrícola. Piracicaba (SP), livro cereas, 1980, 195p.
- BRASIL, Serviços de Informações do Mercado Agrícola. Evolução de preços e quantidades comercializadas dos produtos hortigranjeiros e cereais nas capitais do Nordeste, 1971-83. Brasília, DF., SIMA/DNOCS, 1983. (mimeografado).
- BRILLUNGER, D.R. Time Séries: Data analysis and theory, International Séries in Decision Processes. New York, 1965. 500p.

- CAVALVANTE, J.E.A. Análise harmônica aplicada as quantidades e aos preços de produtos agrícolas selecionados, no Estado de São Paulo. Viçosa (MG), Imprensa Universitária (UFV), 1978, 97p. (Tese de Mestrado).
- CHATFIELD, C. The Analysis of Time Series: An Introduction, New York, Chapman and Hall, 1980. 263p.
- CONRAD, V. & POLLAR, L.W. Methods in climatology, Massachusetts. Harvard University Press, 1950. 459p.
- 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.
- EZEQUIEL, M. The cobweb theorem. Quarterly journal of Economics, Cambridge, 53(2):225-80, 1938.
- FERREIRA, R.N. et alii. Comercializações de alimentos no Nordeste. Anais do XXII Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural. Salvador, p.515-26, 1984.
- FISMAN, G.S. Spectral methods in econometrics. Cambridge, Harvard University Press, 1969, 212p.
- FOX, R. Preço Mínimo Garantidos e o Setor Agrícola no Nordeste do Brasil. A Política de Preços Mínimos - Estudos Técnicos, 1949/1979. Brasília, CFP: 171-200, 1978.
- GARCIA, E.A.C. Análise harmônica aplicadas as variações de preço do boi no pantanal mato-grossense. Revista de Economia Rural, Brasília; 20(4):557-74, 1982.
- GRENANDER, U. & ROSENBLAT, M. Statistical analysis of stationary time series, New York, John Wiley & Sons, 1977, 220p.
- HANNAN, L.J. The estimation of a changing in seasonal pattern. Journal of the American Statistical Association, Washington, D.C., 59(308):1063-77, 1964.
- _____. The estimation of seasonal variation in economic time series. Journal of the American Statistical Association, Washington, D.C., 58(301):31-34, 1963.

- HANNAN, L.J. Time series analysis. London, Mathuen, 1960, 400p.
- HOUCK, J.P. A look at flexibilities and elasticities. Journal of Farm-Economics, Menasha, 48(2):225-32, May, 1966.
- _____. A look et flexibilities and elasticities; reply. Journal of Farm-Economics, Menasha, 48(4):1022-23, Nov., 1966.
- _____. The relation ships of direct price flexibilities to direct price elasticities. Journal of Farm-Economics. Menasha, 47'3(:789-92, 1965.
- ÍNDICES Econômicos. Conjuntura Econômica. Rio de Janeiro, FGV, 36(11):3, 1982.
- KENDALL, M.G. & STUART, A. The advanced theory of statisties. New York, 1968. Vol. 3, p. 342-504.
- KMENTA, J. Elementos de Econometria. São Paulo, Atlas, 1978. 670p.
- KULSHRESTHA, S.N. & WILSON, A.G. A harmonic analysis of cattle and hog cicle in Canada. Canadian Journal of Agricultural Economics. Ottawa, 21(5):34-45, Nov., 1973.
- LANGE, O. Introdução a Econometria. Rio de Janeiro, Fundo de Cultura, 1963. 35lp.
- LEMONS, J.J.S. Análise espectral de ciclos de comércio agrícola no Brasil. Viçosa. Imprensa Universitária, UFV. 1983. 186p. (Tese de Doutorado).
- MARANHÃO. Secretária de Agricultura do Estado do Maranhão. Análise Econométrica e Projeções de Demanda de Cereais no Mercado de São Luis, Maranhão. São Luiz, 1975. 42p.
- *MORETTIN, P.A. Análise harmônica de processos estatísticos. Rio de Janeiro, Instituto de Matemática Pura e Aplicada. 1979. 170p.

- MORETTIN, P.A. & BUSSAR, W.O. Métodos quantitativos para economistas e administradores. São Paulo, Atual, 1981, 308p.
- MINISTÉRIO DA AGRICULTURA. Aspectos sócio-econômico da cultura de laranja no Nordeste (Primeiro Relatório). Brasília (DF), 1972, 50p.
- PAIVA, R.M. Garantia de preços mínimos estáveis e remunerados à agricultura de São Paulo. A Política de Preços Mínimos. 1949/79. Brasília, CFP, 1978. p.21-57.
- PANIAGO, E. An evaluation of agricultural prices policies for selected food products: Brazil. Lafayette, Indiana, Purdue University, 1969. 147p. (Tese de Doutorado).
- PASTORE, A.C. A resposta de produção agrícola aos preços no Brasil "in Estudo Econômico", IPE/USP, 1(5):69-105. São Paulo, 1971.
- QUENOQUILLE, M.H. The analysis of multiple time series. New York, 1968. 105p.
- SANTOS, J.W. Estudos das precipitações pluviiais mensais no município de Bananeiras-PB, através de regressão periódica. Viçosa, UFV, 1984. 66p. (Tese de Mestrado).
- SANTOS, L.F. Estimativa da oferta de arroz, milho e feijão em Minas Gerais, 1941/69. Viçosa, UFV. 1972. 91p. (Tese de Mestrado).
- SPIELGEL, M.R. Análise de Fourier, São Paulo, McGraw-Hill do Brasil, 1976. 249p.
- VIANA, M.O.L. Efeito do mercado sobre a agricultura regional. Revista Econômica do Nordeste. Fortaleza, 11(1): 81-104, 1980.
- WAUGH, F.V. & MILLEW, M.N. Fish cycles: a harmonic analysis. American Journal of Agricultural Economics. Menasha, 52(3):422-30. 1970.

A P Ê N D I C E S

ANEXO A - Área colhida, quantidade produzida e rendimento médio de arroz nos Estados da Região Nordeste
 1978/80.

ESTADOS DA REGIÃO	Área Colhida (ha)			Quantidade Produzida (t.)			Rendimento Médio (kg/ha)		
	1978	1979	1980	1978	1979	1980	1978	1979	1980
	Ceará	56.000	44.553	25.000	67.200	49.548	18.000	1.200	1.112
Piauí	143.803	163.300	180.326	144.964	119.929	76.807	1.008	731	425
Maranhão	775.199	853.779	988.849	1.142.714	1.070.190	1.281.316	1.474	1.253	1.295
Rio G. do Norte	6.616	4.784	5.200	6.212	1.112	878	938	232	168
Paraíba	12.297	15.443	14.585	8.295	10.735	7.221	674	695	495
Pernambuco	3.696	3.273	3.670	5.685	5.320	5.406	1.538	1.625	1.473
Sergipe	8.555	9.662	8.096	21.706	25.437	19.030	2.537	2.632	2.350
Bahia	28.000	28.600	43.000	33.600	48.620	60.200	1.200	1.100	1.400
Alagoas	7.942	6.064	6.459	14.133	13.323	14.680	1.779	2.197	2.272

FONTE: Anuário Estatístico do Brasil - F. I. B. G. E.

APÊNDICE B - Área colhida, quantidade produzida e rendimento médio de feijão nos Estados da Região Nordeste - 1978/80

ESTADOS DA REGIÃO	Área Colhida (ha)			Quantidade Produzida (t.)			Rendimento Médio (kg/ha)		
	1978	1979	1980	1978	1979	1980	1978	1979	1980
	Ceará	400.000	342.359	340.000	120.000	104.831	51.000	300	306
Piauí	135.668	156.581	193.050	40.244	41.157	27.670	296	262	143
Maranhão	83.350	77.678	96.678	42.020	38.974	41.868	504	501	433
Rio G. do Norte	188.807	115.560	128.968	54.189	19.223	8.576	287	165	66
Paraíba	218.035	220.472	264.915	70.686	56.676	27.788	324	257	104
Pernambuco	317.750	299.632	222.942	128.371	133.379	61.536	404	445	276
Sergipe	48.032	54.467	19.037	13.161	26.689	2.760	274	490	144
Bahia	447.700	375.700	446.872	188.034	180.582	265.083	420	480	593
Alagoas	123.330	150.500	78.867	46.881	81.571	14.982	380	542	189

FONTE: Anuário Estatístico do Brasil - F. I. B. G. E.

APÊNDICE C - Área colhida, quantidade produzida e rendimento médio de milho nos Estados da Região Nordeste - 1978/80

ESTADOS DA REGIÃO	Área Colhida (ha)			Quantidade Produzida (t.)			Rendimento Médio (kg/ha)		
	1978	1979	1980	1978	1979	1980	1978	1979	1980
	Ceará	480.000	408.131	400.000	259.200	172.214	96.000	540	421
Piauí	216.502	246.994	289.813	124.992	109.538	73.548	577	443	253
Maranhão	421.010	437.667	495.723	239.720	248.036	270.583	569	566	545
Rio G. do Norte	152.625	81.461	61.499	54.932	9.898	2.669	359	121	43
Paraíba	270.429	278.868	289.929	139.784	112.180	33.981	516	402	117
Pernambuco	390.650	340.708	192.948	276.580	184.337	59.042	707	541	305
Sergipe	55.213	67.408	8.995	30.588	43.613	3.310	553	647	367
Bahia	438.000	444.800	420.882	323.280	317.160	282.495	738	713	671
Alagoas	144.446	136.700	33.319	61.561	58.534	8.832	537	428	265

FORTE: Anuário Estatístico do Brasil - F.I.B.G.E.

ANEXICE D - Área colhida, quantidade produzida e rendimento médio de mandioca nos Estados da Região Nordeste - 1978/80

ESTADOS DA REGIÃO	Área Colhida (ha)		Quantidade Produzida (t.)		Rendimento Médio (kg/ha)	
	1978	1979	1978	1979	1978	1979
Ceará	175.000	176.000	1.575.000	1.232.000	9.000	7.000
Piauí	84.584	94.012	741.702	832.100	8.768	8.850
Maranhão	320.419	345.046	368.322	3.064.612	8.595	8.881
Rio G. do Norte	62.479	55.683	54.044	467.699	8.328	8.399
Paraíba	67.722	63.255	616.764	532.249	9.107	8.414
Pernambuco	200.000	180.822	179.600	1.881.323	10.000	10.404
Sergipe	35.440	26.582	29.580	457.247	12.902	12.964
Bahia	295.000	294.000	305.000	4.704.000	15.000	16.000
Alagoas	45.364	37.734	31.854	467.344	10.302	10.000

FONTE: Anuário Estatístico do Brasil - F.I.B.G.E.

APÊNDICE E - Área colhida, quantidade produzida e rendimento médio de laranja nos Estados da Região Nordeste - 1978/80

ESTADOS DA REGIÃO	Área Colhida (ha)			Quantidade Produzida (t.)			Rendimento Médio (kg/ha)		
	1978	1979	1980	1978	1979	1980	1978	1979	1980
Ceará	1.600	1.650	1.500	160.000	132.000	112.500	100.000	80.000	75.000
Piauí	1.185	1.312	1.455	123.911	142.804	150.952	105.410	108.844	103.747
Maranhão	3.553	3.631	3.683	411.764	426.725	426.725	115.891	116.310	115.863
Rio G. do Norte	519	545	550	32.851	33.750	34.410	63.296	61.026	62.263
Paraíba	1.964	2.244	2.384	221.441	228.327	255.684	112.750	101.750	107.250
Pernambuco	5.290	5.127	4.800	376.564	333.255	326.352	71.184	65.000	67.990
Sergipe	14.899	20.640	23.257	1.639.000	1.658.174	2.396.029	110.007	80.729	103.023
Bahia	2.600	9.600	10.452	693.228	771.420	846.612	72.180	78.000	81.000
Alagoas	1.009	1.001	1.001	73.039	76.698	74.351	72.387	76.621	74.276

FONTE: Anuário Estatístico do Brasil - F.I.B.G.E.

APÊNDICE F - Área colhida, quantidade produzida e rendimento médio de banana nos Estados da Região Nordeste - 1978/80

ESTADOS DA REGIÃO	Área Colhida (ha)			Quantidade Produzida (t.)			Rendimento Médio (kg/ha)		
	1978	1979	1980	1978	1979	1980	1978	1979	1980
Ceará	36.000	36.000	36.600	67.500	67.500	45.750	1.875	1.875	1.256
Piauí	3.134	3.521	3.587	5.692	6.325	6.326	1.816	1.796	1.763
Maranhão	7.774	9.450	9.734	10.762	11.037	11.640	1.359	1.157	1.195
Rio G. do Norte	3.594	3.190	3.327	4.858	4.549	4.997	1.351	1.426	1.501
Paraíba	7.405	8.288	8.266	14.516	16.260	14.551	1.960	1.961	1.760
Pernambuco	17.120	17.520	18.826	31.171	31.886	34.264	1.844	1.819	1.820
Sergipe	1.892	2.074	2.217	1.608	1.713	2.461	849	825	1.110
Bahia	32.000	36.000	46.320	38.400	47.808	62.995	1.200	1.328	1.359
Alagoas	8.843	8.731	10.047	12.221	12.088	13.937	1.381	1.384	1.387

FONTE: Anuário Estatístico do Brasil - F.I.B.G.E.

APÊNDICE G

Processo de filtragem de séries temporais.

Procurando atender aos pressupostos de aplicações dos modelos de análises de séries temporais, para explicar a estacionariedade das séries de preços e quantidades selecionadas para essa pesquisa, utilizou-se um modelo de pré-filtragem, em que os valores da série cronológica Y_t , flutuam em torno de um valor médio e as flutuações se repetem.

A forma geral do modelo de filtragem foi desenvolvida por NERLOVE, 1964, da seguinte maneira:

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

em que n é uma constante e L é o operador de defasagem.

Para desenvolver a expressão (I) pode ser utilizada a forma genérica do binômio de Newton.

Considerando que as séries econômicas estudadas, frequentemente não ultrapassam os cinco períodos de defasagem. As considerações e aplicações feitas por LEMOS, 1984. No presente com o objetivo de transformar as séries estudadas não estacionárias em séries estacionárias, empregou-se os seguintes modelos de filtragem:

$$(a) \quad \bar{X}_t = 1 - 2\beta^2 L^2 \quad (II)$$

onde:

\bar{X}_t = série estacionária

$\beta = 0,75$

$L^i = 1 - X_{t-i}; i = 0, 1, \dots, n$

n = períodos de defasagens

Assim pode-se escrever o filtro aplicado:

$$(b) \quad \bar{X}_t = \ln X_t - 1,5X_{t-1} + 0,5675X_{t-2} \quad (III)$$

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-12} \quad (IV)$$

onde:

ΔX_t = série temporal estacionária

X_t = série temporal no período t

X_{t-12} = série temporal defasada de 12 observações

Contudo verificou-se, que as séries temporais utilizadas na pesquisa, já são estacionárias. As séries filtradas e ajustadas pelo modelo harmônico não mostraram nenhum grau de significância esperado.

APÊNDICE HMEDIDAS DE CORRELAÇÃO E SUAS PROVAS DE
SIGNIFICÂNCIA

O coeficiente de correlação por posto de Kendall, $r(\tau)$ é uma medida de correlação útil para testar a hipótese de estacionariedade de séries cronológicas.

Pode-se considerar "r" como função do número de inversões ou permutas entre elementos vizinhos, necessários para transformar um posto em outro. Isto é, r é, uma espécie de coeficiente de desordenamento.

O coeficiente de correlação de posto de Kendall é definido da seguinte maneira:

$$r = 1 - \frac{4Q}{N(N-1)} \quad (I)$$

distribuído no intervalo de $[-1; 1]$ sobre $N!$ permutação com Q , igual ao número de inversões, que pode variar entre zero e $1/2 N(N-1)$.

A definição de "r" pode ser expressada de outra forma a seguir:

$$r = \frac{S}{\frac{1}{2}N(N-1)} \quad (II)$$

Assim, esta última expressão pode se constituir a fórmula de "r", denotemos por S a soma dos escores +1 quando a ordem é natural e escores -1, quando a ordem não é natural para cada par de variáveis analisados.

Esses valores possíveis do coeficiente de Kendall variara de +1 a -1, e podem ser dispostos em uma distribuição de freqüências. Por exemplo para $N=4$ ha $4! = 24$ ordenações possíveis dos postos de cada valor da variável em estudo, e a cada um deles está associado um valor de "r".

Quando N não supera a 10, o teste de significância de r , está associado à ocorrência (unilateral) sob a hipótese H_0 .

Quando N é maior que 10, r pode ser considerado distribuído normalmente com:

$$\text{Média} = \mu_r = 0$$

$$\text{e Desvio padrão} = \sigma_r = \sqrt{\frac{2(2N+5)}{9N(N-1)}}$$

$$\text{isto é } Z = \frac{r - \mu_r}{\sigma_r} = \frac{r}{\sqrt{\frac{2(2N+5)}{9N(N-1)}}} \quad (III)$$

tem distribuição aproximadamente normal com média zero e variância unitária. Assim, a probabilidade associada a ocorrência, sob H_0 , de qualquer vetor tão extremo quanto um valor observado de r , pode ser determinado calculando-se o valor de Z tal como definido pela fórmula (III), determinando a significância de Z mediante uma tábua de probabilidades associadas a valores tão extremos quanto valores observados de Z na distribuição normal.

A regra decisória é a seguinte:

(a) Se 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 postos é estatisticamente igual a zero, conclui-se que a série temporal apresenta tendência positiva ou negativa, dependendo do sinal do coeficiente de Kendall;

(b) Quando valor absoluto observado, da estatística Z é superior ou igual ao valor esperado, há motivo de rejeição da hipótese nula, conclui-se que a série temporal é estacionária.

APÊNDICE I1. FUNDAMENTOS TRIGONOMÉTRICOS

Dada a equação

$$Y_t = M + A \cos(Wt - \varnothing) \quad (I)$$

tem-se que:

$$A \cos(Wt - \varnothing) = A(\cos Wt \cos \varnothing + \sin Wt \sin \varnothing) = \alpha \cos Wt + \beta \sin Wt \quad (II)$$

onde:

$$\alpha = A \cos \varnothing \quad (III)$$

$$e \quad \beta = A \sin \varnothing \quad (IV)$$

Considerando:

$$\cos^2 \varnothing + \sin^2 \varnothing = 1$$

Tem-se que:

$$A^2 (\cos^2 \varnothing + \sin^2 \varnothing) = \alpha^2 + \beta^2$$

$$\text{logo:} \quad A^2 = \alpha^2 + \beta^2 \quad (V)$$

$$\text{Com:} \quad \text{tg} \varnothing = \frac{\sin \varnothing}{\cos \varnothing} \text{ e } \text{Cotg} \varnothing = \text{tg}^{-1} \varnothing$$

Dividindo a expressão (IV) pela expressão (III) tem-se:

$$\text{tg} = \frac{\sin \varnothing}{\cos \varnothing} = \frac{\beta}{\alpha} \text{ ou}$$

$$\text{arctg} \frac{\beta}{\alpha} = \varnothing$$

2. CONDIÇÕES DE ORTOGONALIDADE DAS FUNÇÕES Senos e Co-Seno

$$\sum_{t=1}^N \text{SenWit SenWjt} = \begin{cases} 0, & i \neq j \\ \frac{N}{2}, & i=j \neq 0, n \\ N, & i=j=0, n \end{cases}$$

$$\sum_{t=1}^N \text{CosWit CosWjt} = \begin{cases} 0, & i \neq j \\ \frac{N}{2}, & i=j \neq 0, n \\ N, & i=j=0, n \end{cases}$$

$$\sum_{t=1}^N \text{SenWit CosWjt} = 0 \quad i, j = 0, 1, 2, \dots, n$$

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

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

