ANÁLISE HARMÔNICA DE PREÇOS E QUANTIDADES DE LARANJA E BANANA NO NORDESTE BRASILEIRO[1]

JOSÉ FRANCISCO DE ARAÚJO[2], AHMAD SAEED KHAN[3]

RESUMO: Nesta pesquisa, estudaram-se as variações sazonais das séries de preços e quantidades de laranja e banana nos mercados nordestinos, bem como os padrões de lideranças e defasagem entre séries de preços e quantidades, coeficientes de flexibilidade e elasticidades.
Os resultados indicaram a existência de ciclos estacionais de 12 meses nas séries de preços e quantidades comercializadas.
As amplitudes estimadas das séries foram superiores para as séries de preços, em relação às séries de quantidades.
os coeficientes de elasticidade-preço da demanda mostram uma característica de inelasticidade da demanda por banana e por laranja nos mercados estudados.

Termos para indexação: Análise Harmônica, Preços, Laranja, Banana, Nordeste.

HARMONIC ANALYSIS OF PRICES AND QUANTITIES OF ORANGE AND BANANA IN THE NORTHEAST OF BRASIL

ABSTRACT: In this research, seasonal variations of series of prices and quantities of orange and banana were studied in the Northeastern markets, as well as the patterns of leadership and lags between series of prices and quantities, coefficients of flexibility and elasticities.
The results indicated the existence of seasonal cycles of 12 months in the series of prices and marketed quantities.
The estimated amplitudes of the series were superior for prices in relation to these for quantities.
The price elasticity coeficients of demand showed a characteristic of inelasticity of demand for banana and orange in the markets studied.

Terms index: Harmonic Analysis, Prices, Orange, Banana, Northeast.

INTRODUÇÃO

Em quase todos os países do mundo, as frutas ocupam posição de destaque na dieta humana, especialmente pelo valor nutritivo e pelo fornecimento de vitaminas e sais minerais necessários ao organismo humano. No Brasil, e em particular no Nordeste, as frutas apresentam grande importância, tendo em vista o baixo consumo "per capita" de proteínas e vitaminas nesta região, que é inferior ao nível mínimo recomendado pela FAO para a América Latina.

---

[1] Recebido em 13 de abril de 1987
Aceito para publicação em 4 de dezembro de 1987

[2] Eng. Agron. M.S. em Economia Rural, Técnico do IAA, Campina, Pernambuco

[3] Eng. Agron. Ph.D. Professor no Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará, C.P. 3038 – Fortaleza, Ceará, 60.000.

A banana possui várias propriedades nutritivas e medicinais, constituindo alimento de boa preferência pelas diferentes faixas etárias da população da região Nordeste. Seu consumo ocorre em grande parte na forma "in natura" apesar de, quando industrializada, fornecer diversos outros produtos.

A laranja, por outro lado, é rica em vitamina C, que é indispensável a uma boa formação dos dentes e dos ossos, além de constituir elemento de reconhecida importância para o bom funcionamento dos vasos capilares e, em adição, aumenta a resistência do organismo às infecções.

Embora referidas frutas sejam produzidas em estados diferentes e estações também diferenciadas, seus mercados estão altamente interrelacionados por um movimento interregional ou interestadual.

As flutuações dos preços e das quantidades comercializadas dos produtos agrícolas, e das frutas especificamente, ao longo do ano, se constituem em importante fator desestabilizador do consumo e da produção desses bens. Do lado dos consumidores as oscilações dos preços tem efeitos bastante marcantes na elaboração dos orçamentos familiares, enquanto que, para os produtores, as flutuações dos preços das frutas causam incertezas no que diz respeito à renda que será auferida ao longo do ano, o que dificulta os planos de produção, podendo causar crises periódicas no abastecimento dos conglomerados urbanos.

O preço constitui uma das variações econômicas de grande peso no processo de tomada de decisão do agricultor. Mediante a análise dos preços é possível fazer previsões quanto ao seu comportamento esperado; para o governo, esta menção pode ser um valioso instrumento na formulação e aplicação de políticas direcionadas ao setor.

OBJETIVOS

O objetivo geral desta pesquisa é estudar as variações sazonais das séries de preços e quantidades de banana e laranja nos estados nordestinos.

Especificamente, objetiva-se:

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

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

(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 os coeficientes de flexibilidade de preço e de elasticidade de preço da demanda dos produtos estudados.

MATERIAL E MÉTODOS

Origem dos Dados

Os dados básicos utilizados foram séries de preços e quantidades médias mensais, a nível de atacado, no período de 1972 a 1980, de banana e laranja. Os dados, em sua maioria, foram extraídos do documento "Evolução de preços e das quantidades comercializadas dos produtos hortifrutigranjeiros e cereais nas capitais do Nordeste", elaborado pela divisão de comercialização e industrialização da diretoria de irrigação do DNOCS.

Outras fontes de consulta como: boletim mensal do SIMA, Anuário Estatístico e Revista "Conjuntura Econômica" foram utlizados.

Modelo de Análise

Uma série temporal (Y_t) admite a presença de quatro elementos principais que podem afetar um processo estocástico que são: a tendência T_t, a variação sazonal ou estacional S_t, as variações cíclicas C_t, e as componente errática ou de variações irregulares I_t. A análise das séries visa descrever estes componentes, através de uma função matemática, as quais se integram em modelos "multiplicativos", "aditivos" ou "mistos" segundo as características do fenômeno analisado.

O model "multiplicativo" da forma

$$Y_t = T_t \,.\, C_t \,.\, S_t \,.\, I_t \tag{1}$$

pressupõe que os componentes da série de preço não são independentes.

O model "aditivo" da forma

$$Y_t = T_t + C_t + S_t + I_t \tag{2}$$

supõe que cada componente tem um efeito independente permitindo seu isolamento sem problemas de correlação significativa.

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 citados anteriormente. Quando se compara com o método da média móvel, observa-se que é possível utilizar os dados originais, Abel (1965). 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. O uso da análise harmônica permite ainda testar mudanças nos padrões de variação sazonal, isto é, mudanças no ângulo fase e na amplitude da série, bem como a taxa dessas variações, o padrão sazonal e a tendência, o que torna-se difícil quando se emprega o método de média móvel.

Dada uma série cronológica, Y_t, as variações estacionais e as variações cíclicas podem ser expressas mediante a seguinte equação:

$$Y_t = m + A \cos 2\Pi f\,(t - \Phi) \tag{3}$$

em que:

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 freqüência de ocorrência.

A função periódica definida pela equação (3) pode ser expressa em termos de freqüência ângular W (radianos por unidade de tempo), da seguinte forma:

$$Y_t = m + \cos (W_t - \theta) \qquad (4)$$

em que:

W = $2\Pi f$; e
θ = $2\Pi f\Phi$, medido em radiano.

Empregando-se as relações trigonométricas elementares de adição e subtração de senos e cosenos de ângulos, pode-se reescrever a equação (4) da seguinte forma:

$$Y_t = m + \alpha \cos W_t + \beta \operatorname{sen} W_t \qquad (5)$$

na qual:

$$\alpha = A \cos\theta \qquad (6)$$

e

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

Elevando-se ao quadrado ambos os lados das equações (6) e (7) somando seus termos membro a membro obtém-se:

$$\alpha^2 + B^2 = A^2 (\cos^2\theta + \operatorname{sen}^2\theta) \qquad (8)$$

ou

$$\alpha^2 + \beta^2 = A^2 \qquad (9)$$

sabe-se que: $\cos^2\theta + \operatorname{sen}^2\theta = 1$.

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

$$\beta/\alpha = \frac{\text{sen}\theta}{\cos\theta} \tag{10}$$

ou semelhante, que:

$$\beta/\alpha = \text{tg}\theta \tag{11}$$

ou ainda que:

$$\theta = \text{arc tg } \beta/\alpha \tag{12}$$

os parâmetros A e θ, são respectivamente, a amplitude e o ângulo fase da série temporal Y_t.

Um modelo de série periódica é composta da soma de finitas séries temporais periódicas mais a média ou constante qualquer. Assim, é possível fazer a seguinte extensão para a equação (3)

$$Y_t = m + \sum_{i=1}^{n} A_i \cos (W_{it} - \theta_i) \tag{13}$$

na qual $\theta < W_i < 2\Pi$, e o subíndice "i" se refere à $_i$ésima série temporal periódica.

De forma alternativa, pode-se expressar a equação (13) da seguinte maneira:

$$Y_t = m + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \cos W_i t + \sum_{i=1}^{n} \beta_i \text{sen } W_i t \tag{14}$$

Cada um dos coeficientes A_i's da equação (13) se relaciona com os α_i's e β_i's da equação (14), na forma expressa nas equações (9) e (12).

A determinação da freqüência angular de uma série temporal periódica, constitui-se em uma importante etapa da análise harmônica. Assim sendo, deve-se destacar dois pontos dessas freqüências: (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 freqüência angular $2\Pi/W$. 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 freqüência angular de $2\Pi/2 = 2\Pi$ radianos por mês, e (b) supondo-se que N seja um número par, isto é $N = 2n$. Então, a freqüência angular, para à $_i$ésima faixa de onda, é dada por:

$$W_i = \frac{2\Pi i}{W}, \quad i = 1, 2, ..., n \tag{15}$$

Quando i = 1; $W_1 = 2\Pi/N$, que é a curva cossenóide mais lenta, possível da observação. Quando i = n; $W_n = 2\Pi i/N = 2\Pi n/N = \Pi$, (n = N/2) que é a curva cossenóide mais rápida, possível de observação. Quando i = 0; $W_0 = 0$, é a onda que tem freqüência nula representando o vaor da média da série teporal períodica. Então pode-se expressar a equação (14) da seguinte forma:

$$Y_t = \sum_{i=0}^{n} \alpha_1 \cos W_i t + \sum_{i=0}^{n} \beta_i \operatorname{sen} W_i t \qquad (16)$$

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:

$$m = \alpha_0 \cos W_0 t = \alpha_0 \qquad (17)$$

Em termos estatísticos o modelo utilizado para a análise dos componentes cíclicos das séries de preços e quantidades, (equação 16), pode ser expressa pela equação seguinte:

$$Y_t = \sum_{i=0}^{n} (\alpha_i \cos W_i t + \beta_i \operatorname{sen} W_i t) + \mu_t \qquad (18)$$

na qual, $W_i t = 2\Pi i t/N$ e N = 2n.

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

$$\mu_t \sim N(0, \sigma^2)$$

Usando-se as condições de ortogonalidade das funções senos e cossenos, demonstrando por Lemos (1983) as estimativas dos parâmetros da equação (18) serão dados por:

$$\alpha_i = \begin{cases} 2/N \sum_{i=1}^{N} Y_t \cos W_i t; & i = 1, 2, ..., n-1 \\ 1/N \sum_{i=1}^{N} Y_t \cos W_i t; & i = 0, n \end{cases} \qquad (19)$$

$$\beta_i = \begin{cases} 2/N \sum_{i=1}^{n} Y_t \operatorname{sen} W_i t; & i = 1, 2, ..., n-1 \\ 1/N \sum_{i=1}^{n} Y_t \operatorname{sen} W_i t; & i = 0, n \end{cases} \qquad (20)$$

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

$t = 1, 2, \ldots, N$
$N = 12m.$

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

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

$\underset{N \times n+1}{X}$ = matriz das variações explicativas dos modelos;

$\vec{b}$ = vetor dos parâmetros α_i's e β_i's;

$\underset{N \times 1}{\vec{\mu}}$ = vetor dos erros aleatórios.

Assim tem-se:

$$\vec{Y} = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ Y_3 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ Y_N \end{bmatrix} \qquad \vec{b} = \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \beta_0 \\ \alpha_1 \\ \beta_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \alpha_n \\ \beta_n \end{bmatrix} \qquad \vec{\mu} \quad \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \mu_N \end{bmatrix} \tag{21}$$

$$X = \begin{bmatrix} 1 & \cos W_1 & \operatorname{sen} W_1 & \cdots & \cos W_n & \operatorname{sen} W_n \\ 1 & \cos 2W_1 & \operatorname{sen} 2W_1 & \cdots & \cos 2W_n & \operatorname{sen} 2W_n \\ \cdot & \cdot & \cdot & & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & & \cdot & \cdot \\ 1 & \cos NW_1 & \operatorname{sen} NW_1 & \cdots & \cos NW_n & \operatorname{sen} NW_n \end{bmatrix}$$

Pode-se reescrever a matriz (22) na forma compacta da seguinte maneira:

$$Y = Xb + \mu \qquad (23)$$

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 equação (23) 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:

$$A_i = \sqrt{\alpha_i^2 + \beta_i^2}\,; \qquad i = 1, 2, ..., n$$

$$\theta_i = \text{arc tg}\,\frac{\beta_i}{\alpha_i}\,; \; i = 1, 2, ..., n.$$

Grenander & Rosenblat (1975) demonstraram que os estimadores de α_i's e β_i's da equação (14) pelo método do MQO são assintóticamente MELNT (Melhores Estimadores Lineares não Tendenciosos), independente da estrutura da matriz da covariância do termo de disturbância u_t.

Além dos testes estatísticos usuais, são empregados os testes não paramétricos, sugerido por Doran & Qulkey (1972) para verificação do poder da contribuição de cada período para a variação explicativa pelo modelo.

Considerando a análise de variação sazonal, esse teste pode ser expressa pela seguinte equação:

$$V_i = \frac{\vec{b}_i^{\,2}}{\sum_{k=1}^{n} \vec{b}_k^{\,2}}\,; \quad i = 1, 2, ..., n \qquad (24)$$

onde:

$\vec{Y}$ = é a contribuição de i$^{\text{ésimo}}$ harmônico para a variação total explicada pelo modelo de análise harmônica;

$\vec{b}$ = é o vetor coluna dos coeficientes; e

k = é o índice de cada elemento do vetor coluna $\vec{b}$.

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

Flexibilidade de Preços

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

$$F_P = \frac{\Delta P}{\Delta q} \cdot \frac{q}{P} \qquad (25)$$

A estimação do coeficiente de flexibilidade de preço nos modelos econométricos usuais, é obtida fazendo-se o preço função de quantidade do produto específico, dos preços de 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, bem sempre esses coeficientes correspondem ao inverso da elasticidade.

Para determinação dos coeficientes de flexibilidade, a partir da análise harmônica, parte-se da equação (13). O modelo será expresso em termos de semilogaritmo da seguinte maneira:

$$Ln\ \hat{Y}_t = m + A_i \cos (W_i - \theta_i) \qquad (26)$$

Dado que $W_i = \underline{2\Pi i}$ e $\frac{1}{R} = \underline{1}$

a equação (26) pode ser expressa da seguinte forma:

$$Ln\ \hat{Y}_t = m + A_i \cos \left(\frac{2\Pi it}{R} - \theta_i\right) \qquad (27)$$

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 expressa a seguir:

$$Ln\ Y_t^p = A_i \cos (\underline{2\Pi it} - \theta_i); \quad i = 1, 2, ..., n \qquad (28)$$

$$Ln\ \hat{Y}_t^q = A_i \cos \left(\frac{2\Pi it}{R} - \theta_i\right); \quad i = 1, 2, ..., n \qquad (29)$$

Assim tem-se:

$$F_p = \frac{A_i\ (\text{preços})}{A_i\ (\text{quantidades})} \qquad (30)$$

Elasticidade-Preço

A elasticidade-preço expressa as variações percentuais em quantidade demandada de um período face as variações percentuais nos preços desses produtos.

O coeficiente de elasticidade-preço pode ser definido por:

$$E_p = \frac{\partial \log Q}{\partial \log P} \qquad (31)$$

onde:

$\partial \log Q$, é a variação proporcional na quantidade comprada do produto;
$\partial \log P$, é a variação proporcional no preço do produto.

Houck (1965) utilizando uma forma matricial mostrou que 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 a elasticidade de preço.

Para determinação dos coeficientes de flexibilidade de preço, a partir da análise harmônica, parte-se da pressuposição 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:

$$E_p = \frac{1}{F_p} \tag{32}$$

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A fim de tornar-se estacionárias as séries de preços e quantidades foram submetidas ao pré-branqueamento, usando-se o procedimento de filtragem, desenvolvido por Nerlove (1964). Contudo o processo não se ajustou, o que foi evidenciado pela magnitude e insignificância dos coeficientes estimados, com o uso das séries recoloridas.

Assim foram utilizadas as séries originais com estacionários. Os resultados obtidos na análise empírica de ciclos característicos do mercado atacadista de laranja e banana para capitais da Região Nordeste, são apresentados e discutidos a seguir.

Análise Harmônica do Mercado de Laranja

A Tabela 1 resume o comportamento das variações sazonais do preço real mensal e das quantidades comercializadas da 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.

Convém esclarecer, que a presença da autocorrelação positiva ou negativa não tem nenhuma influência sobre a eficiência dos coeficientes estimados na análise harmônica.

Na Tabela 2 são apresentados os coeficientes de emplitude e ângulo fase para os períodos de 6 e 12 meses, das séries de preços e quantidades comerciali-

TABELA 1 – Estimativa 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 (P)	Aracaju (Q)	Fortaleza (P)	Fortaleza (Q)	João Pessoa (P)	João Pessoa (Q)	Natal (P)	Natal (Q)	Teresina (P)	Teresina (Q)
Cos $2\Pi t/12$	0,9510	-0,3554	-0,0992	0,1029	0,2366	-0,2831	0,0506	0,1071	-0,0910	-0,1020
(1,10)	(1,88)***	(-1,73)***	(-0,50)	(1,14)***	(0,63)	(-4,48)*	(1,34)***	(7,13)*	(-0,15)	(1,10)
Sen $2\Pi t/12$	0,2789	0,4474	0,4325	0,2106	0,2657	-0,2270	0,3131	-0,1927	0,4325	-0,2106
	(6,32)*	(-2,18)**	(7,21)*	(2,26)*	(2,36)*	(-3,59)*	(5,66)*	(-8,69)*	(7,16)*	(2,23)**
Cos $4\Pi t/12$	-0,0362	0,2816	-0,0757	-0,0560	0,0288	-0,0094	-0,0369	-0,2018	-0,0750	-0,0550
	(-0,83)	(1,40)	(-1,27)	(-0,17)	(0,70)	(-0,15)	(-0,77)	(-3,72)**	(1,25)	(-0,06)
Sen $4\Pi t/12$	0,1142	0,1857	0,1368	-0,1831	0,1599	-0,0486	0,0419	0,0415	0,1368	-0,1700
	(2,64)**	(0,94)	(2,28)**	(-1,98)***	(3,07)**	(-0,78)	(0,70)	(6,89)*	(2,27)**	(-1,96)***
Tendência	0,0205	0,0258	0,0134	0,0363	0,0266	0,0124	0,0218	0,0337	0,0130	0,0364
	(28,33)*	(7,20)*	(30,06)*	(20,05)*	(18,02)*	(21,02)*	(6,87)*	(12,18)*	(8,97)*	(27,08)*
Constante	2,9161	5,3603	3,7226	4,9113	2,7211	6,8305	3,1248	6,1260	3,7227	4,9013
$\bar{R}^2$	0,0846	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+	0,9887	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 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.

zadas de laranja no mercado das respectivas capitais. Observa-se nas amplitude das freqüências 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 freqüência de menor intensidade (para o período de 6 meses) pode ser explicada pela inexistência de período 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, proveniente 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 os preços mais baixos com maior concentração do produto nos últimos meses do ano.

TABELA 2. Estimativas dos coeficientes de amplitude e ângulo fase da análise harmônica das séries de Preço (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	0,1877	-1,7992	-1,3555	-0,2056
Teresina	0,4419	0,2338	0,1560	0,1793	-4,7400	2,0647	-1,8133	3,0909

Fonte: Tabela 1.

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 respectivas. Para a cidade de Natal, observa-se uma liderança das séries de preços sobre as séries de quantidades.

Através do teste de Doran & Quilkel (1972), (DQ), verificou-se que das equações ajustadas para explicar o padrão sazonal das séries de preços e quantidade comercializadas de laranja, o período de 12 meses foi o responsável pela explicação das variações totais ocorridas de 82% a 97% e de 54% a 98% nas séries de preços e quantidades respectivamente. Assim sendo conclui-se que os harmônicos mais relevantes tanto para as séries de preços como para as séries de quantidades, são aqueles correspondentes, ao ciclo anual, em todas as capitais estudadas (Tabela 3).

Tabela 3 – 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.

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 2.

Análise Harmônica do Mercado de Banana

As equações de preços ajustadas apresentaram os períodos de 6 a 12 meses relevantes com exceção das séries observadas no mercado de Teresina, que expressam apenas o período de 12 meses indicando um ciclo anual (Tabela 4).

Também na Tabela 4, são apresentados os harmônicos estimados para séries de quantidades, indicando que a série de quantidades de banana apresenta um padrão sazonal anual definido nos mercados de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal e Teresina.

TABELA 4 – 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	-0,1811	-0,1454	0,1485	-0,1886	-0,0391	-0,0542	-0,0639	0,2756	-0,0049
	(-1,89)**	(-1,14)***	(-3,19)*	(3,09)*	(-7,20)	(2,73)*	(-1,30)***	(-1,30)***	(2,89)*	(-0,35)
Sen 2Πt/12	0,2017	-0,1817	0,3466	-0,1209	0,2719	-0,0476	0,2351	-0,0543	0,0083	-0,0817
	(5,58)*	(-1,14)***	(9,60)*	(-2,44)*	(10,33)	(-2,08)**	(5,60)*	(-1,09)	(2,18)**	(-1,73)***
Cos 4Πt/12	-0,0604	–	-0,0408	–	-0,0704	0,0316	-0,0961	–	–	0,0168
	(-1,70)**		(0,81)		(-2,68)	(1,40)***	(-2,30)**			(0,84)
Sen 4Πt/12	0,8936	–	0,1569	–	0,1112	0,0035	0,1266	–	–	0,0411
	(2,48)		(3,43)*		(4,23)	(0,15)	(3,03)*			(0,84)
Tendência	0,0277	0,0224	0,0399	-0,0040	0,3657	0,0096	0,0352	0,0271	-0,0120	0,2992
	(33,72)*	(6,00)*	(38,36)	(-3,60)*	(61,18)	(18,43)*	(36,95)*	(24,20)*	(-55,7)*	(26,70)*
Constante	2,1635	6,5985	3,9902	9,9671	1,8281	8,1162	1,9913	0,1272	6,0233	3,8819
$\bar{R}^2$	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 $\bar{R}^2$ é o coeficiente de determinação múltipla ajustado; F é a estatística de Snedecor; GLR é o número de graus de liberdade dos resíduais; 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 resultados, para as séries de preços e quantidades foram signficativamente 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 8% no mercado de João Pessoa.

Para as séries de quantidades comercializadas de banana, as equações estimadas apresentaram o período relevante de 12 meses nos mercados de Aracaju, Fortaleza e Natal e o grau dos ajustamentos que variaram de 18% para cidade de Fortaleza e 87% para a cidade de Teresina.

Os coeficientes de amplitude e ângulo fase, em todas as equações selecionadas são apresentados na Tabela 5. Verifica-se que os coeficientes de amplitude, apresentaram valores maiores para os termos harmônicos associados ao ciclo anual das séries de preços e quantidade comercializadas da banana, à exceção dos coeficientes das equações selecionadas para explicar o padrão ciclo destas séries no mercado de Aracaju.

Também pode ser observado na Tabela 5, 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 simultâneamente nestes mercados. Para as cidades de João Pessoa e Natal o coeficiente do ângulo fase apresentou sinal negativo para série de preços e sinal positivo para série de quantidade comercializadas de produto nestes mercados, ao longo do período estudado.

TABELA 5 – 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.

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	0,2127	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 4.

Na Tabela 6 são apresentados os poderes de explicação de cada termo harmônico nas séries de preços, como demonstrado por Dorak 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 exceção para as séries de preços no mercado de Aracaju.

No que diz respeito as séries de quantidades e preços para a cidade de Aracaju, observa-se que não houve um padrão estacional definido, isto é, para as séries de preços o período mais relevante foi de 6 meses, enquanto, 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.

TABELA 6 – Comportamento cíclico (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 5.

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 (27) que expressa as séries de preços e quantidades comercializadas dos produtos analisados somente em função do cosseno. Considerando a consistência de sinais, o coeficiente 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 mínima (máxima) estimou-se os intervalos correspondentes em t meses.

Do mesmo modo para estimar os coeficientes de flexibilidade preço 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 da banana em Aracaju em razão da série de preços não ter evidenciado um padrão sazonal definido neste mercado.

Diante destas considerações, para estimar os coeficientes de elasticidade preço da demanda, foi utilizado a relação inversa da flexibilidade, já que as propriedades do modelo análise harmônica, permitem considerar os efeitos preços cruzados iguais a zero.

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 $2\Pi t/12 = 1,2586$ 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; 4,36 radianos e 2,69 radianos; 2,65 radianos; 0,12 radianos; 4,36 radianos e 2,69 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 a fim de não incorrerem em maiores prejuízos, já que os produtores também estão sujeitos a preços mais baixos, em razão do excesso de oferta, e de um complexo processo de comercialização.

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

TABELA 7 – 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	Flexibilidade Preços	Elasticidade Preços
Aracaju	-1,73	-0,57
Fortaleza	–	–
João Pessoa	-1,16	-0,86
Natal	-1,44	-0,69
Teresina	–	–

Fonte: Tabela 1.

Banana

Para estimar a medida de respostas dos preços as variações nas séries de quantidades comercializadas de banana utilizou-se os resultados harmônicos apresentados na Tabela 5.

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 no 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 (decréscimo) dos preços acarreta um decréscimo (acréscimo) 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 8) variou 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 e de 42,1% em Teresina.

Em relação aos coefientes de elasticidade-preço de damanda constata-se que um aumento de 10% nos preços de banana no mercado atacadista de Fortaleza e Teresina acarreta uma redução de 5,1% e 2,4% nas quantidades comercializadas do produto, respectivamente.

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

TABELA 8 – Estimativas das flexibilidades de preço e das elasticidades preço da demanda de banana nas capitais de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa e Natal, no período de 1972 a 1980.

Capitais	Flexibilidade Preço	Elasticidade Preço
Fortaleza	-1,96	-0,51
João Pessoa	–	–
Natal	–	–
Teresina	-4,21	-0,24

Fonte: Tabela 4.

CONCLUSÕES

Os resultados empíricos obtidos com a pesquisa evidenciam a rejeição da hipótese de existência de ciclos estacionais mais relevantes menores do que um ano nas séries de preços e quantidades comercializadas de laranja e banana à exceção da banana no mercado de Aracaju.

A análise de resposta dos preços às variações nas quantidades comercializadas de laranja e banana mostra 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.

Os resultados da análise harmônica evidenciaram que o padrão sazonal dos preços de laranja e banana apresentaram maior amplitude do que o padrão sazonal das quantidades comercializadas. Assim pode ser verificada uma superioridade em torno do valor esperado, das séries de preços sobre as quantidades. O que talvez possa ser explicado pelo fato de laranja e banana serem produtos perecíveis, o que dificulta o seu armazenamento.

A liderança dos preços sobre as quantidades comercializadas de laranja nos mercados de Fortaleza e Teresina, e de banana nos mercados de João Pessoa e Natal, sugere a predominância de perfeição dos mercados.

Os coeficientes de elasticidade-preço da demanda mostram uma característica de inelasticidade da demanda por banana e por laranja no mercado de cada cidade estudada.

O coeficiente de flexibilidade-preço de banana apresentou um valor médio maior que o coeficiente de flexibilidade-preço de laranja, indicando que os preços pagos no mercado atacadista da banana estão sujeitos a variações mais amplas do que os preços pagos no mercado atacadista da laranja.

REFERÊNCIAS

ABEL, M.E. Harmonic analysis of seasonal variation with an application to hog production. **J. Am. Stat. Assoc.,** Menasha, **57**(295): 655-67, 1965.

AGREY-MENSAH, W.E.; THCKWELL, N.E. A study of banana supply and price patterns on the Sydney Wholesale market: an application of spectral analysis. **The Aust. J. Agric. Econ.**; Sydney, **13**(2): 187-17, 1969.

BRASIL, Serviços de Informações do Mercado Agrícola. **Evolução de preços e quantidades comercializadas dos produtos hortigrangeiros e cereais nas capitais do Nordeste,** 1971-83. Brasília, DF., SIMA/DNOCS, 1983 Mimeografado.

CAVALCANTE, 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, 97 p. (tese mestrado).

DORAN, H.E. & QUILKEY, J.J. Harmonic analysis of seasonal data: some important properties. **Am. J. Agric. Econ.,** Lexington, **54**(4): 648-53, 1972.

GARCIA, E.A.C. Análise harmônica aplicadas as variações de preço do boi no pantanal mato-grossense. **R. Econ. rural,** Brasília **20**(4): 557-74, 1982.

HOUCK, J.P. A look at flexibilities and elasticities. **J. Farm Econ.,** Menasha, **48**(2): 225-32, May, 1966.

HOUCK, J.P. A look at flexibilities and elasticities; Reply. **J. Farm Econ.,** Menasha, **48**(2), 1022-23, nov., 1966.

HOUCK, J.P. The relationships of direct price flexibilities to direct price elasticities. **J. Farm. Econ.** Menasha **47**(3): 789-92, 1965.

LANGE, O. **Introdução à Econometria.** Rio de Janeiro, Fundo de Cultura, 1963, 351p.

LEMOS, J.J.S. **Análise espectral de ciclos de comércio agrícola no Brasil.** Viçosa, UFV. 1983. 186p. (Tese de Doutorado).