

# ANÁLISE HARMÔNICA DA ESTACIONALIDADE NA COMERCIALIZAÇÃO DE PRODUTOS AGRÍCOLAS SELECIONADOS NO NORDESTE DO BRASIL<sup>1</sup>

JOSÉ FRANCISCO DE ARAÚJO, PEDRO FELIZARDO A. P. PESSOA<sup>2</sup> e  
JOSÉ DE JESUS SOUSA LEMOS<sup>3</sup>

**RESUMO** – Estudou-se o padrão cíclico de séries de preços e quantidades de arroz, farinha de mandioca e feijão nos mercados do Nordeste. Os resultados obtidos evidenciam um padrão ciclo anual para as séries estudadas, e indicaram que não há um padrão definido de liderança e defasagem entre as séries de preços e quantidades de arroz e farinha, mas indicaram que no Nordeste ajusta-se quantidades a preços de feijão. Inferências políticas são discutidas.

Termos para indexação: Análise harmônica, sazonalidade, séries temporais, preços, quantidades, arroz, farinha, feijão, Nordeste.

## HARMONIC ANALYSIS OF SEASONALITY IN COMERCIALIZATION OF SELECTED AGRICULTURAL PRODUCTS IN NORTHEAST OF BRAZIL

**ABSTRACT** – In this paper, cyclical pattern of time series data in prices and quantities of rice, cassava flour and bean in the northeast market were studied. The results revealed the non existence of a definite pattern and lag between quantity and price of rice and cassava flour, but showed that quantity of bean is lagged in relation to price. Political implications were discussed.

Index terms: Harmonic analysis, seasonality, time series, prices, quantities, rice, cassava flour, bean, Northeast.

## INTRODUÇÃO

As flutuações dos preços e das quantidades comercializadas dos produtos agrícolas 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 têm efeito bastante marcante na elaboração dos orçamentos familiares, na medida em que o item alimentação se constitui componente com ponderação significativa na cesta dos bens que consomem. Do lado dos produtores, as flutuações dos preços dos produtos agrícolas 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. As políticas governamentais de abastecimento interno, tais como políticas de armazenamento de produtos, formação e distribuição de estoques reguladores, poderão ser grandemente prejudicadas se as Autoridades Governamentais desconhecerem o padrão sazonal dos preços e das quantidades desses produtos.

<sup>1</sup> Recebido em 05 de junho de 1985.  
Aceito para publicação em 21 de outubro de 1985.

<sup>2</sup> Estudante do Curso de Mestrado em Economia Rural do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará.

<sup>3</sup> Professor Adjunto da Universidade Federal do Ceará (CCA/DEA) Campus do Pici – CEP: 60.000 – Fortaleza, CE.

Na Região Nordeste do Brasil, três produtos agrícolas, arroz, farinha de mandioca e feijão, representam itens importantes na dieta alimentar das famílias, sobretudo das de baixa renda. Pelo lado da produção, as culturas do arroz, feijão e mandioca, encontram-se grandemente disseminadas pela Região Nordeste, sendo que, para um percentual substancial dos produtores, representam, com algumas outras poucas culturas, a única possibilidade de geração de algum excedente comercializável, no decorrer de um ano agrícola. Assim, o conhecimento do padrão estacional dos preços e das quantidades transacionadas desses produtos nos mercados nordestinos além de importante para subsidiar na formulação de políticas agrícolas para esses produtos, de cunho estritamente econômico, também traz embutido uma grande componente social, na medida em que tais políticas propiciarem uma maior estabilidade no consumo e na renda dos produtores, admitindo-se que a estabilidade dos preços no setor urbano se transmitem aos produtores rurais.

Na presente pesquisa, objetiva-se estudar o padrão estacional dos preços e das quantidades comercializadas de arroz, farinha de mandioca e feijão. Especificamente, objetiva-se: (a) testar a hipótese nula de ausência de ciclos durante o ano, ou seja, que não existe um padrão de comportamento cíclico anual definido das variáveis' (b) testar a hipótese nula de ausência de ciclos anuais nas séries de preços e quantidades desses produtos: (c) estimar os padrões de liderança (lead) e de defasagem (lag) entre as séries de preços e quantidades negociadas de arroz, farinha e feijão nos mercados nordestinos.

#### METODOLOGIA

Basicamente, um modelo de séries temporais de matrizes de dados econômicos é constituído de quatro elementos, a saber: tendência, movimento cíclico, movimento sazonal ou estacional e elemento aleatório ou residual. Um procedimento de análise de séries temporais bastante interessante sob um ponto de vista estatístico e econômico, consiste na identificação de cada um desses componentes. Dada uma variável aleatória  $Y_t$  ( $t = 1, 2, \dots, n$ ) a decomposição de  $Y_t$ , nos vários componentes acima pode se dar de forma aditiva, da seguinte maneira:

$$Y_t = C + E + T + U \quad (1)$$

na qual: C é a componente cíclica da série  $Y_t$ ; E é a componente estacional ou sazonal; T é a componente de tendência, que pode ser crescente ou decrescente; e U é a componente errática ou aleatória.

Os elementos que compõem a série  $Y_t$  podem interagir de forma multiplicativa, e nesse caso a decomposição da série será aditiva nos logaritmos.

Um procedimento que possibilita a identificação dos componentes cíclicos e sazonais de uma série temporal é o método da análise harmônica. Dada uma série temporal periódica, não necessariamente estacionária,  $Y_t$ , pode-se identificar os componentes sazonais e/ou cíclicos, mediante a seguinte expressão:

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

na qual:  $m$  é o valor esperado da série;  $\pi$  é uma constante cujo valor é aproximadamente 3,1416;  $A$  é a amplitude da série;  $\Phi$  é o ângulo fase;  $f$  é a frequência de ocorrência do ciclo;  $t$  é o tempo;  $\gamma$  é o coeficiente associado à variável tendência; e  $U$  é a componente errática (uma discussão bastante minuciosa dos conceitos apresentados acima, pode ser encontrada na pesquisa de Lemos, 1983).

A formulação (2) 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:

$$W = 2 \pi f \quad (3)$$

em que  $0 \leq W \leq 2 \pi$ ;

Substituindo a equação (3) na equação (2), suprimindo o termo aleatório e a variável tendência, por enquanto, e rearranjando os termos, obtém-se a expressão:

$$Y_t = m + A \cos(W_t - \Theta) \quad (4)$$

na qual  $\Theta = 2\pi f \Phi$

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

$$Y_t = m + \alpha \cos W_t + \beta \sin W_t \quad (5)$$

na qual:

$$\alpha = A \cos \Theta; e \quad (6)$$

$$\beta = A \sin \Theta \quad (7)$$

e, portanto:

$$\alpha^2 + \beta^2 = A^2, \quad (8)$$

logo

$$A = \sqrt{\alpha^2 + \beta^2},$$

e

$$\frac{\beta}{\alpha} = \frac{\sin \Theta}{\cos \Theta} \quad (9)$$

ou, semelhantemente, que:

$$\frac{\beta}{\alpha} = \operatorname{tg} \Theta \quad (10)$$

ou ainda que:

$$\Theta = \arctg \beta/\alpha, \quad (11)$$

Os parâmetros  $A$  e  $\Theta$  são respectivamente a amplitude e o ângulo fase da série temporal.

Em uma realização de um processo aleatório qualquer, a série temporal é constituída de um somatório finito de séries temporais periódicas. Assim, é possível fazer a seguinte extensão para a equação (2).

$$Y_t = m + \sum_{i=1}^n A_i \cos(W_i t - \Theta_i) \quad (12)$$

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 (12) da seguinte maneira:

$$Y_t = m + \sum_{i=1}^n \alpha_i \cos W_i t + \sum_{i=1}^n \beta_i \sin W_i t \quad (13)$$

Cada um dos coeficientes  $A_i$ 's da equação (12) se relaciona com os  $\alpha_i$ 's e  $\beta_i$ 's da equação (13), na forma expressa nas equações (8) e (11).

A determinação da frequência angular de uma série de tempo periódica, constitui-se em uma importante etapa da análise harmônica. Assim sendo, deve-se destacar dois pontos relevantes no que diz respeito à identificação dessas frequências: (a) se o intervalo da realização é alguma unidade de tempo (um ano, por exemplo), além da média, o maior período (às vezes chamado de **período mais lento**) da curva cossenóide passível de observação é um período de  $N$  meses (no exemplo dado, 12 meses), isto é, com frequência angular  $2\pi/N$ . Em outros termos, um ciclo só pode repetir-se no mínimo uma vez no período de tamanho  $N$ . Por outro lado, o menor período (também chamado de **período mais rápido**) que pode ser observado para a curva cossenóide é um período de dois meses, uma vez que são necessários pelo menos dois meses para a cossenóide completar um ciclo. Portanto, o ciclo mais rápido que pode ser observado tem frequência angular de  $2\pi/2 = \pi$  radianos por mês; e (b) supondo-se que  $N$  seja um número par, isto é,  $N = 2n$ . Então, a frequência angular, para a  $i$ -ésima faixa de onda, é dada por:

$$W_i = \frac{2\pi i}{N}, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (14)$$

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

Quando  $i = 0$ ,  $W_0 = 0$ , e a onda que tem frequência nula representa o valor da média da série de tempo. Dessa maneira, pode-se expressar a equação (13) da seguinte maneira:

$$Y_t = \sum_{i=0}^n \alpha_i \cos W_i t + \sum_{i=0}^n \beta_i \sin W_i t \quad (14)$$

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:

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

Em termos econométricos a equação (14) pode ser reescrita introduzindo-se a componente errática ou aleatória da série. Assim, pode-se escrever que:

$$Y_t = \sum_{i=0}^n [\alpha_i \cos W_i t + \beta_i \sin W_i t] + U_t \quad (15)$$

na qual, como foi visto anteriormente:

$$W_i t = 2\pi_i / N \text{ e } N = 2n.$$

Assumindo que  $U_t$  se constitui em uma série ruído branca (**white noise**): satisfazendo a pressuposição de que

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

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

$$t = 1, 2, \dots, n, \quad e$$

$$n = 12m.$$

Definindo os vetores  $Y$ ,  $b$  e  $U$ , e a matriz  $X$  de dimensão  $(n \times 12)$ , de tal forma que:

$$Y = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix}, \quad b = \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \alpha_1 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_5 \\ \alpha_6 \end{bmatrix}, \quad U = \begin{bmatrix} U_1 \\ U_2 \\ \vdots \\ U_n \end{bmatrix} \quad (16)$$

$$X = \begin{bmatrix} 1 & \text{Cos}W_1 & \text{Sen}W_1 & \dots & \text{Cos}W_6 \\ 1 & \text{Cos}2W_1 & \text{Sen}2W_1 & \dots & \text{Cos}2W_6 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & \text{Cos}nW_1 & \text{Sen}nW_1 & \dots & \text{Cos}nW_6 \end{bmatrix}$$

(n x 12)

Pode-se reescrever a expressão (15) de forma compacta, da seguinte maneira:

$$Y = Xb + U \quad (17)$$

Assim sendo, a decomposição harmônica dos componentes cíclicos da série  $Y_t$  se constitui em um caso particular de aplicação do modelo linear clássico, e, portanto, as componentes do vetor  $b$  da expressão (17) podem ser estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO). O modelo de decomposição em componentes harmônicos da série  $Y_t$ , apresenta duas propriedades importantes do ponto de vista econométrico; que são as propriedades de eficiência assintótica dos estimadores de MQO e a propriedade de ortogonalidade associada às colunas da matriz  $X$ . Grenander e Rosenblat (1957) demonstraram que os estimadores de  $\alpha_i$  e  $\beta_i$  da equação (15), pelo método dos MQO produzem estimadores assintoticamente MELNT (melhores estimadores lineares não tendenciosos), independentemente da estrutura da matriz de covariância do termo de perturbação  $U_t$ . Como se sabe, em geral, os estimadores de MQO somente são eficientes se os termos aleatórios  $U_t$  não forem serialmente correlacionados. Se esta pressuposição restritiva não for preenchida no processo de estimação, os estimadores de MQO podem apresentar variâncias excessivamente elevadas, e, por conseguinte, não se constituem em estimadores eficientes. Nestes casos, pode-se empregar o processo de estimação proposto por Aitken (1935) de mínimos quadrados generalizados (MQG), que envolve a estimação e a inversão da matriz de variância e covariância dos resíduos. Neste aspecto a grande vantagem em se utilizar a análise harmônica, comparada com outros métodos de obtenção dos componentes sazonais (e.g. análise espectral) é a sua extrema simplicidade, não obstante a análise espectral ser mais rigorosa sob o aspecto matemático.

Uma outra propriedade importante inerente ao método de análise harmônica, é a ortogonalidade envolvendo as colunas da matriz de variáveis explicativas. Geralmente, um problema presente nos modelos econométricos convencionais, é a existência 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, e a adição ou eliminação de variáveis provoca modificações nas magnitudes dos coeficientes de regressão, tornando-os, portanto, bastante instáveis. Voltando à equação (16), pode-se reescrever a matriz  $X$  das variáveis explicativas em forma de vetores colunas, da seguinte forma:

$$X = [X_1, X_2, \dots, X_{11}] \quad (18)$$

Pode-se facilmente verificar (Lemos, 1983) que o produto cartesiano

$$X_i' X_j = 0 \quad (i \neq j) \quad (19)$$

na qual  $X_i'$  é o vetor transposto de  $X_i$ . Esta propriedade associada aos regressores é conhecida na literatura especializada por ortogonalidade, e sempre que ela ocorre, os coeficientes de regressão estimados não são correlacionados e a adição ou supressão de variáveis explicativas não terá efeito sobre a magnitude e variância dos coeficientes estimados.

### RESULTADOS E DISCUSSÃO

Utilizaram-se séries temporais mensais de preços e quantidades comercializadas de arroz, farinha de mandioca e feijão, no mercado de Fortaleza, Ceará, publicadas pelo Serviço de Informação do Mercado Agrícola do Departamento Nacional de Obras Contra as Secas. O período analisado é de 1971 a 1982. Os valores nominais observados foram corrigidos para valores reais em cruzeiros de 1980, utilizando-se os índices publicados pela revista Conjuntura Econômica.

Na Tabela 1 apresentam-se os resultados obtidos com as estimativas dos coeficientes da análise harmônica. Observa-se que, no que se refere as séries de preços e quantidades do arroz, os coeficientes significantes estão associados ao par de variáveis  $\text{Cos } 2\pi t/12 + \text{Sen } 2\pi t/12$ , indicando que os ciclos nestas variáveis se repetem anualmente, não havendo, portanto, a ocorrência de mais de um ciclo dos preços e das quantidades comercializadas de arroz durante o ano, no mercado estudado. Isto pode ser justificado pelo ciclo biológico da cultura no Nordeste, e particularmente no mercado de Fortaleza, em que praticamente todo o arroz comercializado, é importado do vizinho Estado do Maranhão que produz apenas uma safra deste cereal por ano. Em relação ao coeficiente estimado para a variável tendência, observa-se que a série de preços apresenta tendência positiva e a série de quantidades apresenta forte tendência negativa, o que pode ser justificado pela incidência de fatores episódicos, como secas, e/ou fatores institucionais que ocorreram no Estado do Maranhão, principal Estado abastecedor deste cereal no mercado nordestino, no período estudado. As magnitudes dos coeficientes de determinação associados às duas séries, foram de respectivamente, 55 % para a série de preços e 52 % para a série de quantidades que podem ser considerados razoáveis, e que satisfazem plenamente aos objetivos da presente pesquisa.

Quanto às séries de preços e quantidades de farinha de mandioca, observa-se que os harmônicos significativamente diferentes de zero 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 estoques e pela importação do produto dos estados vizinhos, em épocas de pico nos preços. Por outro lado, é possível que a especificação das equações de preços e quantidades não tenha possibilitado a captação de harmônicos de menores frequências, e, portanto, de ci-

**TABELA 1** – Estimativas dos parâmetros da análise harmônica das séries de preços (P) e quantidades comercializadas (Q) de arroz, farinha e feijão, no mercado de Fortaleza para o período de 1971 (I) a 1982 (XII).

Variáveis	Arroz		Farinha		Feijão	
	(P)	(Q)	(P)	(Q)	(P)	(Q)
Cos $2\pi t/12$	0,083 (0,192)	-37,320 (-0,554)	-0,220 (-0,811)	-12,185 (-0,293)	-0,311 (-0,355)	-24,067 (-0,859)
Sen $2\pi t/12$	0,947 (2,274)	-110,877 (1,644)**	0,604 (2,235)*	57,065 (1,369)**	0,015 (2,208)*	-54,276 (-1,933)*
Cos $4\pi t/12$	-0,076 (-0,184)	—	-0,147 (0,546)	—	-0,290 (-0,432)	—
Sen $4\pi t/12$	0,310 (0,766)	—	0,142 (0,527)	—	0,292 (0,437)	—
Cos $6\pi t/12$	-0,175 (-0,421)	16,101 (0,239)	-0,129 (-0,479)	26,240 (0,636)	-0,509 (-0,762)	11,427 (0,407)
Sen $6\pi t/12$	0,176 (0,424)	15,550 (0,230)	0,076 (0,281)	32,162 (0,769)	0,455 (0,680)	-9,822 (0,351)
Cos $8\pi t/12$	0,180 (0,434)	—	-0,043 (-0,161)	-53,726 (-1,300)**	-0,352 (-0,525)	14,888 (0,531)
Sen $8\pi t/12$	0,064 (0,152)	—	0,098 (0,363)	46,999 (1,125)***	0,223 (0,333)	-8,333 (-0,297)
Cos $10\pi t/12$	—	—	-0,144 (0,534)	—	—	14,719 (0,525)
Sen $10\pi t/12$	—	—	0,087 (0,321)	—	—	-18,520 (-0,661)
Tendência	0,094 (13,279)*	-14,398 (12,547)*	0,062 (13,532)*	-7,316 (-10,434)*	0,156 (13,623)*	-5,639 (-11,796)*
Constante	-3,453	2058,328	-2,323	916,662	-5,683	717,326
$\bar{R}^2$	0,550	0,520	0,550	0,440	0,560	0,480
F	20,000*	31,800*	16,970*	13,540*	21,000*	15,820*
GLR	134,000	138,000	132,000	134,000	134,000	134,000
DW	0,169 <sup>+</sup>	0,45 <sup>+</sup>	0,148 <sup>+</sup>	1,077 <sup>+</sup>	0,321 <sup>+</sup>	0,674 <sup>+</sup>

Fonte: Brasil. Ministério do Interior. Departamento Nacional de Obras Contra as Secas (1982). Onde  $\bar{R}^2$  é o coeficiente de determinação ajustado; F é a estatística de Snedecor; GLR é o número de graus de liberdade dos resíduos; DW é a estatística de Durbin-Watson; (\*) significa estatisticamente diferente de zero ao nível de 5% de probabilidade; (\*\*) é significativamente diferente de zero entre os níveis de 5% e 10% de probabilidade; (\*\*\*) significa diferente de zero entre os níveis de 10% e 20% de probabilidade; (+) significa diferente de 2 ao nível de 5% de probabilidade; os valores entre parênteses são as estatísticas t de Student.

clos mais longos, o que pode se constituir em objeto de futuras pesquisas. Em relação aos coeficientes da variável tendência, observa-se que a série de preços apresenta uma forte tendência positiva e a série de quantidades apresenta uma forte tendência negativa. A tendência positiva nos preços que, entre outras causas, reflete a tendência negativa das quantidades, pode ser justificada pela participação marcante da farinha de mandioca nos hábitos alimentares das famílias nordestinas que, em face da queda da renda real nos últimos anos têm recorrido a alimentos, que embora de qualidade proteica discutível, apresentam um alto poder calórico, como é o caso do produto em discussão. Ao mesmo tempo em que o desestímulo via políticas de Governo para o plantio de mandioca destinada à produção de farinha, pode ser uma das causas da tendência decrescente nas quantidades transacionadas do produto nos mercados nordestinos. As magnitudes dos coeficientes de determinação, foram de 55% para a série de preços e 44% para a série de quantidades.

Em relação às séries de preços e quantidades de feijão, observa-se que os harmônicos relevantes se concentraram na faixa de frequência de um ciclo por ano, o que indica uma forte influência do ciclo biológico dessa cultura sobre os seus preços e quantidades comercializadas, caracterizando um período de pico nos preços nas épocas de entressafra e de pico na produção (com conseqüente cava nos preços) nas épocas de safra. A magnitude e o sinal associados à variável tendência evidenciam que os preços de feijão apresentaram um crescimento, em termos reais, bastante acentuado, o que pode ter sido causado pela tendência decrescente na série de quantidades, o que caracteriza uma situação de escassez crescente do produto ao longo do período analisado. Este fato reflete o desestímulo que vem se verificando nos últimos anos para o plantio de culturas voltadas ao abastecimento interno, o que tem levado os produtores rurais a destinar menos áreas para culturas como feijão, substituindo-as por outras culturas, como soja, por exemplo. Este fato é bem característico nos grandes centros urbanos do Nordeste, cujo abastecimento de feijão, praticamente, é feito pelas Regiões Sul e Sudeste do País. As magnitudes dos coeficientes de determinação ajustados foram de respectivamente 56 % para a série de preços e 48 % para a série de quantidades.

Observa-se que, em todas as séries analisadas, as estatísticas de Durbin-Watson não foram estatisticamente diferentes de dois (2) aos níveis usuais de significância, o que não chega a constituir problemas para a robustez dos coeficientes estimados, uma vez que, como ficou demonstrado no capítulo Metodologia, os estimadores de MQO na análise harmônica são assintoticamente eficientes, independentemente da estrutura da matriz de covariância dos resíduos. Os harmônicos cujos ciclos não foram significantes, podem ser eliminados da equação, sem nenhum prejuízo para os demais valores estimados, em face da propriedade de ortogonalidade que envolve as colunas da matriz das variáveis explicativas.

As amplitudes dos ciclos das séries de preços (Ver Tabela 2) foram de 0,311 na série de preços de feijão para 0,640 na série de preços de farinha e 0,950 na série de preços do arroz. As amplitudes das séries de preço dão idéia da variabilidade em torno do valor esperado da série (parâmetro linear). Observa-se que essa variabilidade foi menor na série dos preços de feijão e maior na série de preços de arroz. No que se refere às séries de quantidades, observa-se que a amplitude variou de

58,350 na série de quantidades de farinha, e 59,370 na série de quantidades de feijão para 116,980 na série de quantidades de feijão. Observa-se que a variabilidade em torno do valor esperado foi maior na série de quantidades de arroz, do que nas séries de quantidades de feijão e farinha, cujas amplitudes foram praticamente iguais.

Na Tabela 2 apresentam-se também os coeficientes de fase, estimados para as séries de preços e quantidades dos produtos pesquisados. As magnitudes e os sinais do coeficiente de fase dão uma idéia dos padrões de liderança (*lead*) e de defasagem (*lag*) do par de séries estudadas. Assim, as séries de preços e quantidades de arroz e farinha apresentam o mesmo sinal para o coeficiente de fase, o que indica que não existe um padrão definido de liderança ou defasagem entre as séries de preços e quantidades de arroz e farinha. Isto implica em que os preços e as quantidades desses produtos são determinados simultaneamente nos mercados nordestinos. Comportamento diferente é o apresentado pelas séries de preços e quantidades de feijão que apresentaram ângulos fases com sinais trocados, ângulo fase da série de preços negativo, e ângulo fase positivo associado à série de quantidades, isto indica que a série de preços lidera a série de quantidades de feijão comercializadas no Nordeste. Isso pode ser justificado pelo fato do feijão consumido na Região ser, em grande medida, importado das Regiões Sul e Sudeste, ou seja: os preços desse produto são determinados em outras regiões, e a Região Nordeste apenas ajusta quantidades. Nesse ponto deve-se ressaltar uma medida de cautela, quanto à definição dos padrões de *lead* e *lag* nas séries temporais através do método de análise harmônica. Existem métodos, e.g. análise espectral cruzada, que são mais adequados para identificar esses padrões (Lemos, 1983), mas que não foram utilizados neste estudo por apresentarem uma maior complexidade no procedimento de estimação, além de não se dispor, presentemente, nas Instituições Nordestinas, do algoritmo de computador adequado para estimar os parâmetros da análise espectral cruzada, que pode ser encontrado no Centro de Processamento de Dados da Universidade Federal de Viçosa, MG., e que foi desenvolvido por Lemos (1983). Contudo, para os objetivos da presente pesquisa, as estimativas do ângulo fase através da análise harmônica, servem como indicadores desses padrões de liderança e defasagem.

**TABELA 2 — Estimativas dos coeficientes de amplitude e fase da análise harmônica das séries de preços e quantidades de arroz, farinha e feijão.**

Nordeste	Amplitude		Fase	
	(P)	(Q)	(P)	(Q)
Arroz	0,950	116,980	11,349	2,971
Farinha	0,640	58,350	-2,751	-4,683
Feijão	0,311	59,370	-0,040	2,255

Fonte: Brasil. Ministério do Interior. Departamento Nacional de Obras Contra as Secas, 1982.

## CONCLUSÕES

Os resultados empíricos obtidos com a pesquisa evidenciam que rejeita-se a hipótese de ciclos estacionais menores do que um ano nas séries de preços e quantidades comercializadas de arroz, farinha de mandioca e feijão, da mesma forma, propiciam a rejeição da hipótese de movimentos completamente erráticos nas séries, uma vez que os harmônicos correspondentes aos ciclos anuais foram significantes. Esse comportamento, perfeitamente coerente 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, para o processo se reverter na entressafra, quando os preços tendem a se acentuar e as quantidades tendem a diminuir.

As amplitudes das séries de preços e quantidades de arroz foram bem maiores do que as amplitudes das séries de preços e quantidades de farinha e feijão, o que evidencia em maior espectro de variância nas séries temporais de preços e quantidades de arroz. Não foi possível detectar um padrão definido de liderança e defasagem nas séries de preços e quantidades de arroz e farinha de mandioca, donde se conclui que essas variáveis são determinadas simultaneamente nos mercados nordestinos. Por outro lado, as evidências empíricas obtidas mostraram que a Região Nordeste ajusta quantidades aos preços de feijão que são determinados, basicamente nos centros fornecedores do produto, geralmente Estados das Regiões Sul e Sudeste.

Baseado nos padrões cíclicos presentemente estimados, de cerca de um ano, para as séries estudadas, sugere-se sejam implementadas políticas de formação de estoques dos produtos na época da safra, que seriam comercializados nas épocas de pico nos preços, que correspondem ao período de entressafra. Tal política poderia incrementar os níveis de bem estar tanto dos produtores que teriam uma renda estável, no decorrer do ano, como possibilitaria aos consumidores, a grande maioria constituída de famílias de baixa renda, um melhor planejamento do seu padrão de consumo, uma vez que estes produtos apresentam uma ponderação substancial na cesta de bens dessas famílias.

Por outro lado, os resultados obtidos se constituem em importante subsídio para a modelagem de equações econométricas, para identificar relações de quantidades ofertadas e demandadas dos produtos. Nota de cautela deve ficar patente, uma vez que o método de análise harmônica não objetiva estipular relações entre variáveis, mas, tão somente, detectar as flutuações dessas variáveis no tempo, e indicar padrões de liderança (lead) e defasagem (lag) entre pares de séries correlacionadas.

Vale ainda ressaltar que os resultados ora obtidos não teriam sido verificados, se tivessem sido utilizados métodos econométricos usuais, ou procedimentos de estimação de ciclos mais triviais, como o método das médias móveis.

## 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. & TUCKWELL, N. E. A study of banana supply and price patterns on the Sydney wholesale market an application of spectral analysis. *Aust. J. Agric. Econ.*, Sidney, **13**(2): 101-17, 1969.
- AITKEN, A. C. On least squares and linear combination of observation. *Proc. R. Soc. Edimburg*, Edimburg, **55**(1): 42-8, 1935.
- BOX, G. E. & JENKINS, G. M. *Time series analysis forecasting and control*. San Francisco, Holden-Day, 1970. 553p.
- BRASIL. Ministério do Interior. Departamento Nacional de Obras Contra as Secas. **Evolução de preços e quantidades comercializadas dos produtos horti-frutigranjeiros e cereais nas capitais do Nordeste: 1971-82**. Brasília, 1982. (Mimeo.).
- DORAN, H. E. & QUILKEY, J. J. Harmonic analysis of seasonal data: some important properties. *Am. J. Agric. Econ.*, Lexington, **54**(4): 648-53, 1972.
- FISHMAN, G. S. *Spectral methods in econometrics*. Cambridge, Harvard University Press, 1969. 212p.
- GARCIA, E. A. C. Análise harmônica aplicada às variações de preço do boi no pantanal matogrossense. *R. Econ. rural*, Brasília, **20**(4): 557-74, 1982.
- GRENNANDER, U. & ROSENBLAT, M. *Statistical analysis of stationary time series*. New York, John Wiley & Sons, 1957. 220p.
- HANNAN, L. J. The estimation of a changing seasonal pattern. *J. Am. Stat. Assoc.*, Washington, D. C., **59**(308): 1063-77, 1964.
- . The estimation of seasonal variation in economic time series. *J. Am. Stat. Assoc.*, Washington, D. C., **58**(301): 31-44, 1963.
- . *Time series analysis*. London, Mathuen, 1960. 400p.
- LEMONS, J. J. S. **Análise espectral de ciclos de comércio agrícola no Brasil**. Viçosa, UFV, 1983. 186p. (Tese Ph. D.).
- WAUGH, F. V. & MILLER, M. M. Fish cycles: a harmonic analysis. *Am. J. Agric. Econ.*, Lexington, **52**(3): 422-30, 1970.