

# **ANÁLISE HARMÔNICA: UMA APLICAÇÃO PARA ESTUDOS DE VARIAÇÕES CÍCLICAS DE PRODUTOS AGRÍCOLAS\***

José Euclides A. Cavalcanti  
Mário Miguel Amin  
Dilson Seabra Rocha\*\*

## **SINOPSE**

Este trabalho visa a determinar os padrões cíclicos mais relevantes de feijão, milho e arroz no Estado de São Paulo, bem como os coeficientes de flexibilidade e resposta dos preços às variações na quantidade vendida.

Os resultados indicaram ciclos bem definidos para o milho e o arroz. Quanto ao feijão, devido ao seu comportamento irregular no mercado, não apresentou qualquer padrão cíclico.

Concluiu-se que a adoção de uma política que vise a melhores níveis de preço aos produtos acarretará maior custo social no caso do milho, pois este produto apresentou o menor coeficiente de flexibilidade de preço. Para o feijão, não foi possível medir este efeito, pois o comportamento do produto não foi descrito significativamente pelo método de Análise Harmônica.

## **SUMMARY**

This work aims to determine the most relevant cyclical patterns of beans, corn and rice in the State of São Paulo, as well coefficients of flexibility and price response to the variations in the amount sold.

The results indicated well-defined cycles for corn and rice. As for: beans, owing to their irregular behavior in the market, no cyclical pattern was evident.

It was concluded that the adoption of a policy aiming at better price levels for producers will result in a higher social cost in the case of corn, since this produce showed the lowest coefficient of price flexibility. For beans, it was impossible to measure this effect, since the behavior of the produce was not described significantly by the method of Harmonic Analysis.

---

\* Resumo da dissertação de Mestrado, submetida à Universidade Federal de Viçosa - UFV.

\*\* Respectivamente, Professores da UFV; Professor da Universidade Federal do Ceará UFCE; Diretor do Centro de Ciências-Humanas, Letras e Artes da UFV.

## **ANÁLISE HARMÔNICA: UMA APLICAÇÃO PARA ESTUDOS DE VARIAÇÕES CÍCLICAS DE PRODUTOS AGRÍCOLAS**

José Euclides A. Cavalcanti  
Mário Miguel Amin  
Dilson Seabra Rocha

### **1. INTRODUÇÃO**

Dentro do vasto campo de aplicação da análise de séries temporais, o setor agrícola vem se constituindo em fonte de pesquisa, devido ao comportamento estacional e cíclico de preços e quantidades de produtos agrícolas, ou seja, os valores dessas variáveis se alternam em torno de um valor médio, em geral, com maiores amplitudes do que as que se verificam em outros setores.

As variações acentuadas no nível de preços pagos aos produtores afetam negativamente o setor agrícola, pois tornam a renda dos agricultores muito instável. Uma razão para isto é a relativa rigidez da produção agrícola ao estímulo de preços. Quando os preços declinam, os agricultores não podem reduzir a produção imediatamente com o intuito de diminuir os custos, tal como é possível no setor industrial.

Uma outra razão que torna instável a renda do agricultor é a ação do intermediário, que é diretamente beneficiado com as dificuldades financeiras, de transporte e de armazenagem do agricultor, aviltando a renda recebida pelos produtores agrícolas.

As variações anuais de preços e quantidades dos produtos agrícolas são, na realidade, um tipo de variação cíclica, que neste trabalho se referem às variações anuais cumulativas.

Uma explicação generalizada das características cíclicas inerentes do sistema de produção de alguns produtos agrícolas é dada pelo chamado teorema da teia de aranha. Este teorema explica como, no caso de alguns produtos agrícolas, o preço não se fixa em um ponto de equilíbrio, mas flutua em torno dele (11).

Com relação ao Estado de São Paulo, considerado o maior pólo agropecuário do país, os produtos oriundos do seu setor agrícola também, estão sujeitos a fortes oscilações nos preços, principalmente aqueles que se destinam ao abastecimento interno.

O mercado de São Paulo, por ser também o maior centro de comercialização de produtos agrícolas do país, influencia os preços dos produtos de outras regiões. O Estado de São Paulo importa principalmente do sul do país e o excedente é exportado para os principais centros consumidores, agindo, desta maneira, como um intermediário.

Os padrões de estacionalidade e cíclicos, bem como as variações irregulares que ocorrem nas séries de preços e quantidades dos produtos agrícolas, são fortemente influenciados pela intervenção estatal. Algumas razões dessa intervenção estão intimamente relacionadas às diferenças entre processos de produção agrícola e industrial. Primeiramente, a agricultura depende peculiarmente do sistema de posse da terra e este é determinado, pelo menos em parte, pelo Estado; segundo, a agricultura é predominantemente empreendida em pequena escala, geralmente descapitalizada, o que coloca o agricultor em desvantagem frente ao poder de barganha do comprador intermediário. Ainda mais, embora o mercado seja competitivo do lado dos produtores, existe acentuada imperfeição do lado dos compradores; terceiro, os preços e rendas agrícolas de vários produtos flutuam violentamente, como consequência da oferta não se ajustar à demanda no curto prazo; quarto, o setor agrícola é mais sensível às variações climáticas do que o setor industrial.

A ampliação das vendas de produtos agrícolas ao exterior tem sido enfatizada por técnicos e empresários do setor agrícola, como sendo um maior estímulo à elevação do nível de emprego e da produção. Contudo, a conquista de novos mercados vem exigir maior tecnificação do setor produtor, em busca de maior produtividade com menores preços e melhor qualidade. Na realidade, uma política de maior abertura ao exterior não está isenta de eventuais custos.

O investimento em produtos com preços extremamente variáveis e incertos acarreta baixa eficiência na alocação de fatores e aumenta o custo de investir em bens de capital na empresa agrícola. Essas variações podem, inclusive, perturbar o funcionamento global da economia, sobretudo quando os produtos agrícolas constituem uma grande proporção das receitas e divisas externas, pois tornam instável a Balança Comercial do país. O quadro I evidencia esta situação para o Brasil, onde se verifica que a participação dos produtos agrícolas nas receitas de exportação, embora mostre uma tendência decrescente, constitui parcela significativa dessas receitas. Ainda mais, as oscilações de preços causam desequilíbrio na procura, no processo de comercialização, na produção e nas rendas agropecuária, o que tende a acarretar menor eficiência no sistema de mercado para produtos agropecuários.

### **1.1. Mercado Interno**

Dentre os produtos mais importantes da dieta do brasileiro, encontram-se o feijão, o milho e derivados, o arroz e, em menor intensidade, a batata. Essas culturas estão entre as mais difundidas pelo território brasileiro, com exceção da batata, cuja área de plantio é mais concentrada na Região Sul.

O baixo rendimento que se verifica nas culturas de feijão, milho e arroz deve-se à ausência de práticas modernas de cultivo, além da inexistência de um sistema eficiente de armazenagem e comercialização, dificultando um abastecimento contínuo.

QUADRO 1. Participação dos principais produtores agrícolas no valor total das exportações do Brasil, no período de 1967 a 1975.

Ano	Distribuição	
	Absoluta (Cr\$ 1.000,00)	Relativa (%)
1967	925.067	5,9
1968	1.034.720	55,0
1969	1.142.440	49,9
1970	1.316.215	481,0
1971	1.201.894	41,4
1972	1.763.637	44,2
1973	2.406.520	38,8
1974	4.107.515	39,1
1975	2.918.359	33,7

Fonte: Anuário Estatístico do Brasil. Rio de Janeiro, 1969/76.

Nota: Produtos considerados: café, cacau, arroz, açúcar, soja, milho e amendoim.

O comportamento dos preços desses produtos é muito irregular, principalmente no caso do feijão. Embora os preços e quantidades de milho sigam um padrão cíclico, estes movimentos não são bem definidos. O mercado está sujeito a variações irregulares, devidas a eventuais contratemplos nas regiões produtoras.

O Estado de São Paulo encontra-se entre os maiores produtores nacionais desses produtos, principalmente de milho e de arroz.

Durante o período considerado (1966/76), esse estado teve uma participação média de 6,1% na produção de feijão, 17,3% na produção de milho e 12,1% na produção de arroz.

Considerando a relevância do feijão, milho e arroz nas despesas de alimentação do consumidor brasileiro e no mercado interno de Produtos agrícolas, é importante que se tenha conhecimento da evolução de seus preços e quantidades produzidas. Estes estudos são de relevância para o governo, a fim de que se possam estabelecer políticas que visem a diminuir as irregularidades que ocorram no mercado desses produtos, acarretando uma renda mais estável para o produtor rural e maior estabilidade de preços a nível de varejo.

## 1.2. Objetivos

O presente estudo, de modo geral, visa a analisar as variações cíclicas de produtos agrícolas no mercado de São Paulo.

Especificamente, objetiva-se:

- a) analisar as variações cíclicas de preços e quantidade de feijão, milho e arroz no Estado de São Paulo, por meio da Análise Harmônica;
- b) estimar a amplitude das ondas cíclicas mais evidentes, bem como sua contribuição para a variação explicada no modelo;
- c) determinar o retardamento do preço em resposta a mudanças no volume de produção;
- d) calcular os coeficientes de flexibilidade de preço de longo prazo, com vistas a enfatizar o valor da Análise Harmônica como instrumento para compreensão da natureza de demanda de produtos agrícolas e para a determinação de políticas de preços agrícolas.

## **2. METODOLOGIA**

### **2.1. Dados**

Para analisar as variações cíclicas do feijão, milho e arroz, bem como atender aos objetivos específicos a que se propõe o presente estudo, foram coletadas informações sobre os preços recebidos pelos produtores e quantidades produzidas.

As informações referentes aos preços recebidos pelos produtores foram fornecidas pelo Instituto de Economia da Secretaria de Agricultura de São Paulo. São preços médios mensais de tipo e qualidade mais comumente produzidos pelos agricultores do estado. Essas informações abrangem o período de janeiro de 1949 a dezembro de 1976.

Os preços foram deflacionados utilizando-se o Índice Geral de Preços (disponibilidade interna), publicado no periódico Conjuntura Econômica (9), da Fundação Getúlio Vargas. A utilização deste índice deve-se ao fato de que ele absorve a alta de preços da economia como um todo e, portanto, pode-se ter uma base para prever como está se comportando o poder real de compra do agricultor.

Os dados referentes às quantidades foram coletados junto à Fundação IBGE, com exceção dos referentes aos anos de 1971 e 1972, que não são disponíveis na Fundação IBGE e foram coletados junto ao Instituto de Economia Agrícola de São Paulo. As informações foram anuais e abrangeram o período de 1949 a 1976.

Como o modelo utilizado exigisse uniformidade nas unidades de tempo utilizadas, os dados referentes aos preços foram calculados em termos médios anuais, pois não houve informações mensais sobre a produção.

## **2.2. Modelo Conceptual**

### **2.2.1. Natureza das Séries Temporais**

As séries temporais são caracterizadas por 4 componentes, que vão determinar suas variações.

#### a) Variações sazonais

As variações sazonais são devidas a fatores naturais como o clima, ou a fatores sociais inerentes a cada região, de modo que essas variações se repetem ano após ano, de forma similar.

#### b) Variações cíclicas

Embora as variações sazonais e a tendência sejam as mais evidentes numa série temporal, podem-se observar flutuações que se repetem a intervalos de 2 ou mais anos. Essas flutuações são variações cíclicas. Vários formatos de ciclos já foram observados nas séries temporais.

#### c) Tendência

1. O primeiro e mais visível tipo de tendência é o da média. A média tem uma tendência ascendente, se a série está oscilando em torno de um valor crescente. Deve-se ter cautela na determinação deste tipo de tendência quando se tem poucas observações, pois ela poderá ser apenas uma fase ascendente de um ciclo maior.
2. Um segundo tipo de tendência, principalmente encontrado numa série de preços ou de quantidades, é a tendência da variância. A amplitude das oscilações em torno da média pode aumentar com o tempo.

#### d) Variações aleatórias

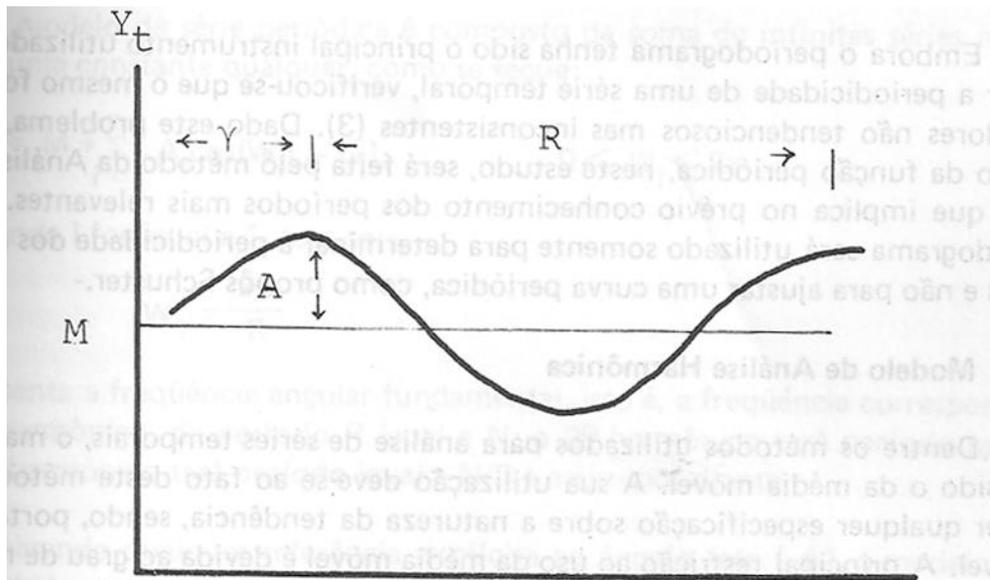
São causadas por fatores irregulares e não obedecem a nenhum padrão de ocorrência; podem ser causadas por fenômenos da natureza e/ou sociais.

### **2.2.2. Série de Fourier**

Dentre os componentes que caracterizam as séries temporais, as variações sazonais e cíclicas geralmente apresentam padrões de comportamento regular. Quando isto ocorre, as séries temporais podem ser expressas em forma de uma função periódica.

Uma série periódica ( $Y_t$ ) pode ser decomposta nos seguintes elementos (figura 1):

- Valor Médio (M), em torno do qual flutuam os valores observados da série periódica.
- Período (R) é a distância entre 2 picos ou 2 cavas e é medido em termos de unidade de tempo por ciclo.
- Frequência (f) é o inverso do período e é medida em termos de ciclo por unidade de tempo.
- Amplitude (A) é a distância do valor médio da série até um pico ou uma cava.
- Fase ( $\gamma$ ) é a distância entre a origem e o pico mais próximo.



**Figura 1 – Série periódica**

Fourier mostrou que uma função periódica

$$f(t) = f(t + R) = f(t + 2R) = \dots = f(t + nR) \quad (I)$$

onde:

t = tempo;

R = período considerado, sendo igual a  $N/i$ ;

i = número de repetições do período R;

N = número de observações; i = número de repetições do período R,

n = número máximo de repetições do período R,  $n \leq \frac{N}{2}$ ;

poderia ser expressa através de uma função trigonométrica, como se segue:

$$f(t) = \frac{\alpha_0}{2} + \sum_{i=1}^n \beta_i \operatorname{sen} \frac{2\pi it}{N} + \sum_{i=1}^n \alpha_i \operatorname{cos} \frac{2\pi it}{N} \quad (II)$$

onde:

$\alpha$  e  $\beta$  = coeficientes a serem estimados.

Esta função trigonométrica se caracteriza pela soma de elementos harmônicos, que são representados pelo seno e co-seno de cada período (R).

Os primeiros trabalhos de análise de séries temporais, aplicando a série de Fourier às ciências físicas e econômicas, objetivavam detectar os períodos mais relevantes da série trigonométrica, denominados "periodicidades ocultas", o que implicava na utilização de todos os períodos da série temporal. A partir desses estudos e visando a acelerar o processo de detecção dos períodos mais evidentes, Schuster desenvolveu o "método do periodograma", que se tornou um útil instrumento na análise de séries temporais (12).

Embora o periodograma tenha sido o principal instrumento utilizado para detectar a periodicidade de uma série temporal, verificou-se que o mesmo fornecia estimadores não tendenciosos mas inconsistentes (3). Dado este problema, o ajustamento da função periódica, neste estudo, será feita pelo método da Análise Harmônica, que implica no prévio conhecimento dos períodos mais relevantes. Assim, o periodograma será utilizado somente para determinar a periodicidade dos dados originais e não para ajustar uma curva periódica, como propôs Schuster.

### **2.2.3. Modelo de Análise Harmônica**

Dentre os métodos utilizados para análise de séries temporais, o mais comum tem sido o da média móvel. A sua utilização deve-se ao fato deste método não requerer qualquer especificação sobre a natureza da tendência, sendo, portanto, bem flexível. A principal restrição ao uso da média móvel é devida ao grau de regularidade que ela introduz ao modelo, que, necessariamente, não existe (6).

Um método alternativo para o estudo das séries temporais é o da Análise Harmônica, que possui uma série de vantagens sobre o método da média móvel. De acordo com ABEL (1), o método da Análise Harmônica exhibe as seguintes vantagens: primeiro, permite que se trabalhe com os dados originais. Isto é importante, porque o uso de sucessivas médias móveis pode, em alguns casos, introduzir variações sazonais fictícias, além de eliminar as irregularidades que existem nos dados originais; segundo, os dados podem ser comparados com o padrão fixo de variação sazonal e pode-se aplicar critério de grau de ajustamento; terceiro, o uso da Análise Harmônica permite testar mudanças nos padrões de variação sazonal, isto é, mudanças na fase e amplitude, bem como a taxa dessa variação, quarto, o padrão sazonal e a tendência podem ser estimados concomitantemente.

Quando os componentes da série temporal apresentarem um comportamento muito irregular, o método de Análise Harmônica não deve ser empregado, pois o mesmo pressupõe um padrão periódico de variação. Neste caso, o método da média móvel é preferível, mesmo considerando as restrições, anteriormente citadas, deste método (5).

O modelo matemático de uma série periódica é o conjunto harmônico, que pode ser especificado da seguinte forma:

$$Y_t = M + A_1 \cos(W_1 t - \phi_1) + A_2 \cos(W_2 t - \phi_2) + \dots + A_n \cos(W_n t - \phi_n) \quad (\text{III})$$

onde:

M = valor médio ou uma constante qualquer, em torno do qual flutuam os valores da série periódica;

$\phi_i$  = ângulo fase do  $i$ -ésimo harmônico expresso em radianos, sendo igual a  $2\pi f \gamma$ ;

$W_i$  = frequência angular do  $i$ -ésimo harmônico, sendo igual a  $\frac{2\pi i}{N}$ .

Um modelo de série periódica é composto da soma de infinitas séries mais a média ou uma constante qualquer, como se segue:

$$Y_t = M + \sum_{i=1}^{\infty} A_i \cos(W_i t - \phi_i), \quad 0 < W_i \leq 2\pi \quad (\text{IV})$$

Quando  $i$  for igual a 1, tem-se:

$$W_1 = \frac{2\pi}{R} \quad (\text{V})$$

que representa a frequência angular fundamental, isto é, a frequência correspondente ao 1.º harmônico, de período  $R$  igual a  $N$ ; o 2.º harmônico terá período igual a  $N/2$ ; o 3.º harmônico terá período igual a  $N/3$  e assim por diante.

Eliminando qualquer referência explícita ao ângulo fase ( $\phi_i$ ), o modelo (IV) será formulado como se segue:

$$Y_t = M + \sum_{i=1}^{\infty} \beta_i \sin W_i t + \sum_{i=1}^{\infty} \alpha_i \cos W_i t \quad (\text{VI})$$

onde:

$$\alpha_i = A_i \cos \phi_i \text{ e } \beta_i = A_i \sin \phi_i.$$

Tem-se, ainda, que a amplitude e o ângulo fase podem ser definidos da seguinte maneira:

$$A_i = \sqrt{\alpha_i^2 + \beta_i^2}, \quad i=1, 2, \dots \quad (\text{VII})$$

$$\phi_i = \arctan \frac{\beta_i}{\alpha_i}, \quad i=1, 2, \dots \quad (\text{VIII})$$

Supondo que se tem ( $N$ ) observações de uma série,  $Y_1, Y_2, \dots, Y_N$ , podem-se estimar no máximo ( $N$ ) parâmetros. Se os dados foram mensais, o maior

período que se pode observar é de (N) meses ou freqüência angular de  $\frac{2\pi}{N}$ . O menor período que se pode observar é o de 2 meses, visto que demora pelo menos 2 meses para uma curva completar um ciclo. Essa curva terá freqüência angular de  $\frac{2\pi}{2}$  radianos por mês. Ainda, suponha que (N) seja um número par, isto é,  $N = 2n$ . Então, a freqüência angular do i-ésimo harmônico será:

$$W_1 = \frac{2\pi i}{R} \quad (\text{XI})$$

Quando  $i = 0$ , implica em  $W_0 = 0$  e a curva de freqüência angular zero representa o valor médio.

O modelo de Análise Harmônica, além de ser um instrumento muito útil para detecção dos ciclos mais evidentes de uma série temporal, é também utilizado para determinação dos coeficientes de flexibilidade de curto e longo prazos.

#### 2.2.4. Flexibilidade de Preços

Flexibilidade de Preço da demanda é a mudança percentual na quantidade vendida, ou uma variável relacionada.

Ao se interpretarem os coeficientes de flexibilidade de preço, deve-se atentar para o fato de que nem sempre eles correspondem ao inverso da elasticidade. HOUCK (7 e 8), em seus 2 trabalhos, e MEINKEN et alii (10) desenvolveram um modelo em forma matricial, mostrando as condições necessárias para que a flexibilidade possa ser interpretada como o inverso da elasticidade. MEINKEN et alii (10) afirmam que a recíproca da flexibilidade de preço é igual à elasticidade de preço somente quando as flexibilidades cruzadas são zero. Isto implica em que outros bens não afetam o consumo do bem em questão. De acordo com Harlow, citado por HOUCK (8), se o efeito de outros bens for levado em conta, a elasticidade-preço será maior que o inverso da flexibilidade de preço.

A determinação dos coeficientes de flexibilidade direta, a partir do modelo de Análise Harmônica, será realizada através de uma adaptação do modelo (IV). O modelo pode ser expresso em termos de desvios do logaritmo em torno da tendência, como se segue:

$$\log Y_t - \log \hat{Y}_t = M + A_i \cos(W_i t - \phi_i) \quad (\text{X})$$

Dado que  $W_i = \frac{2\pi i}{N}$  e  $\frac{1}{R} = \frac{i}{N}$ , o modelo (X) pode ser definido da seguinte forma:

$$\log Y_t - \log \hat{Y}_t = M + A_i \cos\left(\frac{2\pi t}{R} - \phi_i\right) \quad (\text{XI})$$

Este modelo será utilizado para analisar preços e quantidades de feijão, milho e arroz no Estado de São Paulo.

Assim, tem-se:

$$\log Y_p - \log \widehat{Y}_p = A_i \cos\left(\frac{2\pi t}{R} - \phi_i\right) \quad (\text{XII})$$

$$\log Y_q - \log \widehat{Y}_q = A_i \cos\left(\frac{2\pi t}{R} - \phi_i\right) \quad (\text{XIII})$$

Para a determinação do coeficiente de flexibilidade de preço direta, comparam-se os modelos (XII) e (XIII), considerando que o coeficiente é calculado para cada período relevante da série temporal. Portanto, os períodos considerados (R) devem ser iguais, tanto para preços como para quantidades.

O valor do coeficiente de flexibilidade é o resultado da divisão entre as amplitudes ( $A_i$ ) dos modelos de preço (XII) e quantidade (XIII).

Assim, tem-se:

$$\text{Flexibilidade} = -\frac{A_i(\text{preços})}{A_i(\text{quant.})} \quad (\text{XIV})$$

Esta relação fornece o valor do coeficiente de flexibilidade de preço direta, a fim de obter-se uma medida de como reagem os preços aos produtos em resposta às variações na quantidade vendida.

### 2.3. Modelo Estatístico

Para a estimativa das variações cíclicas dos preços e quantidades de feijão, milho e arroz, será utilizado o modelo estatístico de uma função harmônica, que é a representação de uma série periódica. Como no presente estudo objetiva-se, precipuamente, analisar os componentes cíclicos das séries de preços e quantidades, o efeito da tendência deve ser isolado. Assim, eliminando a influência da tendência, os resultados serão apresentados em termos de desvios em torno da tendência.

O modelo a ser utilizado constitui a representação da série de Fourier e é, o seguinte:

$$Y_t = M + \sum_{i=1}^n \beta_i \text{sen} \frac{2\pi t}{R} + \alpha_i \cos \frac{2\pi t}{R} + U \quad (\text{XV})$$

onde:

$Y_t$  = preço ou quantidade do produto em questão, de acordo com a variável dependente utilizada;

M = termo constante;

$\alpha$  e  $\beta$  = coeficientes das variações cíclicas;

R = período considerado;

n = número máximo de harmônicos, considerando que  $n \leq \frac{N}{2}$  e N = número de observações;

U = termo aleatório com média zero e variância constante  $\sigma^2$ .

Para a determinação dos coeficientes de flexibilidade de preço da demanda e retardamento de resposta dos preços às variações nas quantidades vendidas, será utilizado um modelo que faz referência explícita ao ângulo fase  $\phi$ , conforme a metodologia desenvolvida no item 2.2.4. O modelo formulado a seguir, é simplesmente uma transformação trigonométrica do modelo (XV). Portanto, os dois modelos fornecem o mesmo grau de ajustamento e os mesmos valores para as variáveis dependentes  $Y_t$ , para as constantes M e para o período  $R = \frac{N}{i}$ .

O novo modelo tem a seguinte forma:

$$Y_t = M + \sum_{i=1}^n A_i \cos\left(\frac{2\pi t}{R} - \phi_i\right) + U_t \quad (\text{XVI})$$

onde:

$A_i$  = amplitude harmônica;

$\phi_i$  = ângulo fase em radianos.

Como no presente estudo as variáveis dependentes da função harmônica são os resíduos das equações de tendência, eliminando assim a sua influência, os valores serão expressos como desvios em torno da tendência.

A fim de que as variações sejam expressas em termos relativos, os dados foram transformados em logaritmos. Assim, a razão entre os coeficientes A de preços e quantidades será o coeficiente de flexibilidade.

A regressão será estimada pelo método dos mínimos quadrados ordinários e, os testes estatísticos aplicados serão o teste t e o teste F, além de um teste não paramétrico para verificar o poder de contribuição de cada período para a variação explicada pelo modelo, conforme metodologia apresentada por DORAN & QUILKEY (4). Também será aplicado o teste de Durbin-Watson ao nível de 1% de probabilidade para verificar a hipótese de correlação serial nos resíduos.

### 3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados encontrados, de modo geral, estiveram de acordo com as expectativas em relação à evolução dos preços e quantidades dos produtos analisados, ou seja, esses produtos apresentaram padrões cíclicos bem definidos, exceção feita no caso do feijão, que apresentou um comportamento muito irregular. Contudo, esse tipo de comportamento era de se esperar, devido às características dessa cultura, não somente referente à produção, como também à comercialização, já citadas no início deste trabalho.

#### 3.1. Resultados para o Feijão

Os resultados mostrados a seguir indicam que o feijão não apresenta um padrão cíclico e não há coerência entre os ciclos de preços e quantidades, ou seja,

o produto não tem um comportamento previsível.

### 3.1.1. Equação de Preços

Utilizando os períodos de 4 e 14 anos, a equação de preços terá a seguinte forma:

$$P + \begin{matrix} -0,2108 \\ (-0,52) \end{matrix} - \begin{matrix} 0,01935 \operatorname{sen} \frac{2\pi t}{14} \\ (-0,011) \end{matrix} - 0,00043 \cos \frac{2\pi t}{14} - \\ -0,00194 \operatorname{sen} \frac{2\pi t}{4} + 0,00859 \cos \frac{2\pi t}{4} \quad \text{(XVII)} \\ \begin{matrix} (-0,052) \end{matrix}$$

$$r^2 = 0,014$$

onde:

$$P = \log Y_p - \log Y_p$$

Como era de esperar, nenhum coeficiente foi significativo pelo menos a 10% e o valor do coeficiente de determinação indica que a equação estimada explica apenas 1,4% das variações ocorridas no preço.

De acordo com a metodologia desenvolvida no item 2.2.3, a equação (XVII) pode ser expressa somente em função do cosseno, com referência explícita ao ângulo fase, da seguinte maneira:

$$P + \begin{matrix} -0,02108 \\ (-0,54) \end{matrix} - 0,01941 \cos \left( \frac{2\pi t}{14} - 1,55 \right) - \begin{matrix} 0,00881 \\ (-0,24) \end{matrix} \cos \left( \frac{2\pi t}{4} - 2,92 \right) \quad \text{(XVIII)}$$

$$r^2 = 0,014$$

$$D.W. = 2,49^{nc}$$

nc indica não correlação serial nos resíduos ao nível de 1% de probabilidade.

### 3.1.2. Equação de Quantidades

Os períodos que melhor se ajustaram à equação de quantidades foram os de 14 e 4 anos. Assim, a equação terá a seguinte forma:

$$Q = -0,00085 + \frac{0,00406}{(0,43)} \operatorname{sen} \frac{2\pi t}{14} - \frac{0,02895}{(-3,09)} \cos \frac{2\pi t}{14} + \frac{0,01523}{(1,62)} \operatorname{sen} \frac{2\pi t}{4} + \frac{0,01126}{(1,20)} \cos \frac{2\pi t}{4} \quad (\text{XIX})$$

$$r^2 = 0,38^{**}$$

onde:

$$Q = \log Y_q - \log Y_q$$

\* Significativo ao nível de 1% de probabilidade.

\*\* Significativo ao nível de 5% de probabilidade.

Fazendo referência explícita ao ângulo fase, a equação (XIX) terá a seguinte forma:

$$Q = -0,0085 + 0,02919 \cos \left( \frac{2\pi t}{14} - 3,00 \right) - 0,01893 \cos \left( \frac{2\pi t}{4} - 0,93 \right) \quad (\text{XX})$$

$$r^2 = 0,38^{**}$$

$$D.W. = 2,57^{nc}$$

\* Significativo ao nível de 1% de probabilidade.

\*\* Significativo ao nível de 5% de probabilidade.

nc indica não correlação serial nos resíduos ao nível de 1% de probabilidade.

Para as quantidades, os resultados foram mais satisfatórios do que para os preços, dado que os períodos de 14 e 4 anos foram significativos ao níveis de 1% e 5% de probabilidade, respectivamente. O teste F também indicou uma significância ao nível de 1% de probabilidade. O coeficiente de determinação,  $r^2$ , indica que a equação estimada explica 38% das variações ocorridas nas quantidades. Os valores encontrados, tanto para preços, quanto para quantidades, do teste de Durbin-Watson, indicaram ausência de correlação serial dos resíduos ao nível de 1% de probabilidade.

Para determinar os termos harmônicos do modelo que têm maior poder de explicação, pode ser aplicado o teste não paramétrico sugerido por DORAN & QUILKEY (4).

$$\text{Dada a relação } V_i = \frac{\delta_i^2}{\sum^n \delta_{K=1}^2}$$

onde:

$\delta$  = vetor coluna dos coeficientes  $\alpha$  e  $\beta$ ;

$K$  = índice de cada elemento do vetor coluna  $\delta$ ,

tem-se que  $V_i$  fornece uma medida da contribuição do termo harmônico correspondente para a variação explicada pelo modelo.

Para o feijão só foi possível aplicar o teste anterior para a série de quantidades, dado que a equação da série de preços forneceu um grau de ajustamento de apenas 1,4% (quadro 2).

O teste não paramétrico indica que o termo harmônico de 14 anos contribui com 70% da variação total explicada pelo modelo, enquanto que o de 4 anos contribui com 30% da variação total do modelo.

QUADRO 2. Componentes cíclicos da quantidade produzida de feijão

$\hat{\delta}_i$ e $V_i$	Período de 14 anos	Período de 4 anos
$\delta_i$	0,02919	0,01893
$V_i$	0,70	0,30

Fonte: Equação (XX).

### 3.2. Resultados para o Milho

#### 3.2.1. Equação de Preços

Utilizando os períodos de 3, 6 e 12 anos determinados pela análise do periodograma, define-se a seguinte equação:

$$\begin{aligned} \hat{P} = & 0,00633 - 0,01924 \operatorname{sen} \frac{2\pi t}{12} + 0,00518 \cos \frac{2\pi t}{12} + 0,00195 \operatorname{sen} \frac{2\pi t}{6} + \\ & \quad (-0,96) \quad (0,38) \quad (0,14) \\ & + 0,03011 \cos \frac{2\pi t}{6} + 0,01631 \frac{2\pi t}{3} + 0,04936 \cos \frac{2\pi t}{3} \\ & \quad (2,28)** \quad (1,2) \quad (3,77)** \end{aligned} \quad (\text{XXI})$$

$$r^2 = 0,52^*$$

\* Significativo ao nível de 1% de probabilidade.

\*\* Significativo ao nível de 5% de probabilidade.

Para posterior determinação dos coeficientes de flexibilidade, transforma-se a equação (XXI) somente em função do co-seno e com referência explícita ao ângulo fase.

Assim, a equação será expressa como:

$$\hat{P} = 0,00633 - \underset{(1,1)}{0,01399} \cos\left(\frac{2\pi t}{12} - 1,95\right) + \underset{(2,46)**}{0,03015} \cos\left(\frac{2\pi t}{6} - 0,06\right) + \underset{(4,25)*}{0,05203} \cos\left(\frac{2\pi t}{3} - 0,32\right) \quad (\text{XXII})$$

$$r^2 = 0,52^*$$

$$D.W. = 2,48nc$$

\* Significativo ao nível de 1% de probabilidade.

\*\* Significativo ao nível de 5% de probabilidade.

nc indica não correlação serial nos resíduos ao nível de 1% de probabilidade.

Os termos harmônicos de 3, 6 e 12 anos respondem por 52% das variações ocorridas nos preços. Observa-se que o período de 3 anos apresenta-se como o que mais influencia a variação total dos preços.

O teste de Durbin-Watson indicou não correlação serial ao nível de 1% de probabilidade.

### 3.2.2. Equação de Quantidades

Para estimar o modelo harmônico das quantidades de milho, utilizam-se os períodos de 3, 6 e 12 anos, na seguinte equação:

$$\hat{Q} = 0,00326 + \underset{(2,01)***}{0,01235} \operatorname{sen} \frac{2\pi t}{12} + \underset{(2,04)***}{0,01254} \cos \frac{2\pi t}{12} + \underset{(0,02)}{0,00013} \operatorname{sen} \frac{2\pi t}{6} + \underset{(1,82)***}{0,01094} \cos \frac{2\pi t}{6} - \underset{(-4,17)*}{0,02583} \operatorname{sen} \frac{2\pi t}{3} - \underset{(-2,55)***}{0,01524} \cos \frac{2\pi t}{3} \quad (\text{XXIII})$$

$$r^2 = 0,62^*$$

\* Significativo ao nível de 1% de probabilidade.

\*\* Significativo ao nível de 5% de probabilidade.

\*\*\* Significativo ao nível de 10% de probabilidade.

Expressando a equação (XXIII) em termos do co-seno e ângulo fase, obtém-se a seguinte equação:

$$\hat{Q} = -0,00326 + \underset{(3,16)^*}{0,01762} \cos\left(\frac{2\pi t}{12} - 0,78\right) + \underset{(1,96)^{***}}{0,01094} \cos\left(\frac{2\pi t}{6} - 0\right) - \underset{(3,52)^*}{0,02995} \cos\left(\frac{2\pi t}{3} - 1,04\right) \quad (\text{XXIV})$$

$$r^2 = 0,62^*$$

D.W. = 2,16nc

\* Significativo ao nível de 1% de probabilidade.

\*\*\* Significativo ao nível de 10% de probabilidade.

nc indica não correlação serial nos resíduos ao nível de 1% de probabilidade.

A equação estimada explica 62% das variações ocorridas nas quantidades, enquanto que o teste de Durbin-Watson indica ausência de correlação serial nos resíduos ao nível de 1% de probabilidade. Tal como para a equação de preços, o período de 3 anos revelou-se o mais significativo.

As figuras 2 e 3 apresentam as variações cíclicas observadas e estimadas para preços e quantidades de milho, respectivamente, enquanto que o quadro 3 apresenta o poder de explicação de cada termo harmônico nas séries de preços e quantidades.

QUADRO 3. Comparação cíclicos dos preços e quantidades de milho

$\delta_i$ e $V_i$	Período de 12 anos		Período de 6 anos		Período de 3 anos	
	Preços	Quantidades	Preços	Quantidades	Preços	Quantidades
$\delta_i$	0,01399	0,0762	0,0315	0,01094	0,05203	0,02995
$V_i$	0,05	0,23	0,24	0,09	0,71	0,68

Fonte: Equações (XXII) e (XXIV)

O teste não paramétrico confirma a relevância do período de 3 anos, que explica 68% e 91% das variações totais ocorridas nos modelos de preços e quantidades, respectivamente.

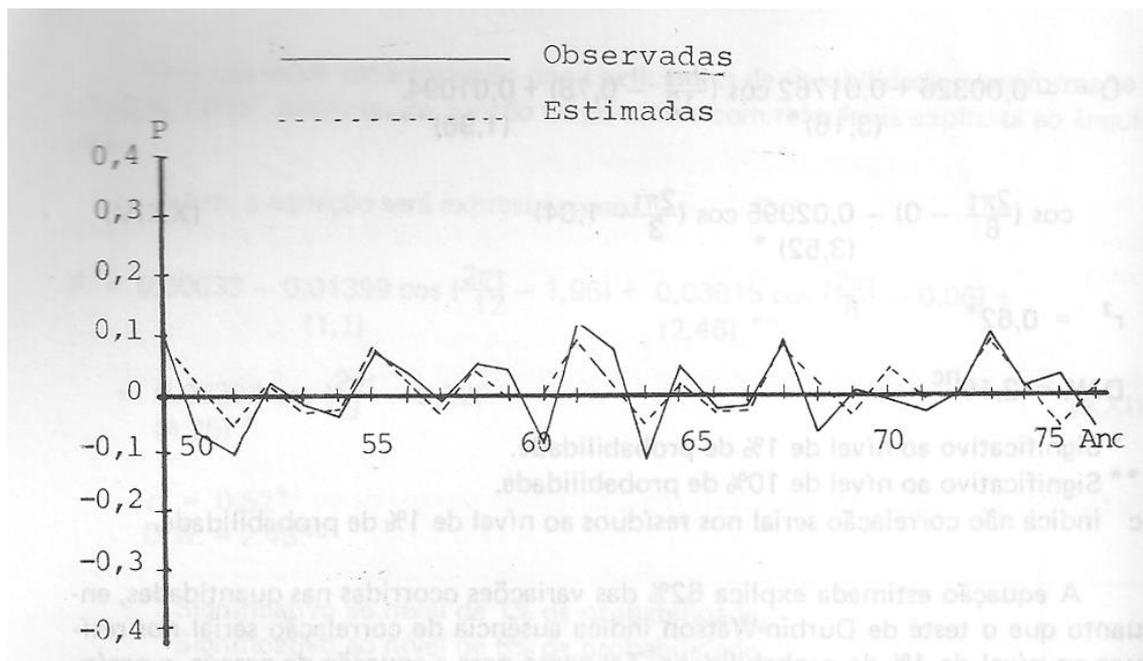


FIGURA 2. Variações cíclicas observadas e estimadas dos preços pagos aos produtores de milho em São Paulo, 1949/76

Fonte: Equação (XXII)

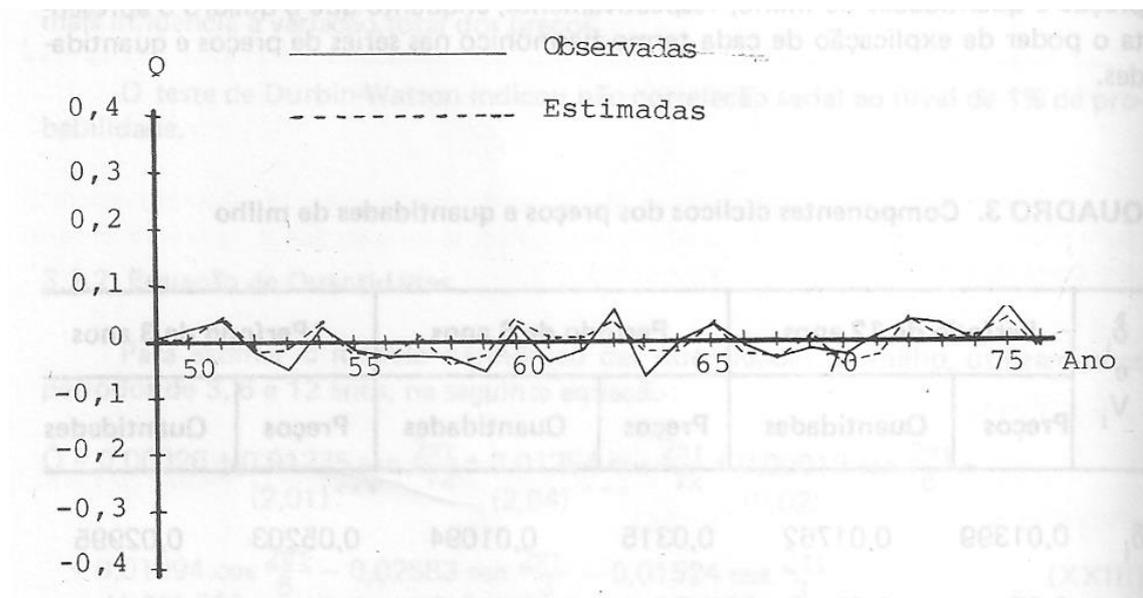


FIGURA 3. Variação cíclica observada e estimada das quantidades ofertadas de milho em São Paulo, 1949/76

Fonte: Equação (XXIV)

### 3.3. Resultados para o Arroz

#### 3.3.1. Equação de preços

Considerando os períodos de 5 e 10 anos indicados pelo periodograma, a equação de preços será a seguinte:

$$\hat{P} = -0,00754 - 0,02406 \underset{(-1,01)}{\text{sen}} \frac{2\pi t}{10} - 0,02938 \underset{(-1,26)}{\text{cos}} \frac{2\pi t}{10} - 0,08638 \underset{(-3,63)^*}{\text{sen}} \frac{2\pi t}{5} + \underset{(0,76)}{0,01765 \text{cos}} \frac{2\pi t}{5} \quad (\text{XXV})$$

$$r^2 = 0,42^{**}$$

\* Significativo ao nível de 1% de probabilidade.

\*\* Significativo ao nível de 5% de probabilidade.

Transformando a equação (XXV) somente em função do co-seno e com referência explícita ao ângulo fase, ela terá a seguinte forma:

$$\hat{P} = -0,00755 - 0,03795 \underset{(1,74)^{***}}{\text{cos}} \left( \frac{2\pi t}{10} - 0,69 \right) - 0,08814 \underset{(3,90)^*}{\text{cos}} \left( \frac{2\pi t}{5} - 1,77 \right) \quad (\text{XXVI})$$

$$r^2 = 0,42^{**}$$

$$\text{D.W.} = 2,00\text{nc}$$

\* Significativo ao nível de 1% de probabilidade.

\*\* Significativo ao nível de 5% de probabilidade.

\*\*\* Significativo ao nível de 10% de probabilidade.

nc indica não correlação serial nos resíduos ao nível de 10% de probabilidade.

Os períodos de 5 e 10 anos explicam 42% das variações ocorridas nos preços. Contudo, o período de 5 anos foi significativo ao nível de 1% de probabilidade. O teste de Durbin-Watson indicou não correlação serial nos resíduos ao nível de 1% de probabilidade.

### 3.3.2. Equação de Quantidades

Utilizando os períodos de 5 e 10 anos, a equação de quantidade terá a seguinte forma:

$$\hat{Q} = 0,00193 - 0,00921 \underset{(-1,21)}{\text{sen}} \frac{2\pi t}{10} - 0,0080 \underset{(-1,18)}{\text{cos}} \frac{2\pi t}{10} + 0,04322 \underset{(5,69)^*}{\text{sen}} \frac{2\pi t}{5} - \underset{(-1,26)}{0,00932 \text{cos}} \frac{2\pi t}{5} \quad (\text{XX})$$

$$r^2 = 0,62^*$$

\* Significativo ao nível de 1% de probabilidade.

A equação (XXVIII) com referência explícita ao ângulo fase terá a seguinte forma:

$$\hat{Q} = 0,00193 - \underset{(-1,83)^{***}}{0,01272} \cos\left(\frac{2\pi t}{10} - 0,81\right) + \underset{(6,14)^*}{0,04423} \cos\left(\frac{2\pi t}{5} - 1,78\right) \quad (\text{XXVIII})$$

$$r^2 = 0,62^{**}$$

$$D.W. = 2,33^{nc}$$

\* Significativo ao nível de 1% de probabilidade.

\*\*\* Significativo ao nível de 5% de probabilidade.

nc indica não correlação serial nos resíduos ao nível de 1% de probabilidade.

Tal como ocorreu para os preços de arroz (equação XXVI), o período de 5 anos foi significativo ao nível de 1% de probabilidade e o de 10 anos foi significativo ao nível de 10% de probabilidade, embora a equação estimada tenha explicado 62% das variações ocorridas nas quantidades. O teste de Durbin-Watson indicou não correlação serias nos resíduos ao nível de 1% de probabilidade.

As figuras 4 e 5 apresentam as variações cíclicas observadas e estimadas para preços e quantidades de arroz, respectivamente, enquanto que o quadro 4 apresenta o poder de explicação de cada período das séries de preços e quantidades de arroz.

QUADRO 4. Componentes cíclicos dos preços e quantidades de arroz

$\delta_i$ e $V_i$	Período de 12 anos		Período de 6 anos	
	Preços	Quantidades	Preços	Quantidades
$\delta_i$	0,03795	0,01272	0,08814	0,04423
$V_i$	0,16	0,08	0,84	0,92

Fonte: Equações (XXVI) e (XXVIII)

Comparando os 2 períodos, verifica-se que o período de 5 anos apresenta-se como o mais evidente na explicação de variação total dos preços e quantidades de arroz, com 84% na série de preços e 92% na série de quantidades.

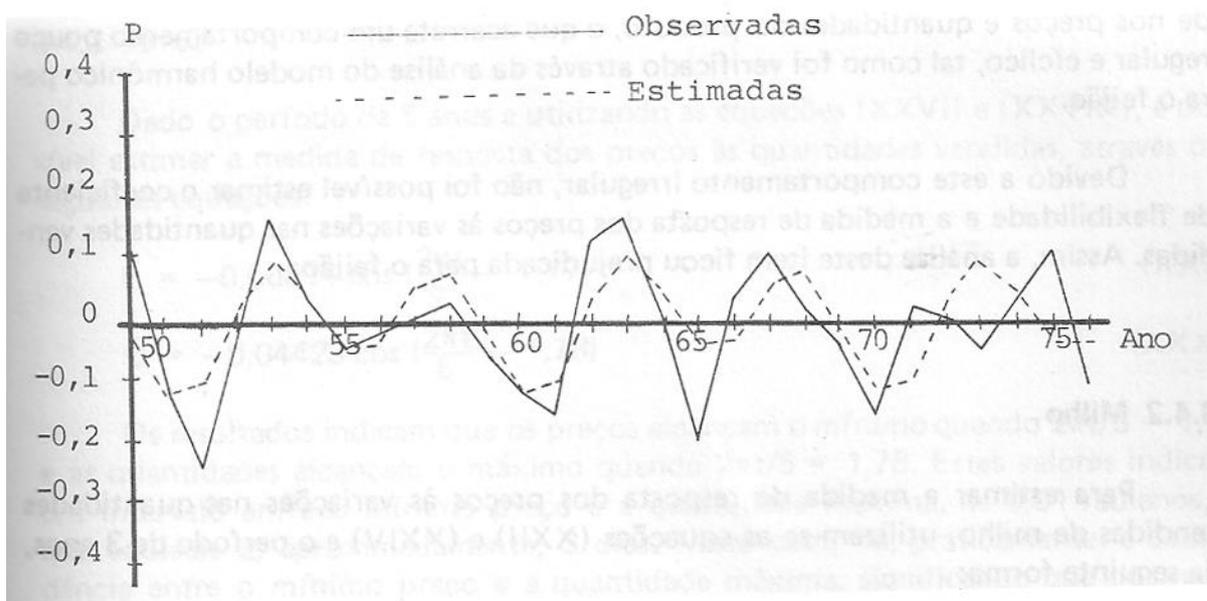


FIGURA 4. Variação cíclicas observadas e estimadas dos preços pagos aos produtores de arroz em São Paulo, 1949/76  
 Fonte: Equação (XXVI)

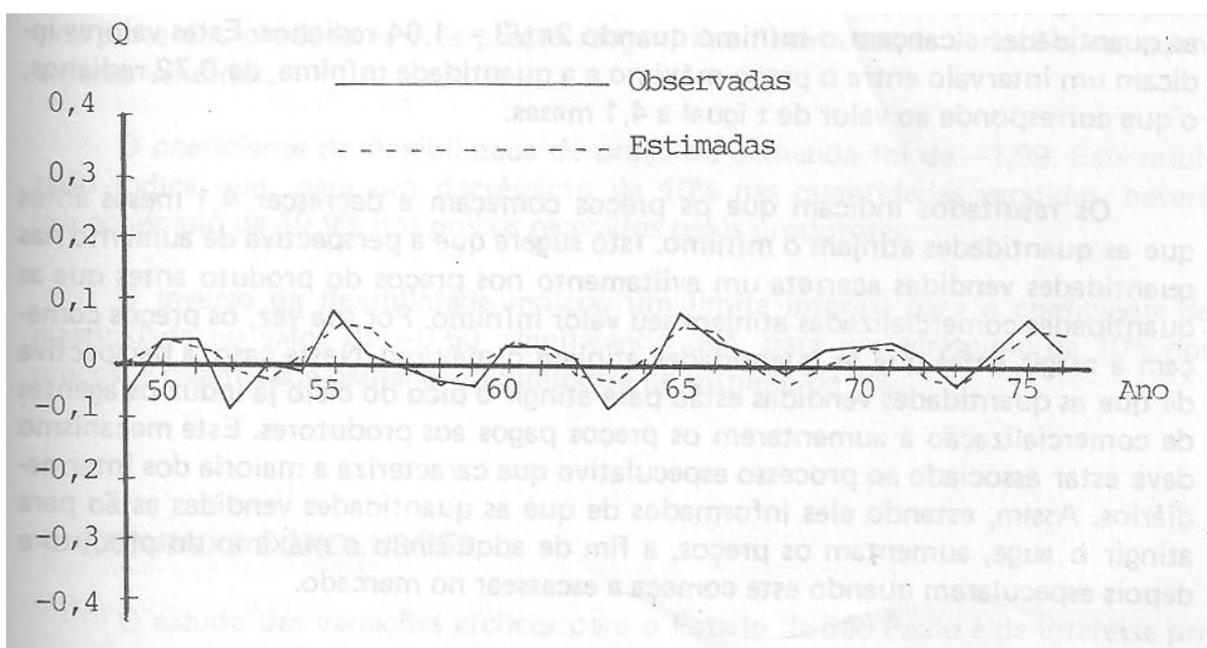


FIGURA 5. Variação cíclicas observadas e estimadas das quantidades ofertadas de arroz em São Paulo, 1949/76  
 Fonte: Equação (XXVIII)

### 3.4. Medidas de resposta dos preços e de flexibilidade

#### 3.4.1. Feijão

Por se tratar de cultura típica dos produtores de baixa renda e com pouca possibilidade de adoção de técnicas e alocação de insumos modernos, o rendimento de feijão é muito baixo e a produção muito instável, o que torna o seu

cultivo de grande risco. Esses fatores contribuem, de certa forma, para aumentar a instabilidade nos preços e quantidades do produto, o que acarreta um comportamento pouco regular e cíclico, tal como foi verificado através da análise do modelo harmônico para o feijão.

Devido a este comportamento irregular, não foi possível estimar o coeficiente de flexibilidade e a medida de resposta dos preços às variações nas quantidades vendidas. Assim, a análise deste item ficou prejudicada para o feijão.

### 3.4.2. Milho

Para estimar a medida de resposta dos preços às variações nas quantidades vendidas de milho, utilizam-se as equações (XXII) e (XXIV) e o período de 3 anos, da seguinte forma:

$$\hat{Q} = 0,02995 \cos\left(\frac{2\pi t}{3} - 1,04\right) \quad (\text{XXIX})$$

Os preços alcançam o máximo quando  $2\pi t/3 = 0,32$  radianos, enquanto que as quantidades alcançam o mínimo quando  $2\pi t/3 = 1,04$  radianos. Estes valores indicam um intervalo entre o preço máximo e a quantidade mínima, de 0,72 radianos, o que corresponde ao valor de  $t$  igual a 4,1 meses.

Os resultados indicam que os preços começam a decrescer 4,1 meses antes que as quantidades atinjam o mínimo. Isto sugere que a perspectiva de aumento nas quantidades vendidas acarreta um aviltamento nos preços do produto antes que as quantidades comercializadas atinjam seu valor mínimo. Por sua vez, os preços começam a reagir antes que as quantidades atinjam o máximo. Neste caso, a perspectiva de que as quantidades vendidas estão para atingir o pico do ciclo já induz os agentes de comercialização a aumentarem os preços pagos aos produtores. Este mecanismo deve estar associado ao processo especulativo que caracteriza a maioria dos intermediários. Assim, estando eles informados de que as quantidades vendidas estão para atingir o auge, aumentam os preços, a fim de adquirirem o máximo do produto e depois especularem quando este começa a escassear no mercado.

O coeficiente de flexibilidade de preço da demanda para o milho foi de -1,74. Isto indica que um decréscimo de 10% nas quantidades vendidas acarreta um acréscimo de 17,4% nos preços recebidos pelos agricultores, sugerindo que, à medida que o produto vai escasseando, o produtor tem maior poder de barganha, conseguindo preços proporcionalmente mais altos para sua mercadoria.

O inverso da flexibilidade corresponde ao limite inferior, em termos absolutos, da elasticidade. Assim, ao coeficiente de flexibilidade igual a -1,74, corresponde um coeficiente de elasticidade igual a -0,57, o que indica que um acréscimo nos preços de milho de 10% acarreta uma diminuição de no mínimo 5,7% na quantidade demandada de milho, ao nível do produtor.

### 3.4.3. Arroz

Dado o período de 5 anos e utilizando as equações (XXVI) e (XXVIII), é possível estimar a medida de resposta dos preços às quantidades vendidas, através das seguintes equações:

$$\hat{Q} = -0,08814 \cos\left(\frac{2\pi t}{5} - 1,77\right) \quad (\text{XXX})$$

$$\hat{P} = -0,04423 \cos\left(\frac{2\pi t}{5} - 1,78\right) \quad (\text{XXXI})$$

Os resultados indicam que os preços alcançam o mínimo quando  $2\pi t/5 = 1,77$  e as quantidades alcançam o máximo quando  $2\pi t/5 = 1,78$ . Estes valores indicam um intervalo entre o mínimo preço e a quantidade máxima, de 0,01 radianos, o que equivale a, aproximadamente, 3 dias. Neste caso, há, praticamente, a coincidência entre o mínimo preço e a quantidade máxima, significando que os preços reagem à medida que variam as quantidades vendidas pelos produtores.

Como a produção paulista de arroz não é suficiente para atender o consumo do estado, a insuficiência da oferta do produto acarreta maior poder de barganha por parte dos produtores e os preços reagem imediatamente às variações nas quantidades vendidas.

O coeficiente de flexibilidade de preço da demanda foi de -1,99. Este resultado indica que, para um decréscimo de 10% nas quantidades vendidas, haverá um acréscimo de 19,9% nos preços recebidos pelos produtores.

O inverso da flexibilidade indicou um limite inferior para o coeficiente de elasticidade no valor de -0,50, significando que, para um acréscimo de 10% nos preços, a quantidade demandada diminuirá no mínimo de 5%.

## 4. RESUMO E CONCLUSÕES

O estudo das variações cíclicas para o Estado de São Paulo é de interesse primordial, pois ele é considerado o maior pólo agropecuário do país, bem como o maior demandante de insumos modernos. Ainda mais, o mercado de São Paulo é o maior centro de comercialização de produtos agrícolas e influencia os preços dos produtos em outras regiões.

Diante destas considerações, foram objetivos deste estudo: analisar as variações cíclicas de preços e quantidades de feijão, milho e arroz no mercado de São Paulo, através de um modelo de Análise Harmônica; estimar a amplitude das ondas cíclicas mais evidentes, bem como sua contribuição para a variação explicada pelo modelo; determinar o retardamento do preço em resposta a mudanças no volume de produção; e, ainda, calcular os coeficientes de flexibilidade de preço de longo prazo.

Para analisar as variações cíclicas foram utilizadas duas fontes de dados: a primeira refere-se à série de preços-pagos aos produtores, coletada junto ao Instituto de Economia Agrícola do Estado de São Paulo; a segunda refere-se à série de quantidades produzidas, coletada no Anuário Estatístico, da Fundação IBGE. Os preços foram deflacionados utilizando o Índice Geral de Preços (disponibilidade interna) e o período analisado foi 1949/76.

A fim de determinar a periodicidade dos preços e quantidades de feijão, milho e arroz, foi utilizado o modelo de Análise Harmônica. As variáveis dependentes analisadas, preço e quantidade, foram transformadas em desvios dos logaritmos em torno da tendência, de modo que se obtivessem os dados em termos proporcionais e livres da tendência. Depois da eliminação da tendência, foi feita a análise do periodograma, de modo que fossem determinados os períodos mais relevantes que seriam utilizados no modelo de Análise Harmônica.

A pequena representatividade do modelo em relação ao feijão, indicada pelo baixo valor do coeficiente de determinação, não permitiu a detecção de ciclos de maior evidência nas séries temporais de preços e quantidades. Estes resultados indicam que o comportamento do produto no mercado é extremamente irregular.

Os resultados encontrados para o milho indicaram menor amplitude de variação na série de quantidades do que na série de preços, fato este que está associado à característica de inelasticidade de demanda por produtos agrícolas.

Os coeficientes estimados pelo modelo harmônico para o arroz indicam maior oscilação neste mercado que no do milho. Estas diferenças de amplitude entre os dois produtos devem estar associadas ao fato de o milho ter aumentado seu nível de produtividade durante o período analisado, ao contrário do que ocorreu com o arroz.

Com a adoção de técnicas mais modernas no cultivo de milho e com a introdução de sementes melhoradas, a produção tornou-se menos arriscada e mais comercial, permitindo uma oferta mais estável e, em consequência, maior estabilidade dos preços recebidos pelos produtores. Quanto ao arroz, cujas técnicas são mais rudimentares, ocorreu queda no nível de produtividade, pois é plantado, principalmente, em terrenos não irrigados, sendo, portanto, uma cultura mais dependente das condições climáticas. Esses fatos indicam a existência de associação positiva entre adoção de práticas modernas de cultivo e maior estabilidade de preços e de oferta num mercado mais competitivo, *ceteris paribus*.

#### **4.1. Flexibilidade de Preço**

A análise do coeficiente de flexibilidade de preço e resposta dos preços às variações nas quantidades vendidas ficou prejudicada no caso do feijão, pois o modelo de Análise Harmônica não se adaptou a este produto, diante das irregularidades verificadas no seu comportamento de mercado.

Dentre algumas medidas que o governo vem empreendendo, a fim de reduzir essas irregularidades, encontra-se a política de preços mínimos. Contudo, a aplicação desta política não vem obtendo resultados satisfatórios, no sentido de assegurar uma renda mais estável ao produtor. A maior dificuldade deve-se ao fato de o produtor, em geral pequeno proprietário ou arrendatário sem acesso ao crédito, depender dos intermediários para obter recursos para o plantio e, conseqüentemente, ficar obrigado a negociar seu produto com esses intermediários a preços sempre abaixo do que o mercado garantiu.

No caso de milho, considerou-se o período de 3 anos para estimar o coeficiente de flexibilidade de preço, visto que foi o mais representativo das variações ocorridas, tanto na série de preços, quanto na de quantidades. O valor estimado do coeficiente de flexibilidade foi de -2,74, o que indica que os produtores não têm poder de barganha e sujeitam-se às condições, desfavoráveis da demanda, a fim de terem um retorno mais rápido dos investimentos realizados. Assim, à medida que a quantidade ofertada aumenta, os preços caem em proporção maior.

O inverso da flexibilidade indicou o limite inferior da elasticidade-preço da demanda no valor de -0,57. Esta informação é importante para o estabelecimento de políticas de preço, pois este coeficiente indica qual a variação mínima que ocorrerá na quantidade demandada pelo produto em questão, caso haja variação no seu preço. Além disso, quanto maior for a elasticidade-preço da demanda, o governo deverá formar maiores estoques de modo a manter o preço a níveis acima do preço de equilíbrio e o custo social de tal política será cada vez maior, *ceteris paribus*.

As mudanças nos preços anteciparam-se às mudanças nas quantidades em, aproximadamente, 4,1 meses. Este resultado mostra que, graças às perspectivas de que as quantidades comercializadas em breve atingirão o pico e logo declinarão, os preços iniciam a fase ascendente antes que as quantidades atinjam o máximo.

O período de 5 anos foi o mais evidente nas séries de preços e quantidades de arroz. O produto apresentou o coeficiente de flexibilidade no valor de -1,99. Este valor, comparado com o encontrado, para o milho, indica que a instabilidade na produção acarreta maiores prejuízos ao produtor de arroz do que ao de milho, em termos de renda mais estável, pois, neste caso, há maior sensibilidade dos preços pagos aos produtores em resposta às variações nas quantidades vendidas.

O limite inferior do coeficiente de elasticidade-preço foi de -0,50. Neste caso, a adoção de uma política que vise a manter os preços pagos aos produtores acima do preço de equilíbrio do mercado, sem restrição de quotas, incorrerá num menor custo do que se aplicada para o milho, pois a elasticidade-preço de demanda é menor.

Pela análise de resposta dos preços verificou-se que houve, praticamente, coincidência no tempo entre o mínimo preço e a quantidade máxima, ou seja, há reação dos preços à medida que varia a quantidade ofertada.

## 4.2. Considerações Finais

O desconhecimento dos produtores a respeito do comportamento do mercado, das políticas governamentais e o fato de inexistirem condições de armazenagem dificultam a atuação governamental na comercialização do feijão. Cada agricultor tem pequena quantidade para comercializar e, se não existe um sistema de armazenagem eficiente ou cooperativas que permitam reunir a produção, a ação governamental é muito difícil.

O grande produtor rural não se interessa pela cultura do feijão porque este exige grande quantidade de mão-de-obra para colheita, a produção fica sempre sujeita à regularidade de chuvas e facilmente se deteriora, se não houver condições adequadas de secagem e armazenagem. Ainda, a ele não são dedicados recursos suficientes para pesquisas em busca da melhoria da produtividade e de variedades, o que desestimula o grande produtor e dificulta o estabelecimento de linhas de crédito e políticas adequadas de estímulo e amparo.

Os resultados encontrados são importantes quando se pensa nos custos sociais de adoção de uma política que vise a manter os preços pagos aos produtores acima do preço de equilíbrio de mercado, sem qualquer restrição à quantidade plantada. Neste sentido, os maiores limites inferiores da elasticidade-preço da demanda encontrados para o milho, seguindo o arroz, indicam que tal política acarretará maior custo social para o milho, em termos de necessidade da formação de maiores estoques, a fim de manter os preços ao nível desejado, ceteris paribus. Uma alternativa para diminuir os custos sociais é adotar uma política de maior penetração nos mercados externos, ou seja, exportar o excedente da produção. Desta maneira, o setor agrícola seria beneficiado com novas opções de mercado e, conseqüentemente, teria maior incentivo para adoção de técnicas e insumos modernos, o que aumentaria os níveis de produtividade e da renda do setor em conjunto.

Embora muitos estudos tenham sido realizados com o objetivo de determinar os padrões sazonais de produtos agrícolas, pouco se tem feito em relação aos padrões cíclicos de preços e quantidades desses produtos. O conhecimento das variações cíclicas constitui um indicador para produtores individuais, empresa agrícola e governo, a fim de que possam tomar decisões em relação aos seus empreendimentos, com menor grau de incerteza. O governo tendo conhecimento dos padrões cíclicos, bem como das amplitudes dessas variações, pode tomar medidas para reduzi-los e regularizá-los a fim de minimizar seus efeitos, particularmente no que se refere à maior estabilidade da renda do setor agrícola e à estabilização do abastecimento do mercado interno.

As informações sobre os padrões cíclicos permitem, ainda, uma alocação mais eficiente dos recursos na agricultura, em termos de maiores retornos ao produtor rural. Por outro lado, a regularização dessas oscilações facilita a fixação do produtor em determinadas culturas e isso tende a acarretar uma oferta mais estável e maior nível de produtividade.

## 5. LITERATURA CITADA

1. ABEL, M.E. Harmonic analysis of seasonal variation with an application to hog production. *Journal of the American Statistical Association*, Menasha, 57 (299):655-67, Sept. 1962.
2. CUNNYNGHAM, J. The espectral analysis of economic time series. Washington, U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census, 1963. 88 p. (Working paper, 14).
3. DORAN, H.E. & QUILKEY, J.J. Harmonic analysis of seasonal data: some important properties. *American Journal of Agricultural Economics*, Menasha, 54(4):646-51, Nov. 1972.
4. FISHMAN, G.S. Spectral methods in econometrics. Cambridge, Mass., Harvard University, 1969. 212 p.
5. FUNDAÇÃO IBGE. Anuário Estatístico do Brasil. Rio de Janeiro, v. 30-37, 1969-1976.
6. HANNAN, E.J. The estimation of a changing seasonal pattern. *Journal of the American Statistical Association*, Menasha, 59(308):1063-77, Dec. 1964.
7. HOUCK, J.P. A look at flexibilities and elasticities. *Journal of Farm Economics*, Menasha, 48(2):225-32, May 1966.
8. The relationships of direct price flexibilities to direct price elasticities. *Journal of Farm Economics*, Menasha, 47 (3): 789-92, Aug. 1965.
9. ÍNDICES ECONÔMICOS. *Conjuntura Econômica*, Rio de Janeiro, 23(12):141-63, dez. 1969.
10. MEINKEN, K.W.; ROJKO, A.S.; KING, G.A. Measurement of substitution in demand from series data. *Journal of Farm Economics*, Menasha, 38(3):711-35, Aug. 1956.
11. SHEPHERD, G.S. *Marketing form prices*. 4.ed. Ames, The Iowa State University Press, 1962. 523 p.
12. TINTNER, G. *Econometrics*. New York, John Wiley & Sons, 1952. 370 p.