

**MERCADO DE FLORES E PLANTAS ORNAMENTAIS  
NO ESTADO DE SÃO PAULO:  
avaliação da sazonalidade no Veiling Holambra**

Roberta Wanderley da Costa<sup>1</sup>  
José Vicente Caixeta Filho<sup>2</sup>

**RESUMO:** O presente trabalho teve como objetivo principal a avaliação do eventual comportamento sazonal dos volumes e preços praticados na floricultura paulista. Para tal, os produtos escolhidos foram: rosa, crisântemo e violeta. Dados referentes à década de 90 foram levantados no Veiling Holambra (cooperativa que comercializa produto via leilão eletrônico). Além desse objetivo principal, realizou-se a identificação dos períodos sazonais existentes e a identificação das características do comportamento sazonal de volumes e preços das principais flores e plantas ornamentais comercializadas no Veiling Holambra. Os resultados do trabalho apontaram períodos de três em três meses para o volume de rosas e violetas e período de doze em doze meses para o volume de crisântemos. Para os preços, observaram-se semelhanças naqueles praticados para crisântemos e violetas, com período de seis em seis meses, e para o preço de rosas, observou-se período de doze meses.

**Palavras-chave:** sazonalidade, flores, plantas ornamentais, metodologia Box-Jenkins, periodograma.

**FLOWERS AND ORNAMENTAL PLANTS MARKET IN THE  
STATE OF SÃO PAULO, BRAZIL:  
seasonality evaluation in the Veiling-Holambra case**

**ABSTRACT:** This paper had the main objective of evaluating a likely seasonal volume and price behavior in Sao Paulo State commercial floriculture. To that end, roses, chrysanthema and violets were the chosen produces. Data referring to the 1990's decade were obtained from the Veiling Holambra trade center - a cooperative marketing directly from producers through electronic auction. Apart from the main aim of this work, the seasonal period of volumes and prices of main flowers and ornamental plants traded were identified and characterized. These research results pointed to a three-month-period for rose and violet volumes, and a twelve-month-period for those of chrysanthema. As for price periods, similarities were observed for chrysanthema and violets, with periods of 6 months. For rose prices, a period of 12 months was found.

**Key-words:** seasonality, flowers, ornamental plants, Box-Jenkins models, periodgrams.

**JEL Classification:** C22, Q10.

## 1 - INTRODUÇÃO

<sup>1</sup>Engenheira Agrônoma, Mestre, Departamento de Economia, Administração e Sociologia da ESALQ-USP (e-mail: robertawcm@hotmail.com).

<sup>2</sup>Engenheiro Civil, Doutor, Professor Associado do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da ESALQ-USP (e-mail: jvcaixet@carpa.ciagri.usp.br).

A floricultura abrange o cultivo de flores e plantas ornamentais com variados fins, que incluem desde as culturas de flores para o corte até a produção de mudas arbóreas.

Além dos valores emocionais que estas representam, LESZCZYŃSKA-BORYS E BORYS (1994) comentam sobre outros valores que as flores e plantas ornamentais possuem, tais como: valores estéticos e intelectuais, dados por sua arquitetura, suas cores e muitas vezes seu perfume; valores medicinais; valores ecológicos, dados por sua capacidade de purificação do ar, do solo e da água; e valores econômicos, podendo ser utilizadas como enfeites, adornos em jardins, presentes, e matéria-prima para perfumes, cosméticos e remédios.

Quanto à área cultivada, valores divergentes foram encontrados. Segundo dados da FLORCULTURE STATISTICS (1997), o Brasil possuía, em 1996, cerca de 10.285ha de cultivo protegido (estufas e cultivo sob telado) de flores, enquanto que países como EUA e Japão possuíam, respectivamente, 7.121 e 10.048ha. CASTRO (1998) estima que, em 1999, esse número alcançou 6.500ha. Já o BRASIL (2001) aponta que o Brasil possuía, neste mesmo ano, cerca de 4.850ha de produção de flores, sendo que 3.898ha seriam de cultivo a céu aberto e 952ha sob estufa. Esse Instituto ainda ressalta que, somente no Estado de São Paulo, a floricultura ocupava cerca de 3.457ha em 1996, incluindo cultivos protegidos e a céu aberto. Nota-se, então, a importância significativa que esse complexo vem ocupando em relação a outros países, e especialmente o Estado de São Paulo, o qual contribui com metade da produção em cultivo protegido; e ainda nota-se a dificuldade em obter informações que realmente transmitam a realidade brasileira.

A localização da produção e dos centros de comercialização é fator importante nessa atividade agrícola. Conforme KRAS (1999), 90% da produção e do consumo de flores e plantas ornamentais são dados com um raio de 500 km entre eles, sendo que os custos de transporte e de distribuição de produtos altamente perecíveis limitam as distâncias para comercialização.

De um modo geral, a comercialização e distri-

buição de flores e plantas ornamentais se dá através de centrais de comercialização. Em se tratando do Estado de São Paulo, os principais centros se resumem ao Veiling Holambra, à Companhia de Entrepostos e Armazéns Gerais de São Paulo (CEAGESP-SP) e às Centrais de Abastecimento S.A (CEASA-Campinas).

CLARO e OLIVEIRA (1999) relatam que o Veiling Holambra é uma unidade da Cooperativa Agropecuária Holambra, responsável por 40% da comercialização nacional em 1997, operando um sistema de venda por pregão diário. O Veiling conta com uma forte preocupação com a padronização e com normas de qualidade e atende, principalmente, atacadistas e floriculturas.

Segundo CASTRO (1998), o Veiling Holambra foi iniciado em 1989 e informatizado em 1990. Além do processo do pregão diário, há possibilidade de operações especiais tratadas como intermediação, onde prevalecem principalmente grandes compras de floriculturas ou grupos de floriculturas montados em outros estados.

BARLETTA (1995) enfatiza que o mercado doméstico de flores do Brasil tem um grande potencial de crescimento. Este autor verificou, em 1994, uma movimentação de US\$700 milhões nesse mercado, enquanto CASTRO (1998) estima que esse valor chegou a US\$1,1 bilhão em 1999.

O consumo de flores e plantas ornamentais, em diversas partes do mundo, se dá de diferentes formas, e de acordo com CASTRO (1998), pode ser dividido em: consumo de ocasião, quando as flores são adquiridas em datas especiais ou comemorativas, possuindo baixa sensibilidade ao preço e baixa fidelidade ao ponto de venda; consumo de impulso, como é o caso de mulheres que trabalham e compram flores para decorar o local de trabalho, possuindo média sensibilidade ao preço e média fidelidade; consumo técnico, que é realizado por donas de casa que têm nas flores o seu *hobby*, e por isso são muito sensíveis ao preço; e o consumo institucional, onde diferentes profissionais e estabelecimentos compram em grande escala para decoração.

Segundo GROOT (1999), o consumo de flores de corte no mundo em 1985 foi de aproximadamente

US\$12,5 bilhões. Em 1990, o consumo cresceu para US\$25 bilhões e em 1995 o consumo já chegava a US\$31 bilhões.

Vários autores ressaltam que o Brasil possui uma demanda sazonal por flores e plantas ornamentais. Segundo ALMEIDA e AKI (1995), o pioneirismo do cultivo comercial deveu-se à colônia portuguesa, cuja produção atingia o mercado em datas comemorativas, ou seja, em épocas de maior demanda, como o Dia das Mães, Finados e Natal. CLARO (1998) complementa que outras datas fortes acabaram por ser inseridas no calendário: Dia Internacional da Mulher, Dia dos Namorados, Dia das Avós, Dia dos Pais, Dia das Secretárias etc. CASTRO (1998) também observa que o mercado consumidor de flores diminuiu significativamente no período de férias escolares.

Outro fato interessante diz respeito à característica cultural associada a esse tipo de mercado no Brasil. Acreditando que comprar flores para enfeitar a casa no dia-a-dia não seja um hábito comum para os brasileiros, BARLETTA (1995) estima que de três a 4% dos consumidores brasileiros compram flores, sendo que em 1994 observou-se uma média de despesas de US\$4.00 *per capita* com flores. CASTRO (1998) estima que este valor médio chegou a US\$7.00 *per capita* em 1998, mas mesmo assim, muito inferior ao consumo observado em outros países. Há outros autores, como KIYUNA (1998), que estimam que esses valores tenham passado de US\$3.00 para US\$6.00 *per capita*, entre 1994 e 1998. No Brasil, apenas o Rio Grande do Sul se destaca como grande centro consumidor, com uma média *per capita* próxima a da Argentina (US\$20,00/ano), segundo CASTRO (1998).

Apesar da demanda irregular e da falta de incentivo ao consumo de flores, é esperado que esse quadro possa se modificar. CASTRO (1998) acredita que o consumo tende a crescer no segmento do "uso próprio", além de continuar seu avanço pelo interior do país. Expansão ainda maior será verificada com a entrada na linha de supermercados, onde se cria uma demanda quase constante durante o ano, quebra-se a sazonalidade e o produtor passa a investir mais na continuidade.

De acordo com trabalho realizado por GATTI

(1988), a oferta com comportamento mais regular de produtos no transcorrer do ano é objetivo importante não apenas para os consumidores, mas também para os produtores; no caso dos consumidores, a oferta regular, eliminando os períodos de escassez dos produtos, resultaria em preços mais acessíveis, com menor amplitude de variação; no caso dos produtores, a oferta regular, ao invés da busca de preços elevados na entressafra, resultaria em preços e renda mais estáveis.

SANTIAGO; CAMARGO; MARGARIDO (1996) acrescentam que o mercado de produtos agrícolas caracteriza-se por apresentar maior grau de sensibilidade no que se refere a oscilações de preços, comparativamente ao mercado de bens industriais. Isso deve-se ao fato de que as características intrínsecas que regem as condições de produção do mercado agrícola, que não somente proporcionam elevado grau de instabilidade, como também grande amplitude de variação dos preços de seus produtos.

Acredita-se que se o crescimento econômico continuar ocorrendo em países da América Latina, será observado também um aumento na demanda de flores e plantas ornamentais. Segundo GROOT (1999), o crescimento no consumo de flores de corte é altamente dependente do desenvolvimento econômico de diferentes países no mundo, e do incremento da "cultura" em consumir flores.

Autores como GROOT (1999) e KRAS (1999) acreditam que a demanda por flores no mundo, nos próximos anos, tende a aumentar, e a produção crescerá mais rapidamente que o consumo, o que perpetuaria uma competição por melhores preços. Há outros autores, como SALUNKHE; BHAT; DESAI (1990), que acreditam também que a demanda dos consumidores por flores e plantas ornamentais sempre irá exceder a produção, e que o mercado desses produtos observará uma expansão cada vez mais rápida, à medida que forem incorporados métodos mais eficientes de *marketing*.

MATSUNAGA (1995) salienta ainda que a sazonalidade de produção de flores dificulta a comercialização. Uma solução de caráter técnico seria a implantação de estufas climatizadas para viabilizar

uma produção contínua, de forma a uniformizar a oferta de produto que, como resultado, refletiria em uma demanda mais regular de mercado.

Existem dois interesses principais no ajustamento sazonal, de acordo com PIERCE (1980): o estudo da sazonalidade propriamente dita e a remoção da sazonalidade da série, para depois estudá-la em seus demais aspectos.

PINO et al. (1994) ressaltam que as causas da sazonalidade podem estar reunidas em dois grandes grupos: as provocadas, direta ou indiretamente, pela existência das estações do ano, e as relacionadas ao calendário. Estas últimas devem-se aos fatores culturais, podendo afetar variáveis como a demanda por certos produtos em determinadas épocas do ano, o que pode ocorrer, por exemplo, com as flores.

Segundo os mesmos autores, a sazonalidade relacionada ao calendário pode ser causada em variáveis tipo fluxo quando ocorre variação do número de dias do mês. De acordo com GRANGER (1978), decisões institucionais ou individuais sobre o uso do tempo, como é o caso de férias escolares, final de ano fiscal etc., e também as expectativas podem gerar um padrão sazonal, como por exemplo, a produção de brinquedos, na expectativa de maiores vendas durante o período natalino.

Devido à importância do planejamento para a comercialização e consumo de produtos agrícolas, o conhecimento das variações estacionais dos preços, por exemplo, fornece subsídios aos produtores para alocação temporal mais eficiente. Além disso, pode servir para orientar o consumidor sobre as melhores épocas de compra, melhorando a eficiência da utilização de sua renda.

Dessa forma, o presente trabalho tem como objetivo principal a avaliação do eventual comportamento sazonal dos volumes e preços praticados na floricultura paulista. Para tal, os produtos escolhidos foram: rosa, crisântemo e violeta. Dados referentes à década de 90 foram levantados no Veiling Holambra. Além desse objetivo principal, realizou-se a identificação dos períodos sazonais existentes e a identificação das características do comportamento sazonal de volumes e preços das principais flores e

plantas ornamentais comercializadas nesse entreposto.

## 2 - METODOLOGIA

### 2.1 - Especificação dos Dados

Os dados a serem utilizados nesta análise referem-se a volumes e preços mensais praticados para rosas, crisântemos e violetas no Veiling Holambra, por um determinado período de tempo (março de 1995 a dezembro de 2001 para rosas; março de 1995 a setembro de 2001 para crisântemos e violetas).

No Veiling Holambra, os dados foram obtidos a partir de solicitação aos responsáveis pelos bancos de dados deste centro. Foram assim obtidos dados mensais do período de 1995 a 2001, abrangendo volumes e preços praticados das principais flores e plantas ornamentais comercializadas.

Em se tratando particularmente da série mensal de preços, foi efetuado um deflacionamento desses dados para facilitar a comparação entre os períodos, evitando-se assim eventuais distorções ocasionadas por mudanças econômicas no País. Esse deflacionamento dos dados de preços foi efetuado com base em um índice geral de preços (IGP), base em dezembro de 2001, calculados por SUMA ECONÔMICA (2001).

### 2.2 - Abordagens para o Tratamento da Sazonalidade

A referência básica para a aplicação da metodologia que se segue é o livro de BOX e JENKINS (1976). Informações complementares podem ser encontradas em NELSON (1973), ANDERSON (1976), JENKINS (1979) e BOX; JENKINS; REINSEL (1994).

A metodologia empregada neste estudo foi o tratamento dado às séries temporais em método elaborado por BOX; JENKINS; REINSEL (1994). Inicialmente, a idéia preconizada por BOX e JENKINS (1976)

é a de que uma série temporal pode ser parcialmente explicada por ela mesma, por seus valores anteriores (parâmetros auto-regressivos) e/ou por uma combinação linear de variáveis aleatórias não correlacionadas (parâmetros de médias móveis).

Uma metodologia alternativa ao tratamento de séries de tempo sazonais é a dos modelos de decomposição, conforme citado, por exemplo, por MORETTIN e TOLOI (1987). Esta metodologia baseia-se na premissa de que as séries de tempo originais podem ser decompostas em: sazonalidade, ciclo, tendência e um termo puramente aleatório.

Segundo diversos autores, como HARVEY (1993), MORETTIN e TOLOI (1987), MONTELLO (1970), PINO et al. (1994), entre muitos outros, uma série temporal pode ser definida como um conjunto de observações ordenadas no tempo.

De acordo com ANDERSON (1976), se por valores passados, o comportamento futuro de uma série temporal pode ser exatamente previsto, a série é determinística. Por outro lado, a série é estocástica se, na melhor das hipóteses, o conhecimento do passado pode somente indicar a estrutura probabilística do comportamento futuro da série.

GUJARATI (2000) enfatiza que qualquer série temporal pode ser gerada por um processo estocástico (ou aleatório), o qual pode ser estacionário ou não estacionário. Uma série temporal é fracamente estacionária se possui média e variância independentes no tempo e covariância entre dois períodos de tempo, dependendo apenas da distância ou da defasagem entre os dois períodos. BOX e JENKINS (1976) acrescentam que uma maneira útil de descrever o comportamento de um processo estacionário é através da função de autocorrelação (FAC), e também através da análise do estimador do espectro ou do próprio espectro.

O coeficiente de autocovariância  $\gamma_k$ , na defasagem  $k$ , mede a covariância entre dois valores  $z_t$  e  $z_{t+k}$  distantes  $k$  um do outro. Plotar  $\gamma_k$  versus defasagem  $k$  denomina-se função de autocovariância de um processo estocástico. Similarmente, plotando o coeficiente de autocorrelação  $\rho_k$  em função da defasagem  $k$ , tem-se a função de autocorrelação do pro-

cesso. Seguindo a definição de BOX e JENKINS (1976), desta forma, uma maneira de analisar se a série é estacionária ou não é através da FAC. Ou seja, a série temporal é estacionária se os coeficientes de autocorrelação da função caírem rapidamente para zero. Através da FAC também é possível detectar a sazonalidade da série. Os coeficientes de autocorrelação de defasagens sazonais que estiverem acima do intervalo de confiança podem indicar esta sazonalidade.

Outra forma de analisar séries temporais, também de acordo com os mesmos autores, é baseada na análise espectral. Esta análise decompõe a série de dados em componentes senoidais com coeficientes aleatórios não correlacionados. Juntamente com essa decomposição em senóides, existe a correspondente decomposição da função de autocovariância. Assim, a decomposição espectral de um processo estacionário é análoga à representação de Fourier de funções determinísticas.

A análise de Fourier decompõe a série em um somatório de ondas de senos e co-senos de diferentes amplitudes e comprimentos de onda. A decomposição de Fourier da série  $x_t$  está apresentada na equação (1), de acordo com SAS INSTITUTE (1993):

$$x_t = \frac{a_0}{2} + \sum_{k=1}^m [a_k \cos(\omega_k t) + b_k \sin(\omega_k t)] \quad (1)$$

onde:

$t$  é o tempo, sendo  $t = 1, 2, \dots, n$ ;

$x_t$  são os dados da série temporal;

$n$  é o número de observações;

$m$  é o número das frequências da decomposição de

Fourier, sendo  $m = \frac{n}{2}$  se  $n$  for par e  $m = \frac{n-1}{2}$  se  $n$  for ímpar;

$a_0$  é o termo da média, onde  $a_0 = 2\bar{x}$ ;

$a_k$  são os coeficientes da componente co-seno;

$b_k$  são os coeficientes da componente seno;

$\omega_k$  são as frequências de Fourier, sendo  $\omega_k = \frac{2\pi k}{n}$ .

O chamado periodograma pode ser então estimado a partir dos coeficientes  $a_k$  e  $b_k$ , sendo o *software* Statistical Analysis Software (SAS), conforme apre-

sentado em SAS INSTITUTE (1999), uma das ferramentas para tal finalidade.

O periodograma foi originalmente utilizado para detectar e estimar a amplitude da componente seno, com frequência conhecida, mascarada no resíduo. Posteriormente, o periodograma foi utilizado para checar a variabilidade da série. Esta ferramenta é também utilizada para detectar o período sazonal de uma série temporal. BOX e JENKINS (1976) afirmam que o periodograma é uma ferramenta apropriada para analisar séries temporais compostas com misturas de ondas de senos e co-senos, com frequências fixas mascaradas no resíduo. O periodograma pode ser então definido, de maneira mais detalhada, pela equação (2):

$$I(\lambda_k) = \frac{1}{2\pi} [d_c^2(\lambda_k) + d_s^2(\lambda_k)] \quad (2)$$

onde:

$I$  é a contribuição da frequência  $\lambda_k$  à soma de quadrados associada aos coeficientes seno e co-seno;

$\lambda_k$  é a frequência de Fourier;

$d_c$  é a transformada co-seno de Fourier;

$d_s$  é a transformada seno de Fourier.

Quando  $I(\lambda_k)$  são plotados contra  $\lambda_k$ , são formados periodogramas, ou seja, estimadores do espectro.

Para verificar se o período encontrado é realmente significativo, utiliza-se como ferramenta o teste de periodicidade de Fisher (1929), citado por WEI (1989). Esse teste baseia-se na comparação entre os valores de pico e variabilidade total da série, a fim de se detectar sua significância.

Fisher (1929), citado por WEI (1989), derivou um teste exato baseado na estatística  $g$ , conforme apresentado na equação (3).

$$g_{\text{calculado}} = \frac{\max\{I(\lambda_j)\}}{\sum_{j=0}^{N/2} I(\lambda_j)} \quad (3)$$

sendo:

$N$  = número de observações;

$I(\lambda)$  = periodograma.

Calcula-se, então, o valor de  $g$  apresentado na

equação (3) e rejeita-se  $H_0$  se o valor de  $g$  calculado for maior que o  $g$  tabelado (vide, por exemplo, WEI, 1989, p.262). Assim, um valor significativo de  $I(\lambda)$  leva a rejeitar  $H_0$  e comprovar que a componente periódica é significativa, caso contrário, esta componente não existe. Rejeitar  $H_0$  significa que a série exibe uma periodicidade conhecida  $P = \frac{1}{\lambda^*}$ , onde

$\lambda^*$  é a frequência correspondente ao  $I(\lambda)$  máximo.

MORETTIN e TOLOI (1987) ressaltam a importância do fato de uma série ser não estacionária, quando deve-se primeiramente eliminar a não estacionariedade de séries homogêneas para posteriormente continuar a análise.

A utilização de séries não estacionárias pode levar a regressões espúrias, segundo HARRIS (1995), o que implica relações entre as variáveis, quando o que realmente estão presentes são tendências correlacionadas com o tempo. Numa regressão espúria, as estatísticas  $t$  são geralmente significativas, porém os resultados não têm significado econômico.

Para determinar a ordem da integração das variáveis, podem-se utilizar dois métodos: um consiste em analisar a FAC da série original, e se esta não diminuir rapidamente para zero, a série possui tendência estocástica e deve ser diferenciada; o outro é denominado teste de raiz unitária, inicialmente desenvolvido por FULLER (1976), DICKEY e FULLER (1979 e 1981) e PHILLIPS e PERRON (1988). Esse teste verifica se a série possui raiz unitária ou se é estacionária.

### 2.3 - Testes de Raiz Unitária

Um teste apropriado para detecção de raiz unitária é o de Dickey-Fuller (DF) ou o teste de Dickey-Fuller Aumentado (DFA), desenvolvido por DICKEY e FULLER (1979), cuja referência será básica para esta seção. MARGARIDO e SOUSA (1998) ressaltam que, basicamente, a diferença entre os dois testes reside no fato de que no teste DFA incorpora-se no modelo de regressão valores defasados e diferenciados da variável endógena, a fim de se verificar se há ou não autocorrelação entre os erros.

A seleção do modelo mais próximo do pro-

cesso gerador dos dados e os testes para presença de raiz unitária devem ser realizados de acordo com uma seqüência determinada. No presente estudo, será adotado método sugerido por DOLADO, JENKINSON e SOSVILLA-RIVERO (1990), modificado por ENDERS (1995).

Para o procedimento da seqüência do teste de raiz unitária é utilizado um teste *t* conhecido como estatística  $\tau$  cujos valores críticos foram tabulados por DICKEY e FULLER (1979) (vide valores apresentados por DICKEY e FULLER, 1979 e 1981).

Para o cálculo desse teste, inicialmente parte-se do princípio que o processo é autoregressivo. Entre os critérios mais apropriados para determinar a ordem desse processo estão o *Akaike Information Criterion* (AIC) e o *Schwarz Criterion* (SC). Tais critérios de informação são representados, respectivamente, pelas seguintes equações:

$$AIC = \ln s^2 + \left(\frac{2}{T}\right)n \quad (4)$$

$$SC = \ln s^2 + \left(\frac{\ln T}{T}\right)n \quad (5)$$

sendo:

$s^2$  = a soma de quadrados de resíduos da equação auto-regressiva, nas defasagens sucessivas em relação à série original;

$T$  = número de observações utilizado para estimá-la;

$n$  = o número de parâmetros.

O menor valor desses critérios resultará no valor da ordem do processo.

O teste DF parte do princípio que o processo gerador dos dados é auto-regressivo de ordem um, ou seja, um AR(1). Esse teste consiste em estimar a equação (6), pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), e no teste da hipótese (7):

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t \quad (6)$$

sendo:

$\Delta Y_t$  = série  $Y_t$  na primeira diferença;

$Y_{t-1}$  = série  $Y_t$  defasada de um período;

$u_t$  = ruído branco, ou seja, um processo com variáveis aleatórias não correlacionadas, média zero e variância constante.

$$H_0: \rho - 1 = 0 \quad (7)$$

$$H_a: \rho - 1 < 0$$

com  $|\rho| < 1$ .

Utiliza-se o valor *t* relativo a hipótese (7) e compara-se com o valor crítico dado pela distribuição de DF relativo à estatística  $\tau$ . A não rejeição da hipótese nula indica que o processo tem raiz unitária e, portanto, a série é não estacionária.

Se um modelo AR(1) for usado quando, de fato, a série utilizada segue um processo autorregressivo de ordem  $p > 1$ , os erros apresentarão autocorrelação, o que invalida o uso da distribuição DF. Desta forma, uma série descrita por um processo auto-regressivo de ordem  $p > 1$  pode ser representada por (8):

$$Y_t = \rho_1 Y_{t-1} + \dots + \rho_p Y_{t-p} + u_t \quad (8)$$

O teste mais adequado para verificar a existência de raiz unitária é o DFA, o qual consiste em testar a hipótese (9) na equação (10), estimada por MQO:

$$H_0: \theta = 0 \quad (9)$$

$$H_a: \theta < 0$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \theta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \omega_i \Delta Y_{t-i} + \gamma_c T + u_t \quad (10)$$

sendo:

$$\theta = \sum_{i=1}^p \rho_i - 1 \quad (11)$$

$$\omega_i = - \sum_{j=i+1}^p \rho_j \quad (12)$$

Da mesma forma que no teste DF, o valor *t* calculado relativo à hipótese nula deve ser comparado com a estatística correspondente ao tipo de modelo especificado, quanto à inclusão dos componentes determinísticos e ao nível escolhido de probabilidade. Se a hipótese nula não for rejeitada, o processo é não estacionário, e deve-se repetir o teste descrito em (9), considerando-se uma diferença a mais, a fim de verificar se a série  $Y_t$  é estacionária na primeira diferença. Se a hipótese nula for rejeitada

novamente, deve-se aumentar o número de diferenças até que o teste apresente-se significativo, ou seja, para cada raiz unitária, tem-se a necessidade de uma diferença na série.

O resultado do teste favorece a eliminação da não estacionariedade através da filtragem de uma série original, a fim de descobrir seu respectivo processo gerador. Essa filtragem pode ser realizada, como já citado anteriormente, aplicando no máximo duas diferenças, de ordem um cada, nos dados da série original.

#### 2.4 - Transformação dos Dados

CHATFIELD (1996) acrescenta que além da não estacionariedade da série em relação à média, pode ocorrer um crescimento da variância da série ou de suas diferenças, à medida que o tempo passa. Nesse caso, a transformação dos dados é necessária para a obtenção de resíduos com variância homogênea.

Quando há dependência entre a média e o desvio padrão ou variância, busca-se uma transformação dos dados que reduza ou elimine essa dependência. BARBOSA<sup>3</sup> supõe que o desvio padrão é proporcional a uma potência da média. Sabendo-se o coeficiente angular da reta é possível chegar a uma conclusão a respeito da transformação necessária. Para isso, em OTSUK (1991) considera-se:

$$\hat{\sigma} = c\hat{M}^b \quad (13)$$

$$\log \hat{\sigma} = \log c + b \log \hat{M} \quad (14)$$

Tomando  $\log c = K$ , tem-se: (15)

$$\log \hat{\sigma} = K + b \log \hat{M} \quad (16)$$

No caso geral, tem-se:

$$\log \hat{\sigma}_i = K + b \log \hat{m}_i \quad (17)$$

onde:

$\hat{\sigma}$  é a estimativa do desvio padrão;

$\hat{M}$  é a estimativa da média;

$\hat{\sigma}_i$  é a estimativa do desvio padrão do tratamento  $i$ ;

$\hat{m}_i$  é a estimativa da média do tratamento  $i$ ;

$c$  e  $K$  são constantes;

$b$  é o coeficiente angular da reta.

Dessa forma, a estimativa do parâmetro  $b$  é então obtida através de:

$$\hat{b} = \frac{\sum_i x_i y_i - \frac{\sum_i x_i \sum_i y_i}{N}}{\sum_i x_i^2 - \frac{\left(\sum_i x_i\right)^2}{N}} \quad (18)$$

sendo:  $x_i = \log m_i$  e  $y_i = \log \hat{\sigma}_i$

Dependendo do valor encontrado para  $\hat{b}$ , deve-se assumir a transformação apropriada apresentada por OTSUK (1991), reproduzida na tabela 1.

Tabela 1 - Transformações Apropriadas às Estimativas de  $b$  Encontradas

Estimativa de $b$	Transformação
-2	Cúbica
-1	Quadrada
0	Sem transformação
1/2	Raiz quadrada
1	Logarítmica

Fonte: Modificado de OTSUK (1991).

#### 2.5 - Metodologia Box e Jenkins

O primeiro passo da metodologia relativa aos modelos univariados, de acordo com BOX e JENKINS (1976), é a especificação dos possíveis modelos a serem utilizados na análise.

Se a série de dados for estacionária e se foi verificada a necessidade de transformação dos dados, passa-se diretamente para etapa seguinte. Se não, deve-se eliminar a tendência estocástica de acordo com o resultado do teste de raiz unitária ou através da visualização do correlograma da FAC, e

<sup>3</sup>BARBOSA, J. C. O problema da heterocedasticidade na análise da variância. In: SEMINÁRIOS DE ESTATÍSTICA E EXPERIMENTAÇÃO AGRONÔMICA, 1983, Piracicaba. Anais... Piracicaba: ESALQ 1983. 14p.



transformar os dados se necessário.

Os modelos a serem especificados neste trabalho foram desenvolvidos originalmente por BOX e JENKINS (1976), e podem ser aplicados a séries que apresentem estacionariedade ou não estacionariedade. Os modelos chamados auto-regressivos (AR), médias móveis (MA) ou auto-regressivos de médias móveis (ARMA) podem ser aplicados a séries estacionárias, enquanto que modelos denominados auto-regressivos integrados de médias móveis (ARIMA) ou auto-regressivos integrados de médias móveis e sazonais, também denominados SARIMA, podem ser aplicados a séries não estacionárias. Os modelos ARMA têm ordem  $p$  para os parâmetros auto-regressivos e  $q$  para os parâmetros de médias móveis, enquanto que os modelos ARIMA tem ordem  $p$ ,  $d$  e  $q$ , sendo  $d$  a ordem da integração do modelo. É possível que a série em análise apresente vários componentes sazonais e, para expressar essa múltipla sazonalidade, o modelo deve ser elaborado de modo a incluir vários estágios de diferenças e vários operadores de médias móveis e auto-regressivos sazonais.

Para cada um desses modelos, a ordem pode variar. Atendendo ao princípio da parcimônia de BOX e JENKINS (1976), deve-se optar pelo modelo que obtiver o menor número de parâmetros possíveis.

De acordo com BOX e JENKINS (1976), MORETTIN e TOLOI (1987) e outros autores, podem-se representar os modelos SARIMA por:

$$\tilde{Z}_t = \frac{\Theta(B)\Theta(B)}{\Phi(B)\Phi(B)} a_t \quad (19)$$

com:

$$\Theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q \quad (20)$$

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p \quad (21)$$

$$\Theta(B) = 1 - \Theta_1 B^s - \dots - \Theta_2 B^{2s} \quad (22)$$

$$\Phi(B) = 1 - \Phi_1 B^s - \dots - \Phi_p B^{ps} \quad (23)$$

e

$$\tilde{Z}_t = Z_t - \mu \quad (24)$$

onde:

$Z_t$  é a variável diferenciada  $Z_t$  menos à sua própria

média ( $\mu$ );

$\Phi(B)$  é o operador auto-regressivo de ordem  $p$ ;

$\Theta(B)$  é o operador de média móvel de ordem  $q$ ;

$\Phi(B)$  é o operador sazonal auto-regressivo;

$\Theta(B)$  é o operador sazonal de média móvel;

$Q$  e  $P$  são as ordens dos parâmetros de médias móveis e parâmetros auto-regressivos, respectivamente;

$s$  é o período sazonal.

CUNHA e MARGARIDO (1999) acrescentam que  $Z_t = \Delta^d z_t$ , onde  $\Delta^d$  é o operador de diferença, isto é,  $\Delta^d = (1 - B)^d$ , onde  $z_t$  é a variável em nível e  $B$  é o operador de atraso, tal que  $B^j Z_t = Z_{t-j}$ .

Segundo BOX e JENKINS (1976) o processo multiplicativo resultante pode ser nomeado, então, como de ordem  $(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$ .

Após a especificação dos modelos a serem utilizados na análise, a etapa seguinte consiste na identificação do processo gerador da série, ou seja, identificar se o processo é auto-regressivo e/ou de médias móveis. Isso significa que nessa etapa há que se determinar os valores  $p$ ,  $d$  e  $q$  do modelo ARIMA  $(p, d, q)$ . Se a série já sofreu alguma filtragem, o modelo identificado tem a denominação de ser auto-regressivo integrado e/ou integrado de médias móveis (ARIMA) ou um ARIMA sazonal, também chamado SARIMA.

A próxima etapa da metodologia consiste na estimação dos parâmetros do modelo recém identificado. A realização desta etapa, segundo GUJARATI (2000), atualmente é efetuada por diversos pacotes de estatística, desenvolvidos em computadores rotineiramente.

Para obtenção dos parâmetros são utilizados, então, estimadores de máxima verossimilhança, que são eficientes e podem ser obtidos por processo iterativo não linear. Para isso, existem *softwares* que procedem a este cálculo. No presente trabalho será utilizado o *software* SAS.

Finalmente, realiza-se a verificação do modelo ajustado através de uma análise de resíduos, a fim de checar se esse é adequado para os fins desejados.

Para constatar se o modelo estimado é adequadamente ajustado aos dados, existem vários

"testes" sugeridos por BOX e JENKINS (1976), assim como por MORETTIN e TOLOI (1987). Alguns deles são sumarizados a seguir:

#### Teste de autocorrelação residual

Partindo de um modelo:

$$\phi(B)Z_t = \theta(B)a_t \quad (25)$$

e estimando-se  $\phi$  e  $\theta$ , tem-se:

$$\hat{a}_t = \hat{\theta}^{-1}(B)\hat{\phi}(B)Z_t \quad (26)$$

onde  $\hat{a}_t$  são os resíduos estimados.

A série de resíduos deverá ser ruído branco para que o modelo seja adequado. Desta forma, de-

vem-se ter estimativas das autocorrelações dos  $\hat{a}_t$  próximas de zero e com distribuição aproximadamente normal, e desvio padrão igual a  $1/\sqrt{n}$ . As estimativas das autocorrelações  $r_k(\hat{a})$  são dadas por:

$$r_k(\hat{a}) = \frac{\sum_{t=k+1}^n \hat{a}_t \hat{a}_{t-k}}{\sum_{t=1}^n \hat{a}_t^2} \quad (27)$$

Segundo BOX e JENKINS (1976), a comparação das  $r_k(\hat{a})$  com os limites  $\pm 2/\sqrt{n}$  indica a adequação do modelo. Desta forma, a análise de resíduos do modelo pode ser verificada de acordo com a função de autocorrelação (FAC) e a função de autocorrelação parcial (FACP). Quando as autocorrelações e autocorrelações parciais estiverem dentro do intervalo de confiança estipulado por suas funções, erros serão ruído branco e, portanto, o modelo estará bem ajustado.

#### Teste de Box-Pierce

Esse teste indica se as primeiras autocorrelações dos resíduos são valores muito altos. O modelo é apropriado se a estimativa, de acordo com a equação (28), tem distribuição  $\chi^2$  com  $K - p - q$  graus de liberdade. Tomando-se 20 ou 25 primeiras  $r_k(\hat{a})$ , se o valor encontrado para  $Q$  for menor que o valor

crítico da distribuição  $\chi^2$  com  $K - p - q$  graus de liberdade, o modelo está bem ajustado.

$$Q(K) = n(n+2) \left[ \sum_{k=1}^K \frac{1}{n-k} r_k^2(\hat{a}) \right] \quad (28)$$

Utilizado então o método de verificação desejado, caso o modelo não esteja apropriado, volta-se inicialmente à fase de identificação e repete-se o ciclo.

Na análise em questão, o teste de raiz unitária, assim como o modelo proposto, será realizado no *software* SAS INSTITUTE (1999), de acordo com metodologia específica também encontrada em SAS INSTITUTE (1993) e SAS INSTITUTE (1996).

### 3 - RESULTADOS E DISCUSSÕES

Dentre os 22 produtos mais comercializados no Veiling Holambra, entre 1999 e 2000, as rosas foram responsáveis por gerar 22% da receita, as violetas 12% e os crisântemos em maço, 10%, totalizando 44% dos principais produtos comercializados nesse centro.

Para tratamento dos dados de volumes e preços de cada um dos três produtos selecionados, a seguinte seqüência de passos foi observada:

- cálculo de regressão simples entre a média e desvio padrão da série, para que se identificasse o tipo de transformação (normalmente, logarítmica) que seria adequada para a homogeneização da variância dos resíduos (vide Tabela 1 no Anexo 1);
- com a série transformada, verificou-se a função de autocorrelação (FAC) e, em se percebendo a existência de tendência estocástica e de um eventual comportamento sazonal, o teste de raiz unitária foi realizado para checar a estacionariedade da série (vide Tabela 2 no Anexo 1);
- se a série possuía uma raiz unitária, uma diferença de ordem "1" foi feita para eliminar a tendência estocástica existente;
- após eliminar a eventual tendência estocástica, o período de sazonalidade era identificado a partir do periodograma (normalmente com uma diferença), e validado com o teste de periodicidade de

Fisher (Tabelas 3 a 9 do Anexo 1);

e) para a escolha do melhor modelo que se ajustasse aos dados, as estimativas dos parâmetros, a variância, o desvio padrão e o resultado da autocorrelação dos resíduos foram verificados e avaliados a partir dos critérios de Akaike e Schwarz, do teste de Box e Pierce e dos resultados da função de autocorrelação (FAC) e da função de autocorrelação parcial (FACP) da série, com as diferenças de ordens devidas.

Por exemplo, pode-se observar, para o preço de rosas no Veiling Holambra, que o maior pico encontrado foi de doze em doze meses, com frequência 0,54, conforme pode-se observar na tabela 4 do Anexo 1. Considerou-se então, um período de doze meses para os preços, ou seja, o preço tem um pico maior de sazonalidade de ano em ano, o que pode ser comprovado pelos resultados do teste de Fisher na tabela 9 do Anexo 1. Isso não significa que não

existam outros picos, pois conforme o periodograma representado na figura 1, outros picos são detectados no comportamento dos preços das rosas, tais como picos de seis ou três meses. Vale ressaltar que uma série com período doze também pode ter sazonalidade doze ou três.

O quadro 1 apresentado a seguir, traz um sumário dos resultados obtidos para as séries dos três produtos no Veiling Holambra. A equação do modelo estimado indica que:

- o parâmetro auto-regressivo sazonal mostra que os preços no período  $t$  são influenciados pelos próprios preços, tendo como referência  $t-12$ , ou seja, são influenciados pelo mesmo mês em outro ano; nesse caso, os preços praticados para rosas, nesse entreposto, em um determinado mês  $t$  é influenciado em 60,18 % pelo preço no período  $t-12$ , ou seja, pelo preço do mesmo mês no ano anterior;

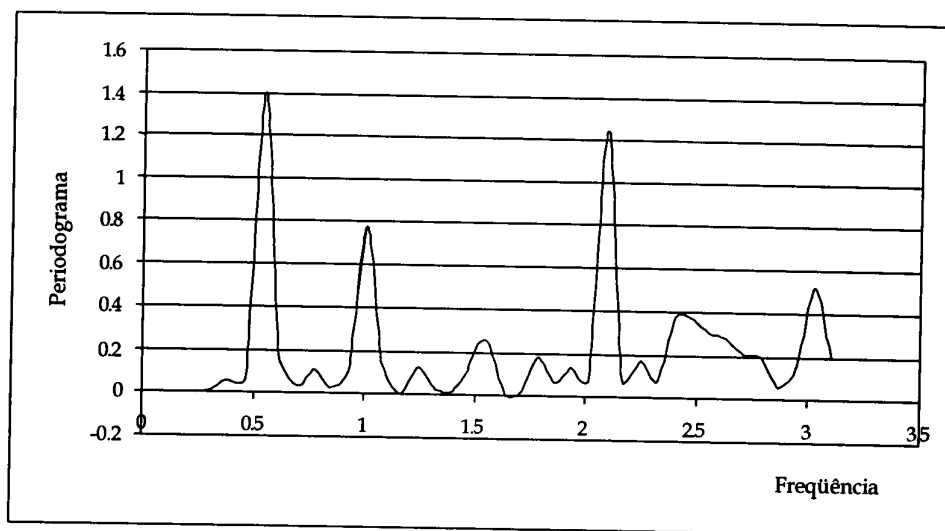


Figura 1 - Periodograma Suavizado Relativo aos Dados de Preços Praticados para Rosas no Veiling Holambra, com uma Diferença. Fonte: Resultados da pesquisa.

**Quadro 1 - Sumário dos Modelos Estimados para Cada Série de Dados do Veiling Holambra**

Série	Período da série	Maior pico encontrado	Especificação genérica do modelo SARI-MA estimado	Equação do modelo estimado <sup>1</sup>
Rosa (volumes)	Mar./95 a Dez./01	de 3 em 3 meses	(3,1,1) x (2,1,1) <sub>3</sub> variância=0,05208 d.padrão=0,22822	$(1 + 0,8767B^3)(1 + 0,7631B^6)(1 - B)(1 - B^3)V_t = (1 - 0,389B)(1 - 0,2915B^3)a_t$
Rosa (preços)	Mar./95 a Dez./01	de 12 em 12 meses	(0,1,1) x (0,1,0) <sub>12</sub> variância=0,04175 d.padrão=0,20432	$(1 + 0,6018B^{12})(1 - B)(1 - B^{12})P_t = (1 - 0,9206B)a_t$
Crisântemo (volumes)	Mar./95 a Set./01	de 12 em 12 meses	(1,0,0) x (1,1,0) <sub>12</sub> var.=698979619 d.pad.=26057,237	$(1 + 0,55072B^{12})(1 - B^{12})V_t = a_t$
Crisântemo (preços)	Mar./95 a Set./01	de 6 em 6 meses	(1,1,0) x (1,1,2) <sub>6</sub> variância=0,03452 d.padrão=0,18579	$(1 + 0,348B) + (1 + 0,999B^6)(1 - B)(1 - B^6)P_t = (1 - 0,968B^{12})a_t$
Violeta (volumes)	Mar./95 a Set./01	de 3 em 3 meses	(3,1,1) x (2,1,0) <sub>3</sub> variância=6,37 10 <sup>10</sup> d.padrão=252396,99	$(1 + 0,835B^6)(1 + 0,903B^3)(1 - B)(1 - B^3)V_t = (1 - 0,422B)a_t$
Violeta (preços)	Mar./95 a Set./01	de 6 em 6 meses	(1,1,0) x (1,1,0) <sub>6</sub> variância=0,00857 d.padrão=0,09257	$(1 + 0,86B^6)(1 + 0,286B)(1 - B)(1 - B^6)P_t = a_t$

<sup>1</sup>Legenda:

$B$  = operador de atraso, com  $B^j V_t = V_{t-j}$ , o mesmo ocorrendo para  $a_t$  e  $P_t$ , sendo  $j$  um período;

$V_t$  = volume comercializado;

$P_t$  = preço praticado;

$t$  = instante de tempo;

$a_t$  = erro aleatório.

Fonte: Resultados da pesquisa.

- e o parâmetro de médias móveis de ordem um mostra que, a cada mês, os preços tendem, na média, a se ajustar em torno de 92,06%, tendo como base o preço no instante  $t-1$ ; ou seja, é uma medida de ajuste do modelo.

Segundo CASTRO (1998), no Veiling Holambra são comercializados somente produtos de produtores cadastrados, através de um pregão diário, fundamentado na concentração diária da oferta e da procura, possibilitando a realização do melhor negócio. As figuras 2 e 3 representam, respectivamente, o volume e os preços praticados para os três produtos escolhidos. Em termos de volume, as rosas e violetas são as mais comercializadas, enquanto que os crisântemos possuem um preço maior, visto também que os maços equivalem a duas dúzias.

As rosas cortadas representam a maior receita gerada por flores comercializadas no Veiling Holambra, seguidas pelas violetas e depois pelos crisântemos em maço, no período entre 1999 e 2001. Neste

mesmo período, esse entreposto movimentou, em média, sete milhões de dúzias de rosas, 1,1 milhões de maços de crisântemos e cerca de doze milhões de caixas de violetas anualmente.

A comercialização de rosas no Veiling Holambra manteve-se quase no mesmo patamar, a não ser nos anos de 1997 e de 1998, quando observou um aumento visível (Figura 2). Em se tratando do comportamento dos preços praticados mensalmente no mesmo período, observam-se valores reais mais altos em 1995 e 1996, seguidos de uma leve queda para manterem-se praticamente constantes até 2001 (Figura 3). É detectado também um comportamento sazonal aparente, com picos altos em maio e/ou junho de cada ano.

Nota-se que o volume de crisântemos mantém uma variação semelhante de 1995 a 1998, sendo que a partir de 1999, a quantidade comercializada de crisântemos diminuiu (Figura 2). Quanto ao comportamento dos preços, nota-se uma variação maior

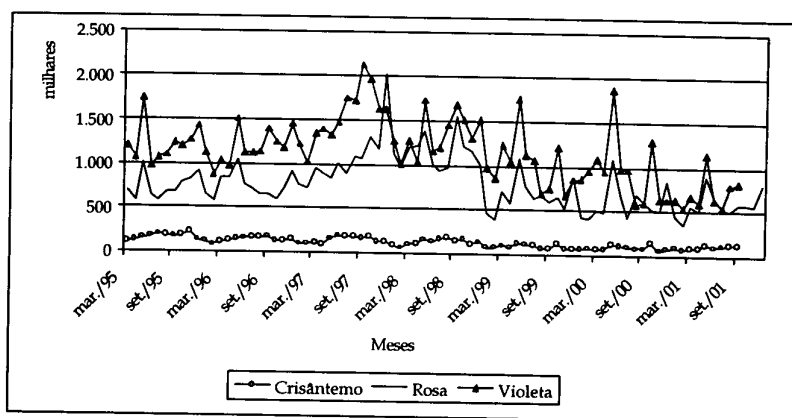


Figura 2 - Volumes Comercializados de Rosas (em dúzias), Crisântemos (em maços) e Violetas (em caixas), no Veiling Holambra, em Períodos Variados.

Fonte: Cooperativa Veiling Holambra.

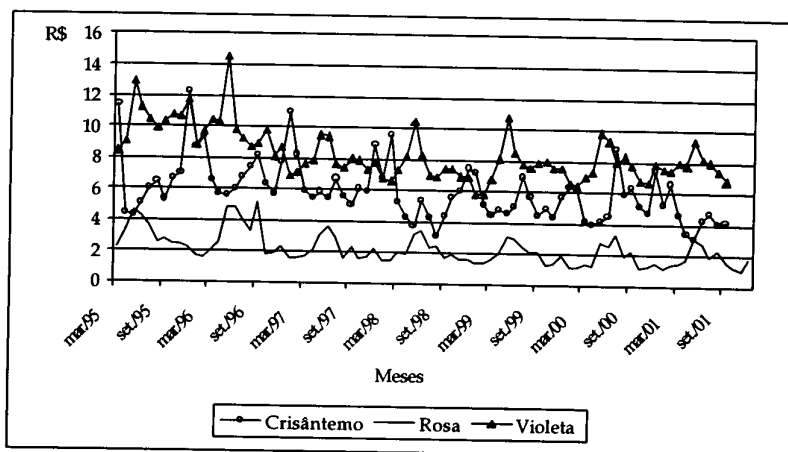


Figura 3 - Preços Praticados para Rosas (por dúzia), Crisântemos (por maço) e Violetas (por caixa) no Veiling Holambra, em Períodos Variados.

Fonte: Cooperativa Veiling Holambra.

entre 1995 e 1999, tendendo a variar menos entre 1999 e 2001 (Figura 3). Pode-se notar que os preços sofrem aumentos graduais no segundo semestre, chegando a seu maior pico no final do ano, nos meses de novembro a janeiro.

A comercialização de violetas é alta no período de 1999 e 2000, porém esse volume diminuiu se

forem comparados os anos de 1995 a 1998 (Figura 2). O comportamento dos preços reais, praticados no mesmo período, aponta uma clara diminuição no valor real, que deveu-se principalmente ao aumento da escala de produção de violetas (Figura 3). Um aparente comportamento sazonal, com picos de aumento principalmente nos meses de maio de cada

ano, também pode ser notado.

De acordo com a metodologia seguida e os passos realizados, conforme exemplo do item anterior, para os volumes de rosas e violetas no Veiling Holambra observam período três, enquanto o volume de crisântemos e preços de rosa possuem período doze. Para os preços de crisântemos e violetas, o período é de seis meses.

#### 4 - CONCLUSÕES

As informações a respeito do período sazonal são de extrema importância ao sistema de comercialização de cada produto agrícola. Este fato não é diferente para as flores e plantas ornamentais. Tanto produtores como consumidores podem se beneficiar a partir do conhecimento do comportamento mais sistemático que seus produtos de interesse revelam.

Conhecendo os picos sazonais, o produtor pode organizar sua produção de forma a intercalar os maiores picos e, nesse sentido, conseguir sincronizar os picos de comercialização, de maneira que estes ocorram várias vezes durante um ano. Aumentando os picos de comercialização durante um ano, a receita anual consequentemente aumentará e, ainda, poderá ser melhor distribuída ao longo do ano. Lucros mais altos e mais regulares implicam segurança ao produtor, além de contribuírem para melhorias no sistema de produção, gerando benefícios como: maior regularidade de mão-de-obra empregada, maior gerenciamento de riscos, melhor controle de custos e implementação de novas tecnologias.

Rosas, crisântemos e violetas são passíveis de produção induzida em estufas, e portanto sua oferta pode vir a se tornar mais regular se a demanda do consumidor brasileiro também aumentar sua regularidade. Além disso, o conhecimento do período, unido à disponibilidade de tecnologia viabilizando produções mais constantes, pode ampliar os negócios do produtor, aumentando inclusive suas exportações. Por exemplo, a partir do conhecimento dos picos de demanda em diferentes países do exterior, podem-se intercalar ofertas tanto voltadas ao abaste-

cimento interno quanto às exportações.

Desta forma, o produtor monocultor poderá se beneficiar, avaliando a possibilidade de diversificação de sua produção. Para o produtor que já vem diversificando, este usufruirá de informações valiosas para tomar decisões estratégicas importantes para melhorar o seu negócio.

Nesse sentido, os resultados apresentados e analisados neste artigo permitem a visualização de um efeito sazonal claro, tanto nas séries de preços como nas séries de volumes comercializados das flores e plantas ornamentais selecionadas no Veiling Holambra.

O volume de rosas e violetas no Veiling Holambra possui período três e o de crisântemos possui período doze, assim como a série de preços de rosas. Para os preços de crisântemos e violetas, este período é de seis meses.

Nesse mercado, maio é um mês de intensa movimentação para rosas, crisântemos e violetas. Muito provavelmente devido ao Dia das Mães. Mesmo com muita quantidade ofertada, a alta demanda faz com que os preços sejam elevados também neste mês. Outubro é um mês responsável por grande comercialização de crisântemos para o Dia de Finados. Os preços de crisântemos tendem a cair após essa data pois a quantidade ofertada ainda está alta e a demanda diminui, sendo dezembro um mês com significativa demanda de rosas e violetas. No entanto, as violetas ainda são mais procuradas durante o ano. Comercializada em vasos, essa planta é também demandada para uso próprio, observando então mais picos durante o ano, como nos meses de março e outubro.

Algumas dificuldades foram enfrentadas no decorrer da pesquisa, principalmente na coleta de dados. Notou-se que o sistema de coleta está em fase de reestruturação e, ainda, os dados muitas vezes são parcialmente disponibilizados a pesquisadores, por motivo de manutenção do sigilo de informações, que no caso do Veiling Holambra, por exemplo, exerce importância significativa no planejamento estratégico do entreposto.

Em termos de recomendações para trabalhos

futuros, novas tentativas devem ser realizadas, visando a obtenção de outras séries de dados que envolvam outras flores e plantas ornamentais, eventualmente em períodos mais abrangentes, ou ainda incluir modelos de intervenção que ressalvem acontecimentos de natureza estrutural nas séries, como choques econômicos, pragas, mudanças de hábito etc.

#### LITERATURA CITADA

- ALMEIDA, F. R. de F.; AKI, A. Y. Grande crescimento no mercado de flores. *Agroanalysis*, Rio de Janeiro, v. 15, n. 9, p. 8-11, 1995.
- ANDERSON, O. D. *Time series analysis and forecasting: the Box-Jenkins approach*. Great Britain: Butterworth, 1976. 182 p.
- BARLETTA, A. Stimulating demand for flowers in Brazil. *Floriculture International*, Batavia p. 38-39, Sept. 1995.
- BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. *Time series analysis: forecasting and control*. San Francisco: Holden-day, 1976. 375 p.
- \_\_\_\_\_; REINSEL, G. *Time series analysis: forecasting and control*. New Jersey: Prentice Hall/Englewoods Cliffs, 1994. 598 p.
- BRASIL: mostra tua flora. *Ibraflor Informativo*, Campinas, v. 7, n. 23, p. 4, mar. 2001.
- CASTRO, C. E. F. Cadeia produtiva de flores e plantas ornamentais. *Revista Brasileira de Horticultura Ornamental*, Campinas, v. 4, n.1/2, p. 1-46, 1998.
- CHATFIELD, C. *The analysis of time series: an introduction*. 5. ed. London: Chapman & Hall, 1996. 282 p.
- CLARO, D. P. *Análise do complexo agroindustrial das flores no Brasil*. Lavras, 1998. 103 p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Lavras.
- \_\_\_\_\_; OLIVEIRA, P. B. de. A comercialização de flores na CEASA-Campinas e no Veiling Holambra. *Revista Brasileira de Horticultura Ornamental*, Campinas, v. 5, n. 1, p. 70-77, 1999.
- CUNHA, M. S. da; MARGARIDO, M. A. Avaliação dos impactos dos planos de estabilização pós-1986 sobre o índice geral de preços (IGP): uma aplicação da metodologia Box & Jenkins. *Agricultura em São Paulo*, São Paulo, v. 46, t. 2, p. 1-18, 1999.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimator for auto-regressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 366, p. 427-431, June 1979.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, July 1981.
- DOLADO, J.; JENKINSON, T.; SOSVILLA-RIVERO, S. Cointegration and unit roots. *Journal of Economic Surveys*, v. 4, p. 249-273, 1990.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. New York: Wiley, 1995. 433 p.
- FLORICULTURE STATISTICS. *Floriculture International*, Batavia, p. 30-31, Mar. 1997.
- FULLER, W. A. *Introduction to statistical time series*. New York: John Wiley, 1976. 352 p.
- GATTI, E. U. A evolução recente do setor de flores e plantas ornamentais no Brasil. *Agricultura em São Paulo*, São Paulo, v. 35, t. único, p. 123-147, 1988.
- GRANGER, C. W. J. Seasonality: causation, interpretation and implications. In: ZELLNER, A. (Ed.). *Seasonal analysis of economic time series*. Washington: Department of Commerce, Bureau of the Census, 1978. p. 33-46. (Economic Research Report, 1).
- GROOT, N. S. P. de. Floriculture worldwide trade and consumption patterns. *Acta Horticulturae*, n. 495, p. 101-121, Sept. 1999.
- GUJARATI, D. *Econometria básica*. 3. ed. São Paulo: MAKRON Books, 2000. 846 p.
- HARRIS, R. I. D. *Using co-integration analysis in econometric modeling*. London: PrenticeHall/Jarvester Wheatsheaf, 1995. 176 p.
- HARVEY, A. C. *Time series models*. Cambridge: The MIT Press, 1993. 308 p.
- JENKINS, G. M. *Practical experiences with modelling and forecasting time series*. St. Helier: Gwilym Jenlins and Partners, 1979. 146 p.
- KIYUNA, I. Flores. In: *PROGNÓSTICO AGRÍCOLA*. São Paulo: IEA, 1998. V. 2, p. 189-194.
- KRAS, J. Marketing of cut flowers in the future. *Acta Horticulturae*, n. 482, p. 401-405, Mar. 1999.
- LESZCZYŃSKA-BORYS, H.; BORYS, M. W. Reflexiones sobre los recursos genéticos de México para la industria hortícola ornamental. *Revista Chapingo*, v. 1, n. 1, p.171-183, 1994.
- MARGARIDO, M. A.; SOUSA, E. L. L. de. Formação de preços da soja no Brasil. *Agricultura em São Paulo*, São Paulo, v. 45, t. 2, p. 52-61, 1998.
- MATSUNAGA, M. Potencial da floricultura brasileira. *Agroanalysis*, Rio de Janeiro, v. 15, n. 9, p. 56, set. 1995.
- MONTELLO, J. *Estatística para economistas*. Rio de Janeiro: APEC, 1970. 333 p.

- MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. de C. **Previsão de séries temporais**. São Paulo: Atual, 1987. 438 p.
- NELSON, C. R. **Applied time series analysis for managerial forecasting**. San Francisco: Holden-day, 1973. 386 p.
- OTSUK, I. P. **Influência de transformações de dados sobre a estimação dos componentes de variância**. Piracicaba, 1991. 98 p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.
- PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.
- PIERCE, D. A. A survey of recent developments in seasonal adjustment. *The American Statistician*, v. 34, n. 3, p. 125-134, 1980.
- PINO, F. A. et al. Sazonalidade em séries temporais econômicas: um levantamento sobre o estado da arte. *Agricultura em São Paulo*, São Paulo, v. 41, t. 3, p. 103-133, 1994.
- SALUNKHE, D. K.; BHAT, N. R.; DESAI, B. B. **Postharvest biotechnology of flowers and ornamental plants**. Germany: Springer-Verlag, 1990. 183 p.
- SANTIAGO, M. M. D.; CAMARGO, M. de L. B.; MARGARIDO, M. A. Detecção e análise de outliers em séries temporais de índices de preços agrícolas no estado de São Paulo. *Agricultura em São Paulo*, São Paulo, v. 43, t. 2, p. 89-115, 1996.
- SAS INSTITUTE. **Release 8: software**. Cary, NC, 1999.
- \_\_\_\_\_. **SAS/ETS software: changes and enhancements for release 6.12**. 2. ed. Cary, NC, 1996. 112 p.
- \_\_\_\_\_. **SAS/ETS user's guide: version 6. 2**. ed. Cary, NC, 1993. 1022 p.
- SUMA ECONÔMICA. **Atualização ativos**. São Paulo: Tama, n. 284, p. 18, dez. 2001.
- WEI, W. W. S. **Time series analysis**. Redwood City: Addison-Weslwy, 1989. 478 p.

---

Recebido em 04/04/2002. Liberado para publicação em 24/06/2002.



MERCADO DE FLORES E PLANTAS ORNAMENTAIS NO ESTADO DE SÃO PAULO:  
avaliação da sazonalidade no Veiling Holambra

Anexo 1

Tabela A.1.1 - Resultados das Regressões Simples Necessárias que Indicaram Transformação Logarítmica das Séries do Veiling Holambra

Série	Coefficiente da regressão simples entre a média e o desvio padrão
Rosa volume	0,70
Rosa preço	1,39
Cris. volume	0,02 <sup>1</sup>
Cris. preço	1,72
Viol. volume	0,19 <sup>1</sup>
Viol. preço	1,58

<sup>1</sup>Nenhuma transformação foi necessária.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela A.1.2 - Testes de Raiz Unitária para as Séries de Dados do Veiling Holambra

Produto	Lag <sup>1</sup>	$\tau$	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\tau}$	$\phi_1$	$\phi_2$
Rosa volume	4	-0.06	-1.68	-2.17	1.41	2.47
Rosa preço	1	-1.74	-3.66	-4.37	6.74	9.56
Cris. volume	4	-1.00	-3.18	-4.44	5.11	10.12
Cris. preço	8	-0.90	-1.48	-3.79	1.41	7.33
Viol. volume	1	-0.89	-2.92	-3.71	4.29	6.95
Viol. preço	5	0.36	-1.32	-2.87	2.31	4.21
Valores tabelados		-2.608	-3.539	-4.086	6.851	8.973

<sup>1</sup>Lag de análise em função do processo AR, escolhido através do Critério de Schwarz no programa SAS.

$\tau$  = teste t para modelo sem constante e sem tendência.

$\tau_{\mu}$  = teste t para modelo somente com constante.

$\tau_{\tau}$  = teste t para modelo com constante e com tendência.

$\phi_1$  = teste F para modelo somente com constante.

$\phi_2$  = teste F para modelo com constante e com tendência.

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Tabela A.1.3 - Periodograma (P\_01) e Periodograma Suavizado (S\_01) da Série Original Transformada em Log, com "1" Diferença, Referente ao Volume de Rosas Comercializadas no Veiling Holambra no Período de Março/1995 a Setembro/2001**

Obs.	Freq.	Período	P_01	S_01
1	0.00000	.	0.00000	0.002180
2	0.07757	81.0000	0.03081	0.002202
3	0.15514	40.5000	0.01544	0.001820
4	0.23271	27.0000	0.03327	0.001439
5	0.31028	20.2500	0.00052	0.000862
6	0.38785	16.2000	0.00016	0.000834
7	0.46542	13.5000	0.01363	0.002594
8	0.54299	11.5714	0.03222	0.004633
9	0.62056	10.1250	0.18718	0.006502
10	0.69813	9.0000	0.02552	0.005811
11	0.77570	8.1000	0.04466	0.006634
12	0.85327	7.3636	0.08480	0.011957
13	0.93084	6.7500	0.20854	0.020603
14	1.00841	6.2308	0.56597	0.025961
15	1.08598	5.7857	0.35839	0.023126
16	1.16355	5.4000	0.01951	0.014778
17	1.24112	5.0625	0.16087	0.008548
18	1.31869	4.7647	0.00835	0.005061
19	1.39626	4.5000	0.07008	0.010564
20	1.47383	4.2632	0.06591	0.015052
21	1.55140	4.0500	0.67517	0.020404
22	1.62897	3.8571	0.00578	0.015251
23	1.70654	3.6818	0.06863	0.011092
24	1.78411	3.5217	0.15400	0.006702
25	1.86168	3.3750	0.05383	0.005740
26	1.93925	3.2400	0.04531	0.017153
27	2.01682	3.1154	0.02047	0.032002
28	2.09440	3.0000	1.50144	0.047908
29	2.17197	2.8929	0.41059	0.037851
30	2.24954	2.7931	0.00649	0.021071
31	2.32711	2.7000	0.01276	0.006009
32	2.40468	2.6129	0.01544	0.006752
33	2.48225	2.5313	0.18682	0.025950
34	2.55982	2.4545	0.31172	0.044052
35	2.63739	2.3824	1.70737	0.057509
36	2.71496	2.3143	0.24313	0.042702
37	2.79253	2.2500	0.08550	0.028172
38	2.87010	2.1892	0.20260	0.015558
39	2.94767	2.1316	0.33090	0.014710
40	3.02524	2.0769	0.07586	0.010830
41	3.10281	2.0250	0.02853	0.009291

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Tabela A.1.4 - Periodograma (P\_01) e Periodograma Suavizado (S\_01) da Série Original Transformada em Log, com "1" Diferença, Referente aos Preços Praticados de Rosas Comercializadas no Veiling Holambra no Período de Março/1995 a Setembro/2001**

Obs.	Freq.	Período	P_01	S_01
1	0.00000	.	0.00000	0.000454
2	0.07757	81.0000	0.00561	0.000412
3	0.15514	40.5000	0.00604	0.000399
4	0.23271	27.0000	0.00086	0.000814
5	0.31028	20.2500	0.00844	0.001778
6	0.38785	16.2000	0.05491	0.015070
7	0.46542	13.5000	0.05820	0.028806
8	0.54299	11.5714	1.40551	0.041839
9	0.62056	10.1250	0.15401	0.031077
10	0.69813	9.0000	0.03603	0.018308
11	0.77570	8.1000	0.11136	0.006336
12	0.85327	7.3636	0.02626	0.011702
13	0.93084	6.7500	0.10396	0.019002
14	1.00841	6.2308	0.77804	0.024798
15	1.08598	5.7857	0.11726	0.018929
16	1.16355	5.4000	0.00175	0.011431
17	1.24112	5.0625	0.12553	0.004971
18	1.31869	4.7647	0.02397	0.004238
19	1.39626	4.5000	0.01696	0.006438
20	1.47383	4.2632	0.12070	0.008607
21	1.55140	4.0500	0.26239	0.009866
22	1.62897	3.8571	0.02862	0.008349
23	1.70654	3.6818	0.01299	0.007079
24	1.78411	3.5217	0.18695	0.007885
25	1.86168	3.3750	0.06808	0.008346
26	1.93925	3.2400	0.14022	0.018896
27	2.01682	3.1154	0.07237	0.027815
28	2.09440	3.0000	1.24858	0.038653
29	2.17197	2.8929	0.08307	0.028735
30	2.24954	2.7931	0.17472	0.021938
31	2.32711	2.7000	0.08164	0.015982
32	2.40468	2.6129	0.37900	0.022346
33	2.48225	2.5313	0.37207	0.025267
34	2.55982	2.4545	0.30817	0.024971
35	2.63739	2.3824	0.28537	0.021700
36	2.71496	2.3143	0.20574	0.017253
37	2.79253	2.2500	0.19824	0.013926
38	2.87010	2.1892	0.05864	0.014389
39	2.94767	2.1316	0.16617	0.018187
40	3.02524	2.0769	0.51691	0.025436
41	3.10281	2.0250	0.20906	0.026766

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Tabela A.1.5 - Periodograma (P\_01) e Periodograma Suavizado (S\_01) da Série Original Transformada em Log, Referente ao Volume Comercializado de Crisântemos (em maço) no Veiling Holambra, no Período de Março/1995 a Setembro/2001**

Obs.	Freq.	Período	P_01	S_01
1	0.00000	.	0.00	2524485767.72
2	0.07953	79.0000	38450591765.34	2199132218.40
3	0.15907	39.5000	8179235776.84	1320334196.69
4	0.23860	26.3333	1653972232.06	641222325.18
5	0.31814	19.7500	6128852562.82	369708632.00
6	0.39767	15.8000	491851319.31	582993644.95
7	0.47720	13.1667	10955620633.13	864888678.44
8	0.55674	11.2857	2863655292.38	973790246.12
9	0.63627	9.8750	564077375.87	631692030.67
10	0.71581	8.7778	692168986.51	286370338.61
11	0.79534	7.9000	137384225.20	29504456.15
12	0.87487	7.1818	271736817.62	46673060.21
13	0.95441	6.5833	432833717.19	70022265.23
14	1.03394	6.0769	2630783427.06	93978188.82
15	1.11348	5.6429	678405759.63	88026964.70
16	1.19301	5.2667	242116701.27	84433894.77
17	1.27254	4.9375	1741763909.98	80698306.82
18	1.35208	4.6471	1351775656.78	77229905.31
19	1.43161	4.3889	35281277.23	62938417.48
20	1.51115	4.1579	882962467.90	57698615.52
21	1.59068	3.9500	801083328.54	69189225.05
22	1.67021	3.7619	852167407.51	80265270.55
23	1.74975	3.5909	1916325986.91	87478968.24
24	1.82928	3.4348	203504913.14	75805896.22
25	1.90882	3.2917	1232232291.87	72313862.91
26	1.98835	3.1600	813646175.86	55061378.46
27	2.06788	3.0385	531180175.90	42932258.41
28	2.14742	2.9259	56026817.67	28103651.48
29	2.22695	2.8214	290405227.66	23495259.77
30	2.30649	2.7241	553550665.18	24139139.61
31	2.38602	2.6333	35700453.02	39433626.97
32	2.46555	2.5484	361182197.19	90056025.89
33	2.54509	2.4688	2232865829.01	142598043.00
34	2.62462	2.3939	4010866755.59	161605671.52
35	2.70416	2.3235	649062869.09	115379751.71
36	2.78369	2.2571	119530995.24	64105183.12
37	2.86322	2.1944	608292554.18	32677064.10
38	2.94276	2.1351	365954816.64	27970347.84
39	3.02229	2.0789	250776727.47	24748458.45
40	3.10183	2.0256	227837805.83	21384499.90

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela A.1.6 - Periodograma (P\_01) e Periodograma Suavizado (S\_01) da Série Original Transformada em Log, com "1" Diferença, Referente aos Preços Praticados de Crisântemos (em maço) no Veiling Holambra, no Período de Março/1995 a Setembro/2001

Obs.	Freq.	Período	P_01	S_01
1	0.00000	.	0.00000	0.000858
2	0.08055	78.0000	0.00668	0.000969
3	0.16111	39.0000	0.02514	0.001622
4	0.24166	26.0000	0.01923	0.001909
5	0.32221	19.5000	0.04953	0.002916
6	0.40277	15.6000	0.00214	0.005358
7	0.48332	13.0000	0.11331	0.008423
8	0.56388	11.1429	0.25465	0.010460
9	0.64443	9.7500	0.04957	0.008487
10	0.72498	8.6667	0.09116	0.006001
11	0.80554	7.8000	0.00625	0.004271
12	0.88609	7.0909	0.03895	0.015655
13	0.96664	6.5000	0.15444	0.027548
14	1.04720	6.0000	1.24114	0.037865
15	1.12775	5.5714	0.08581	0.026758
16	1.20830	5.2000	0.03951	0.015634
17	1.28886	4.8750	0.05308	0.006638
18	1.36941	4.5882	0.13066	0.008011
19	1.44997	4.3333	0.16540	0.007902
20	1.53052	4.1053	0.03758	0.005220
21	1.61107	3.9000	0.00797	0.003937
22	1.69163	3.7143	0.00027	0.004807
23	1.77218	3.5455	0.18027	0.009204
24	1.85273	3.3913	0.12880	0.011290
25	1.93329	3.2500	0.23399	0.012263
26	2.01384	3.1200	0.06173	0.010365
27	2.09440	3.0000	0.12365	0.010224
28	2.17495	2.8889	0.14297	0.009245
29	2.25550	2.7857	0.14197	0.008203
30	2.33606	2.6897	0.02372	0.005237
31	2.41661	2.6000	0.04484	0.003969
32	2.49716	2.5161	0.00458	0.008673
33	2.57772	2.4375	0.11576	0.017809
34	2.65827	2.3636	0.62226	0.029202
35	2.73882	2.2941	0.36836	0.032088
36	2.81938	2.2286	0.46306	0.029032
37	2.89993	2.1667	0.23757	0.019174
38	2.98049	2.1081	0.06014	0.012105
39	3.06104	2.0526	0.04104	0.007592
40	3.14159	2.0000	0.16830	0.006979

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Tabela A.1.7 - Periodograma (P\_01) e Periodograma Suavizado (S\_01) da Série Original Transformada em Log, com "1" Diferença, Referente ao Volume Comercializado de Violetas no Veiling Holambra no Período de Março/1995 a Setembro/2001**

Obs.	Freq.	Período	P_01	S_01
1	0.00000	.	0.0	1134445830.4
2	0.08055	78.0000	17044500114.5	1079235963.5
3	0.16111	39.0000	4495649961.4	1020520153.6
4	0.24166	26.0000	10800411267.0	1792965165.8
5	0.32221	19.5000	29196837468.9	2639707519.3
6	0.40277	15.6000	85948874172.6	4756835647.6
7	0.48332	13.0000	12959153766.1	6374011090.9
8	0.56388	11.1429	185026421034.1	7971427338.5
9	0.64443	9.7500	110858781830.3	6635537410.7
10	0.72498	8.6667	12883183880.8	4620758434.5
11	0.80554	7.8000	9106891867.5	3345168370.7
12	0.88609	7.0909	58988146993.8	10711502073.4
13	0.96664	6.5000	96407510442.2	18301876320.3
14	1.04720	6.0000	810565914537.3	24487726308.6
15	1.12775	5.5714	32455900757.5	16614862294.7
16	1.20830	5.2000	21083885661.1	8754389610.7
17	1.28886	4.8750	22021842608.6	2223361401.2
18	1.36941	4.5882	7325080897.2	8165655014.9
19	1.44997	4.3333	96116888694.7	14362051272.3
20	1.53052	4.1053	644177234081.8	20006345939.6
21	1.61107	3.9000	10932592980.6	17171438280.0
22	1.69163	3.7143	108708672950.3	14548663753.4
23	1.77218	3.5455	307357434975.1	14308512183.0
24	1.85273	3.3913	38531797176.2	18195726758.9
25	1.93329	3.2500	390768765131.4	22537659300.7
26	2.01384	3.1200	437331749755.4	23017384912.5
27	2.09440	3.0000	117558391737.3	20241706702.7
28	2.17495	2.8889	236023544278.4	15789473206.9
29	2.25550	2.7857	199128566224.5	12861478300.9
30	2.33606	2.6897	6971050598.2	15289474932.4
31	2.41661	2.6000	253665646639.2	36335508887.8
32	2.49716	2.5161	566673754690.5	64626993240.2
33	2.57772	2.4375	2002034123591	88428543144.7
34	2.65827	2.3636	1090748883599	77827029224.2
35	2.73882	2.2941	426419320405.0	50389678670.9
36	2.81938	2.2286	106202343931.5	21155421421.1
37	2.89993	2.1667	23743855982.2	7807017023.9
38	2.98049	2.1081	82939526555.3	17303705716.4
39	3.06104	2.0526	7018194510.6	
40	3.14159	2.0000	1540457986720	42576827904.7

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Tabela A.1.8 - Periodograma (P\_01) e Periodograma Suavizado (S\_01) da Série Original Transformada em Log, com "1" Diferença, Referente aos Preços Praticados para Violetas Comercializadas no Veiling Holambra no Período de Março/1995 a Setembro/2001**

Obs.	Freq.	Período	P_01	S_01
1	0.00000	.	0.00000	0.000162
2	0.08055	78.0000	0.00188	0.000154
3	0.16111	39.0000	0.00258	0.000155
4	0.24166	26.0000	0.00096	0.000130
5	0.32221	19.5000	0.00222	0.000412
6	0.40277	15.6000	0.00036	0.001191
7	0.48332	13.0000	0.03469	0.002104
8	0.56388	11.1429	0.05880	0.002541
9	0.64443	9.7500	0.01341	0.001984
10	0.72498	8.6667	0.01440	0.001295
11	0.80554	7.8000	0.00312	0.000820
12	0.88609	7.0909	0.01138	0.004157
13	0.96664	6.5000	0.01840	0.007651
14	1.04720	6.0000	0.37863	0.011285
15	1.12775	5.5714	0.02702	0.008320
16	1.20830	5.2000	0.03828	0.004978
17	1.28886	4.8750	0.00768	0.001143
18	1.36941	4.5882	0.00016	0.000817
19	1.44997	4.3333	0.00227	0.001604
20	1.53052	4.1053	0.03377	0.002753
21	1.61107	3.9000	0.09904	0.003626
22	1.69163	3.7143	0.00727	0.002779
23	1.77218	3.5455	0.02861	0.001976
24	1.85273	3.3913	0.00341	0.001040
25	1.93329	3.2500	0.01727	0.002216
26	2.01384	3.1200	0.00832	0.003198
27	2.09440	3.0000	0.14675	0.004394
28	2.17495	2.8889	0.00532	0.003099
29	2.25550	2.7857	0.01215	0.002092
30	2.33606	2.6897	0.00836	0.001448
31	2.41661	2.6000	0.02607	0.003637
32	2.49716	2.5161	0.05694	0.006333
33	2.57772	2.4375	0.19041	0.008417
34	2.65827	2.3636	0.10415	0.007525
35	2.73882	2.2941	0.03241	0.005024
36	2.81938	2.2286	0.03603	0.002560
37	2.89993	2.1667	0.00021	0.001213
38	2.98049	2.1081	0.01202	0.000976
39	3.06104	2.0526	0.00801	0.000883
40	3.14159	2.0000	0.02180	0.001074

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Tabela A.1.9** - Resultado do Teste de Periodicidade de Fisher para o Primeiro e Segundo Pico da Série Referente aos Produtos Comercializados no Veiling Holambra no Período de Março/1995 a Setembro/2001

Produto	Pico	Soma	Máximo	n. obs.	Teste F	Valor P
Rosa-vol.	1º	8.06815	1.70737	41	0.21162	0.0030355
Rosa-vol.	2º	6.36078	1.50144	40	0.23605	0.0011007
Rosa-preço	1º	8.21444	1.40551	41	0.17110	0.022533
Cris-volume	1º	120270163898	38450391765	40	0.31970	0.000011949
Cris-volume	2º	81819572132	28636555292	39	0.35000	0.000030329
Cris-preço	1º	5.735547	1.24114	40	0.216400	0.0029634
Vio-volume	1º	1.0221e <sup>13</sup>	2.002e <sup>12</sup>	40	0.19588	0.0081200
Vio-preço	1º	1.47454	0.37863	40	0.25678	0.0037649

Fonte: Resultados da pesquisa.