

Detecção e Análise de Outliers na Série Temporal de Índice de Preços Recebidos pelos Agricultores no Estado de São Paulo

Maura M.D. Santiago

Engenheiro Agrônomo, Pesquisador Científico
do Instituto de Economia Agrícola de SP

Maria de Lourdes B. Camargo

Engenheiro Agrônomo, Pesquisador Científico
do Instituto de Economia Agrícola de SP

Mario Antonio Margarido

Economista, Pesquisador Científico
do Instituto de Economia Agrícola de SP

RESUMO

Este trabalho identificou e analisou a presença de outliers na série de índices de preços recebidos pelos agricultores no Estado de São Paulo para o período de janeiro de 1966 a dezembro de 1994 utilizando o método desenvolvido por Box e Jenkins de modelos Auto-regressivos Integrados de Médias Móveis (ARIMA), de função de transferência e de análise de intervenção. Os resultados obtidos indicam que houve mudanças no comportamento de transmissão de preços no período 1980-94 comparativamente a 1966-79, decorrentes da própria estrutura de composição do índice em termos de produtos e seus respectivos pesos e do acirramento do processo inflacionário.

PALAVRAS-CHAVE

índice de preço, modelos ARIMA, função de transferência, análise de intervenção

ABSTRACT

This article analyzed the presence of outliers in the farmer received index prices in the State of São Paulo in the period between January 1966 and December 1994 using the method developed by Box & Jenkins, the Autoregressive Integrated Moving Average Models (ARIMA), transfer function and intervention analysis. The results showed that the behavior of prices transmission has been changed from the period 1980-94 to 1966-79, due to the following factors: the composition index structure, the weights and the increasing inflation process.

KEY WORDS

index price, ARIMA Models, transfer function, intervention analysis

INTRODUÇÃO

O mercado de produtos agrícolas caracteriza-se por apresentar maior grau de sensibilidade no que se refere a oscilações de preços quando comparado ao mercado de bens industriais. Isso é decorrência direta das próprias 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. Segundo Barros e Martines Filho (1987), a contínua variação no nível de preços dos produtos agrícolas é função direta da incidência de choques sobre esse mercado. Percebe-se que *“enquanto no mercado de bens industriais os choques acontecem principalmente em razão de problemas relacionados com o lado da demanda, no caso dos produtos agrícolas esses choques assumem um caráter bem mais complexo, podendo afetar os preços tanto pelo lado da oferta, via manifestação de variações de efeitos climáticos tais como geadas, excesso de chuva, como também pelo aparecimento de doenças, ataques de pragas, etc., ou então, pelo lado da demanda, via modificações nos instrumentos de política econômica, os quais são capazes de alterar níveis de renda, hábitos de consumo, etc.”* (MARGARIDO, KATO & UENO, 1994)

Deve-se enfatizar que no decorrer da década de 80 a economia brasileira, principalmente a partir de 1986, experimentou diversas intervenções governamentais no sentido de debelar o acirramento do processo inflacionário. A implementação desses vários planos de estabilização de cunho heterodoxo causou expressivos impactos sobre toda a economia, gerando, conseqüentemente, distorções nos preços relativos de diversos mercados.

Vale lembrar que desde o início da década de 70, diante da grande instabilidade de preços dos produtos agrícolas em escala internacional, detecta-se maior interesse dos economistas em procurar chegar às causas dessas flutuações. Assim, tem-se o trabalho de Johnson (1975), que estudou as políticas governamentais para produtos agrícolas e seus efeitos sobre a variabilidade dos preços, argumentando que os fatores naturais que afetam a oferta dos produtos agrícolas não devem ter sido os principais responsáveis pelas grandes variações dos anos 70, mas sim a diminuição de estoques pelos países exportadores, as desvalorizações do dólar americano e canadense e as políticas de estabilização dos preços internos dos principais países exportadores e importadores.

Concomitantemente, o *boom* verificado nos preços internacionais das *commodities* agrícolas suscitou a discussão sobre o fenômeno inflacionário ou, mais especificamente, começaram a ser desenvolvidos trabalhos com a finalidade de estudar as conseqüências macroeconômicas da elevação desses preços, dentre os

quais pode-se citar o estudo de Gordon (1975), que isolou os preços agrícolas, a fim de verificar a sua importância na elevação do nível geral de preços nos Estados Unidos.

Especificamente, na década de 80, com o desenvolvimento de instrumentos de análises estatísticas de séries de tempo, passou-se a estudar evidências acerca da interação entre políticas macroeconômicas e agricultura ou, mais particularmente, do relacionamento entre política monetária e preços, como pode ser visto em Carvalho e Silva (1994), que analisaram as séries mensais de preços de arroz e milho com emprego de modelos ARIMA e de análise de intervenção, associado aos quatro planos econômicos aplicados no Brasil entre 1986 e 1990. Foi lembrado que as condições de oferta, demanda e estoques são relevantes na análise dos mercados de produtos agrícolas.

Do mesmo modo, Vicente (1994) objetivou verificar se no Brasil, durante a vigência de diversos tipos de indexação, nas décadas de 70 e 80, choques de oferta agrícola foram capazes de alterar o comportamento da inflação brasileira, utilizando, para tal, modelos ARIMA e estruturais.

O presente artigo pretende explorar as amplas possibilidades técnicas oferecidas pela metodologia desenvolvida por Box e Jenkins (1976) para o estudo de séries temporais, cuja principal vantagem reside no fato de se poder trabalhar com séries de tempo, com elevada autocorrelação nos resíduos. Portanto, o que nas outras metodologias mais tradicionais (como, por exemplo, nos modelos de regressão) são problemas, no método Box-Jenkins acaba sendo uma vantagem, pois o padrão das autocorrelações regular e parcial permite analisar o comportamento intrínseco da variável em estudo, possibilitando, dessa forma, um nível a mais de explicação sobre a própria variável - os modelos univariados. Assim sendo, a decomposição da série de tempo por meio de filtros lineares, denominados filtros de integração, auto-regressivos e/ou de médias móveis, permite a obtenção do processo gerador da série, possibilitando isolar os elementos que a explicam por si própria, sendo o restante ruído branco (*white noise*), que pode, então, ser explicado por outra série.

1. ÍNDICES DE PREÇOS RECEBIDOS PELOS AGRICULTORES NO ESTADO DE SÃO PAULO (IPR)

A fim de se analisar os preços agrícolas no Estado de São Paulo utilizou-se, basicamente, a série de dados mensais do Índice Geral de Preços Recebidos (IPR) do Instituto de Economia Agrícola (IEA), que, conforme Santiago *et alii* (1990), começou a ser elaborada e publicada em caráter contínuo pelo IEA em outubro de

1968, constando não só de índices por produto como dos índices agregados: Geral, Produtos Vegetais e Produtos Animais. Os produtos componentes desses índices eram: amendoim em casca, arroz em casca, batata, cebola, feijão, mamona, milho, soja, tomate, bovinos, leite, ovos e suínos.

Em agosto de 1970, fez-se uma retrospectiva dessa série, a partir de 1966, passando-se a incluir laranja e banana no conjunto inicial. Nessa mesma data começaram a ser calculados os índices de preços dos produtos vegetais em geral, exceto café. A exclusão do café deveu-se ao fato de esse ser um produto cujos preços recebidos pelos agricultores dependiam, em grande parte, da política governamental, tendo experimentado ao longo dos anos grandes flutuações, o que se constituiu num elemento de perturbação no comportamento dos índices de todo o conjunto de produtos considerados.

Inicialmente a base de comparação desses índices foi o biênio 1961-62, posteriormente atualizado para janeiro de 1985, agosto de 1989 e, finalmente, dezembro de 1992.

Utilizou-se como fator de ponderação dos índices agregados as quantidades médias produzidas em cada produto no período base (1961-62).

A fórmula de cálculo do índice até julho de 1989 envolvia o método Laspeyres com ponderações fixas, após o que adotou-se o critério de Laspeyres modificado, em que as variações mensais dos preços são encadeadas a partir de um período base.

O sistema de pesos para a agregação dos preços dos diversos produtos é oriundo do valor da produção agrícola do Estado de São Paulo nos últimos três anos.

Nessa ocasião, segundo Pellegrini (1990), os produtos que constam do IPR são: algodão em caroço, amendoim em casca, arroz em casca, banana, batata, café beneficiado, cana-de-açúcar, cebola, chá, feijão, laranja, mamona, mandioca para indústria, milho, soja, ave, bovino, ovo e suíno.

2. OBJETIVOS

O objetivo central deste estudo consiste em analisar, no tempo, o índice de preços recebidos pelos agricultores paulistas a fim de verificar se houve modificações no comportamento e estrutura desse índice a partir da décadas de 60-70, comparativamente aos anos 80, período em que se intensificou o processo

inflacionário e foram implementados diversos pacotes heterodoxos. Para isso, foram considerados dois períodos de análise: o primeiro abrange o intervalo de janeiro de 1966 a dezembro de 1979 (168 observações), enquanto o segundo tem início em janeiro de 1980 e vai até dezembro de 1994 (180 observações).

3. MATERIAL E MÉTODO

3.1 Material

Visando captar os possíveis efeitos provocados por eventos exógenos e pelos diversos planos econômicos implementados após 1986 sobre os índices de preços, foram introduzidas variáveis do tipo *dummy*. As *dummies* assumem valor igual a um no instante da ocorrência do evento, e valor zero fora da ocorrência do evento.

Além da análise de intervenção, em que se analisam medidas que afetam uma dada série econômica com datas de ocorrência conhecidas, será usado o método de detecção de *outliers*, no caso em que não se puder determinar exatamente o momento preciso do efeito do evento ou intervenção.

O programa estatístico utilizado neste trabalho para a obtenção dos modelos foi o *Statistical Analysis Software-SAS (Release 6.03 Edition - 1988)*. Também utilizou-se o pacote estatístico *Scientific Computing Associates (SCA) (1985)* para localizar o exato momento da ocorrência dos *outliers* nas séries.

3.2 Método

3.2.1 Função de Transferência

A metodologia de análise empregada neste estudo será a do tratamento das variáveis por meio do método preconizado por Box, Jenkins e Reinsel (1994) para séries temporais.

A idéia central da técnica Box e Jenkins é a de que uma série temporal pode ser parcialmente explicada por ela mesma, por suas realizações anteriores (parâmetros auto-regressivos) e pelos próprios erros passados (parâmetros de médias móveis).

A série original é inicialmente filtrada para se obter o seu processo gerador, de modo a torná-la estacionária,¹ pois isto é condição necessária para garantir a sua inversibilidade, ou seja, para que os valores projetados possam ser transformados em sua base original.

A partir da obtenção da estacionariedade da série, o próximo passo consiste na identificação do processo gerador da respectiva série temporal. Mediante a análise da função das autocorrelações regular e parcial² procura-se identificar se o processo é auto-regressivo e/ou de médias móveis, e de que ordem(ns).

“Após construir o(s) filtro(s) e submeter a série a este filtro, analisa-se os resíduos para a verificação da efetividade da filtragem. A hipótese subjacente é de que a filtragem efetiva resultará em um resíduo white noise, ou seja, aleatório com distribuição normal.”(MARGARIDO, KATO & UENO, 1994) Este estudo inicia-se pela análise dos modelos univariados da variável acima delineada.

Segundo Vandaele (1983), para se compreender em que consiste o modelo de função de transferência³ é necessário recorrer à literatura econométrica que trata dos modelos com defasagens distribuídas. O modelo de defasagens distribuídas é geralmente representado pelo nível da variável dependente Y_t como função direta do número de valores passados da variável independente X_t . Em outras palavras, o conceito de função de transferência implica que variações nas variáveis independentes são transmitidas para a variável dependente.

O modelo de função de transferência simplificado envolve duas séries temporais, uma de entrada e outra de saída. A série de saída (Y_t) é o resultado da passagem da série de entrada (X_t) por meio de um filtro linear ($V(B)$). Isso quer dizer que a série de saída (Y_t) pode ser representada como uma soma ponderada das observações passadas da série de entrada (X_t): $Y_t = V_0 X_t + V_1 X_{t-1} + V_2 X_{t-2} + \dots$ Uma maneira resumida para escrever a série de entrada é: $Y_t = V(B) X_t$, onde o

-
1. O termo estacionariedade significa que *“a série se desenvolve no tempo aleatoriamente em torno de uma média constante, refletindo alguma forma de equilíbrio estável.”*(KASSOUE, 1988)
 2. Conforme MARGARIDO (1994), a *“função de autocorrelação (ACF) indica o processo, enquanto a função de autocorrelação parcial (PACF) mostra a ordem desse processo, no caso de modelos auto-regressivos. No caso de modelos de médias móveis tem-se o inverso.”*
 3. Neste ponto torna-se imperativo destacar que apesar do presente estudo utilizar modelos univariados (ARIMA) para obter o processo gerador de cada série temporal, é necessário que se conheça aspectos relativos do conceito de função de transferência, dado que as variáveis *dummies*, na verdade, funcionam como variáveis exógenas, que são indispensáveis para o perfeito conhecimento do processo de filtragem das séries de tempo.

termo $V(B)$ representa a função de transferência do filtro, ou seja, $V(B) = V_0 + V_1 B + V_2 B^2 + \dots$ e os pesos V_0, V_1, V_2, \dots são chamados de função resposta de impulso.

De acordo com Helmer e Johanson (1977), para se “encontrar o melhor modelo de $V(B)$, a técnica de função de transferência utiliza o fato de que qualquer distúrbio na defasagem polinomial pode ser aproximado como uma relação de dois polinômios de pequena ordem.” Portanto, a forma geral da função de transferência também pode ser expressa da seguinte maneira:

$$V = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} = \frac{\omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s}{1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r}$$

onde: $\omega(B)$ é um operador polinomial de ordem s -ésima.

$\delta(B)$ é um operador polinomial de ordem r -ésima.

Para que o filtro linear seja estável é necessário que $V(B)$ convirja para $|B| \leq 1$. Isso quer dizer que mudanças finitas na série de entrada levam a mudanças finitas na série de saída.

Segundo Pino (1980), às vezes “o efeito de uma mudança na série de entrada não se manifesta imediatamente sobre a série de saída, mas após b instantes de tempo: $Y_t = V(B)X_{t-b}$. O modelo pode contar, ainda, com ruído independente de X_t : $Y_t = V(B)X_{t-b} + n_t$. Esse ruído não é, em geral, ruído branco, mas pode, por sua vez, ser representado por um modelo ARIMA.” A suposição crucial feita no modelo de função de transferência é a de que X_t e n_t são independentes de forma a que X 's passados influenciem futuros Y 's, mas não vice-versa (ou seja, sem *feed-back*).⁴ Portanto, o modelo de função de transferência completo assume a seguinte forma:

$$Y_t = \frac{\omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s}{1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r} X_{t-b} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t$$

onde identificar uma função de transferência significa analisar a estrutura dinâmica que envolve o relacionamento entre duas variáveis temporais, isto é, encontrar r , que é o fator de “arrasto” da influência de X sobre Y , a partir de b (defasagem

4. Maiores detalhes sobre esse tema podem ser encontrados em MILLS (1990).

máxima de Y em relação a X); b é denominado *delay*, ou seja, impacto inicial da série de entrada de X em Y, ou, ainda, primeiro *lag* significativo de X em relação a Y; s é a quantidade de *lags* significativos, exclusive b (número de impactos que são importantes mas posteriores a b).

Conforme Freitas Filho *et alii* (1993), $\delta(B)$ seria a “memória”, ou seja, o fator de ajustamento de longo prazo e $\omega(B)$ representa os impactos de curto prazo. O processo de construção de uma função de transferência poderia ser definida, então, como uma operação em três passos: identificação, estimação e verificação.

Dois são os métodos disponíveis que permitem a identificação da estrutura de influência entre as variáveis quando se trabalha com modelos ARIMA e modelos de função de transferência.⁵ O segundo, utilizado neste artigo, consiste no método preconizado por Haugh e Box (1977). Tendo como ponto de partida os ARIMAs construídos anteriormente, e com a hipótese de que existe causalidade entre a(s) série(s) de entrada (variáveis *dummies*) sobre a série de saída (índice de preços), esse método considera que a variável de saída é explicada tanto pelo seu próprio comportamento passado como pelo comportamento passado da variável de entrada. Filtrando-se cada variável pelo seu próprio filtro, elimina-se a influência dos eventos passados da própria variável, ou seja, privilegia-se a informação que não foi explicada somente pelo passado de cada variável. Portanto, conforme descrito por Margarido, Kato e Ueno (1994) “*essa metodologia reside basicamente em utilizar o resíduo “limpo” da série de saída em relação ao seu próprio passado e relacionar com o resíduo “limpo” (também em relação ao seu próprio passado) da série de entrada.*”

3.2.2 Análise de Intervenção

Geralmente, séries de tempo e, mais particularmente, séries temporais relativas a variáveis econômicas podem ser afetadas por eventos de caráter exógeno, como bruscas variações climáticas, redirecionamento de instrumentos de política econômica etc. Em razão da existência desses eventos exógenos, os mesmos não podem ser desconsiderados quando se estuda a relação estrutural entre as variáveis, pois corre-se o risco de se estimar modelos enviesados e, conseqüentemente, de reduzir o poder de previsão dos mesmos.

5. O primeiro deles é o método elaborado por BOX & JENKINS (1976), que privilegia o filtro da série de entrada no modelo. Filtram-se ambas as séries utilizando o modelo ARIMA da série de entrada, ou seja, nesse caso o filtro (usado no pré-branqueamento) da variável de saída é o mesmo filtro da variável de entrada.

“Eventos desse tipo, cujo timing é conhecido, têm sido denominados intervenções, por Box e Tiao (1975), e eles podem ser incorporados ao modelo univariado estendendo-o para incluir variáveis de entrada determinísticas (ou dummy)” (MILLS, 1990) em se tratando de caso especial de função de transferência. Entretanto, nem sempre o exato momento da ocorrência de fatores exógenos pode ser estabelecido *a priori*. Esse fato tem como resultado modelos estruturais “desbalanceados”, pois esses eventos podem amplificar as respectivas variâncias desses modelos. A denominação que se dá ao surgimento de observações discrepantes no interior de séries temporais é *outliers*. Entre os vários efeitos provocados por *outliers* sobre séries temporais destacam-se a mudança no seu nível, que pode ser abrupta ou suave, e até mesmo alterações na trajetória de sua tendência.

Quando se constata a presença de *outliers* nas observações, o tratamento utilizado consiste, em primeiro lugar, em definir qual a sua categoria e, posteriormente, aplicar a análise de intervenção. De acordo com Mills (1990), há quatro categorias de *outliers*. O tipo de *outlier* mais simples é o *additive outlier (AO)*, que é definido como:

$$x_t = \varepsilon_t + \omega I_t^T$$

sendo que ε_t representa o modelo de ruído. O *outlier* aditivo pode ser corrigido com intervenção do tipo *pulse*.

Uma segunda categoria de *outlier* é representada pelo *innovational outlier (IO)*, ou seja:

$$x_t = \varepsilon_t + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} \omega I_t^T$$

A característica essencial do *innovational outlier* é de que os resíduos são afetados pelo processo formador da série, isto é, o seu efeito não se esgota totalmente no mesmo momento em função do modelo de ruído. Em outras palavras, a diferença fundamental entre os *AO* e *IO*, segundo Mills (1990), reside no fato de que o “*caso AO pode ser chamado de um modelo de “erro grosseiro”, uma vez que somente a t-ésima observação é afetada. De outra maneira, um IO representa um choque extraordinário em T influenciando x_T, x_{T+1}, \dots através da memória do modelo dada por $\theta(B)/\phi(B)$.*”

A terceira categoria de *outlier* é o *level shift (LS)*, que pode ser subdividido em termos do seu efeito ser transitório ou permanente. O *LS* de efeito permanente pode ser representado como:

$$x_t = \varepsilon_t + \frac{\omega}{(1-B)} I_t^T$$

sendo que a magnitude da mudança de nível dada por ω corresponde ao período de tempo em que $t=T$. Quando o efeito de *LS* é temporário, ou seja, se a mudança de nível é transitória, o *LS* assume o seguinte formato:

$$x_t = \varepsilon_t + \frac{\omega}{(1-\delta B)} I_t^T$$

Nesse caso, a mudança de nível ocorre a partir do período em que $t \geq T$, sendo que seu efeito declina exponencialmente à taxa dada por δ , após o impacto inicial de ω .

Quando se fala em análise de intervenção, duas são as suas estruturas básicas: *Pulse* (P_t^T) e *Step* (S_t^T).⁶ A intervenção do tipo *Pulse* corresponde a uma variável *dummy*, que assume valor 1 no momento da ocorrência do evento e 0 fora desse momento, ou seja: $I_t = P_t^T$, onde $P_t^T = 1$, para $t=T$ e $P_t^T = 0$, para $t \neq T$, enquanto a variável de intervenção do tipo *Step* possui valor igual a 0 antes da ocorrência do evento e valor igual a 1 posteriormente a ele, ficando sua representação matemática assim caracterizada: $I_t = S_t^T$, onde $S_t^T = 0$, para $t < T$ e $S_t^T = 1$, para $t \geq T$.

Segundo Margarido (1994), de “*forma resumida, a estratégia para se praticar a análise de intervenção em modelos de função de transferência consiste em, inicialmente, identificar e estimar o modelo de função de transferência. A seguir, é necessário analisar a série dos resíduos através de sua identificação e estimação. Posteriormente incorporam-se os outliers ao modelo de função de transferência, ou seja, reestrutura-se o modelo e, finalmente, volta-se a examinar os resíduos para verificar se eles estão limpos (no sentido de não estarem correlacionados entre si).*”

A combinação dos modelos de intervenção com o modelo de função de transferência pode ser representada como:

$$Y_t = \psi(B) I_t^T + \frac{\omega(B)}{\delta(B)(1-B)^{d'}} x_t + \frac{\theta(B)}{\phi(B)(1-B)^{d'}} a_t$$

sendo que:

$$x_t = (1-B)^d X_t$$

6. Quanto à notação utilizada, deve ficar claro ao leitor que t representa o tempo, e T reflete o exato momento de introdução da *dummy* na série de tempo.

O tipo de modelo de intervenção adotado é determinado por $\psi(B)I_t^T$.

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

O primeiro passo consistiu na análise gráfica para a variável relativamente aos seus respectivos períodos de análise (Anexo 1). Verificou-se que ambas apresentavam tendência, fato que exigiu a aplicação de uma diferença de ordem 1 para cada série. Somente com as séries diferenciadas é que foi possível torná-las estacionárias, para posteriormente efetuar a sua identificação por meio da visualização de seus respectivos correlogramas, a fim de se poder construir o modelo univariado (ARIMA) para cada uma delas.

4.1 Modelo Univariado do Índice Geral de Preços Recebidos

4.1.1 Modelo 1 - Janeiro/1966 a Dezembro/1979

Para a variável Índice Geral de Preços Recebidos (IPR) o ARIMA que melhor se ajustou foi um modelo contendo um parâmetro auto-regressivo de ordem 1, um parâmetro de médias móveis de ordem 4, uma diferença de ordem 1, além de três variáveis de intervenção (*dummy*), que correspondem às seguintes datas: outubro de 1969 (INT10/69), maio de 1976 (INT05/76) e março de 1977 (INT03/77) (Tabela 1). Para localizar as *dummies* utilizou-se neste estudo o *software SCIENTIFIC COMPUTING ASSOCIATES (SCA) (1975)*. Esse pacote econométrico não somente localiza a exata posição dos *outliers* nas séries, como também informa qual o tipo do respectivo *outlier*, facilitando, dessa forma, o seu tratamento.⁷

TABELA 1 - LOCALIZAÇÃO DOS OUTLIERS NA SÉRIE DE ÍNDICE GERAL DE PREÇOS RECEBIDOS (IPR)
(Estado de São Paulo, Janeiro de 1966 a Dezembro de 1979)

Observação	Data	Tipo de <i>Outlier</i>	Valor do Teste $t^{(1)}$
46	10/1969	<i>Additive Outlier (AO)</i>	-5,20
125	05/1976	<i>Level Shift (LS)</i>	3,55
135	03/1977	<i>Innovational Outlier (IO)</i>	7,07

(1) Significativo ao nível de 5%.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

7. Para explicar economicamente a presença de cada *outlier* recorreu-se a vários números das seguintes publicações: *Informações Econômicas e Prognóstico Agrícola*, do Instituto de Economia Agrícola (IEA) e *Conjuntura Econômica*, da Fundação Getúlio Vargas do Rio de Janeiro (FGV/RJ).

Esse modelo pode ser escrito da seguinte forma:

$$(1 - B)IPR = (\omega_0)INT\ 10/69_t + (\omega_0)INT\ 05/76_t + (\omega_0 - \omega_2 B^2 - \omega_3 B^3 - \omega_4 B^4)INT08/77_t + \frac{(1 - \theta_4 B^4)}{(1 - \phi_1 B)} a_t$$

O coeficiente do parâmetro auto-regressivo de ordem 1 ($\phi_1=0,24031$) mostra que 24,03% do valor do IPR no período $t-1$ transmite-se ao valor dessa mesma variável no período t . O valor da estimativa do parâmetro da média móvel de ordem 4 ($\theta_4=0,19528$) indica que a cada mês ocorre um ajuste no erro dessa mesma variável tendo-se como base os seus valores de quatro meses anteriores, na magnitude de 19,52%. Como antes mencionado, com relação aos *outliers* o primeiro passo consistiu nas suas respectivas localizações no interior da série de IPR. A seguir, os *outliers* foram incorporados ao modelo univariado. Por meio da visualização das correlações cruzadas entre o IPR e as *dummies*, procurou-se identificar possíveis impactos significativos das variáveis *dummies* sobre a variável IPR, bem como a existência de defasagens entre elas. Para tal, foi utilizada a metodologia de Haugh e Box (1977), que consiste em se proceder a uma análise de correlações cruzadas de séries filtradas por seu próprio filtro.

Partindo-se da análise das correlações cruzadas entre a variável endógena (IPR) e a variável exógena (INT10/69), verificou-se que o impacto dessa última sobre a primeira foi instantâneo, ocorrendo em t (isto é, $b=0$), sendo a magnitude do parâmetro de curto prazo ($\omega_0=37,00175$) responsável pelo aumento de 37,00 pontos do IPR (Tabela 2). Infelizmente, não foi possível encontrar os fatores que condicionaram essa mudança ascendente do índice. No entanto, observou-se que alguns dos produtos vegetais com maior participação no IPR, entre eles batata, milho e arroz, sofreram consideráveis elevações de preços.

A correlação cruzada entre a variável dependente (IPR) e a independente (INT05/76) apresentou comportamento semelhante ao caso acima descrito. O efeito de INT05/76 sobre o IPR também foi instantâneo ($b=0$), com o impacto de curto prazo ($\omega_0=25,37457$) ocasionando uma elevação de 25,37 pontos no nível do IPR (Tabela 2). A provável origem desse impacto está no fato de o café, cuja participação na composição do índice é preponderante, ter apresentado uma sensível ascensão de preços, em consequência da geadas ocorrida em 1975 no Brasil, e também em razão da retração da oferta em alguns outros países produtores, desequilibrando, dessa forma, o mercado mundial desse produto. No Estado de São Paulo, com a situação agravada pela ferrugem e seca, os preços médios recebidos pelos produtores apresentaram contínua e rápida elevação a partir de agosto de

1975. Em maio de 1976 seus preços deram um salto, elevando-se para algo em torno de 34,0% relativamente a abril, e se mostrando mais do que quatro vezes superiores ao valor registrado no mesmo mês do ano anterior. Vale dizer que os efeitos dessas geadas se fizeram sentir até 1978.

A análise da correlação cruzada entre a variável de saída (IPR) e a variável de entrada (INT03/77) revelou um comportamento diferente dos dois casos citados anteriormente, pois o efeito da *dummy* sobre o IPR não se esgotou imediatamente, apresentando uma “memória”, além de ter sido extremamente forte. Visto mais detalhadamente, o impacto inicial de INT03/77 sobre o IPR ocorreu em t ($b=0$), sendo que esse impacto de curto prazo ($\omega_0=72,79553$) elevou o IPR em 72,79 pontos em relação ao seu nível inicial. Num retrospecto do primeiro trimestre de 1977, verificou-se que o índice geral de preços recebidos foi acrescido de 46,8%, sendo que o de produtos vegetais evoluiu 59,8%. O café, que nesse período sofreu elevação de 90,0% nos seus preços, foi sem dúvida o principal responsável pela alta nos índices, tanto que ao excluí-lo do índice geral tem-se acréscimo de apenas 14,0% nos três primeiros meses de 1977, enquanto que o índice de produtos vegetais passa a ser de 16,4%. Deve-se ressaltar que só em março o preço do café aumentou 57,8%, explicando plenamente a ocorrência do choque nesse mês. Essa alta é reflexo das altíssimas cotações internacionais do produto, dada a situação de escassez do momento, continuando uma tendência que já se vinha observando há algum tempo, ainda como decorrência da geada de 1975. Outro aspecto a ser realçado com relação ao impacto de INT03/77 sobre o nível do IPR diz respeito ao fato de que esse choque não se esgotou imediatamente, tendo reflexos posteriores nos períodos $t+2$ ($\omega_2=59,14859$), $t+3$ ($\omega_3=27,92952$) e $t+4$ ($\omega_4=17,22035$), de forma declinante,⁸ porém assumindo um sentido contrário àquele determinado pelo choque em t , o qual foi positivo. Em outras palavras, os choques a partir de $t+2$ até $t+4$ referem-se a uma seqüência com três variáveis de intervenção do tipo *pulse* com intensidade negativa, sendo que ω_2 foi responsável pela queda de 59,14 pontos do IPR em relação ao seu nível do período anterior, enquanto que ω_3 e ω_4 ainda mantiveram o nível do IPR em cerca de 27,92 e 17,22 pontos, respectivamente, abaixo daquele prevalecente antes do primeiro impacto, até

8. Neste ponto torna-se necessário fazer um breve comentário sobre os sinais dos impactos de curto prazo (ω) da função de transferência. Apesar de todos os ômegas possuírem sinal positivo, somente ω_0 é realmente positivo, sendo os demais ômegas, na verdade, negativos. Isto ocorre pelo fato de ao serem introduzidos na fórmula da função de transferência esses parâmetros são precedidos por um sinal negativo. Portanto, o sinal positivo de $\omega_2 = 59,14859$ transforma-se em negativo, o mesmo se aplicando a ω_3 e ω_4 .

retornar praticamente ao seu nível original (Tabela 2). Essa tendência de alta nos preços do café, que ainda se fez sentir em abril, porém em menores proporções, é revertida a partir de maio ($t+2$), quando os preços passam a registrar decréscimos, voltando a variar positivamente apenas em novembro. Esse mesmo comportamento é observado tanto no índice geral quanto no de produtos vegetais, uma vez que o café tem participação considerável em suas composições. Num balanço da situação em 1977, constatou-se que o café teve seus preços decrescidos, em termos reais, em 10,1%. Fatores como as volumosas vendas de café pelo Brasil (estoques se tornaram praticamente nulos) e a redução do volume de café torrado nos Estados Unidos, acompanhando a redução de consumo, podem ser apontados como alguns dos principais responsáveis pelo declínio dos preços a partir de maio. O início da safra no Brasil e particularmente em São Paulo, indicando uma produção estimada em torno de 7 milhões de sacas beneficiadas, a primeira com alguma expressão após as geadas, teria também contribuído para reverter a extraordinária tendência altista ocorrida.

TABELA 2 - ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DO MODELO UNIVARIADO, ÍNDICE GERAL DE PREÇOS RECEBIDOS (IPR) (Estado de São Paulo, Janeiro de 1966 a Dezembro de 1979)

Modelo	Série	Parâmetro	Estimativa ⁽¹⁾	Teste $t^{(2)}$
ARIMA (1,1,4)	IPR	ϕ_1	0,24031 (0,08261)	2,91
		θ_4	0,19528 (0,08202)	2,38
	INT10/69 _t	ω_0	37,00175 (7,09651)	5,21
	INT05/76 _t	ω_0	25,37457 (7,02618)	3,61
	INT03/77 _t	ω_0	72,79553 (7,10295)	10,25
		ω_2	59,14859 (7,24424)	8,16
		ω_3	27,92952 (7,34389)	3,80
		ω_4	17,22035 (7,26869)	2,37

(1) Erro padrão da estimativa.

(2) Significativo ao nível de 5%.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

4.1.2 Modelo 2 - Janeiro/1980 a Dezembro/1994

O modelo ARIMA que melhor se ajustou ao IPR, nesse segundo período, apresentou um parâmetro auto-regressivo de ordem 1, um parâmetro de médias móveis de ordem 17, além de necessitar de uma diferença de ordem 1. Também foram introduzidas duas variáveis de intervenção, sendo uma em janeiro de 1986 (INT01/86) e outra em julho de 1989 (INT07/89) (Tabela 3).

TABELA 3 - LOCALIZAÇÃO DOS OUTLIERS NA SÉRIE DE ÍNDICE GERAL DE PREÇOS RECEBIDOS (IPR)
(Estado de São Paulo, Janeiro de 1980 a Dezembro de 1994)

Observação	Data	Tipo de <i>Outlier</i>	Valor do Teste $t^{(1)}$
241	01/1986	<i>Additive Outlier (AO)</i>	6,32
283	07/1989	<i>Innovational Outlier (IO)</i>	-6,24

(1) Significativo ao nível de 5%.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

Portanto, esse modelo ARIMA contendo as duas intervenções pode ser escrito como:

$$(1 - B)IPR = (\omega_0 - \omega_1 B)INT\ 01 / 86_t + (\omega_0)INT\ 07 / 89_t + \frac{(1 - \theta_{17} B^{17})}{(1 - \phi_1 B)} a_t$$

O valor da estimativa do parâmetro auto-regressivo de ordem ($\phi_1=0,34465$) indica que 34,46% do valor do IPR em $t-1$ transfere-se para o valor dessa variável no período t (Tabela 4). Aparentemente, o crescimento do valor de ϕ , passando de 24,03% (modelo 1) para 34,46% (modelo 2), isto é, a elevação da participação porcentual do valor do IPR do período $t-1$ sobre o seu próprio valor no período t é consistente com a conjuntura inflacionária do período abrangido pelo modelo 2. Diante de uma situação de recrudescimento da inflação, os agentes econômicos tendem a realizar suas ações no presente em função da inflação passada, ou seja, eles utilizam o modelo de expectativas adaptativas para reajustar seus preços, visando, assim, defender seu respectivo nível de renda.

Para tornar o modelo estável, além do parâmetro auto-regressivo analisado acima foi necessário introduzir um parâmetro de média móvel de ordem 17 ($\theta_{17}=0,20168$), que indica que a cada mês ocorre um ajuste de erros no nível do IPR em torno de 20,16%, em média, relativamente a 17 meses anteriores (Tabela 4).

TABELA 4 - ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DO MODELO UNIVARIADO, ÍNDICE GERAL DE PREÇOS RECEBIDOS (IPR) (Estado de São Paulo, Janeiro de 1980 a Dezembro de 1994)

Modelo	Série	Parâmetro	Estimativa ⁽¹⁾	Teste ⁽²⁾
ARIMA (1,1,17)	IPR	ϕ_1	0,34465 (0,07285)	4,73
		θ_{17}	0,20168 (0,07871)	2,56
	INT01/86 _t	ω_0	41,10785 (9,31102)	4,41
		ω_1	30,60398 (9,34436)	3,28
	INT07/89 _t	ω_0	-53,18543 (8,74146)	-6,08

(1) Erro padrão da estimativa.

(2) Significativo ao nível de 5%.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

Também adicionou-se duas variáveis de intervenção, relativas a janeiro de 1986 (INT01/86) e julho de 1989 (INT07/89), respectivamente. A análise das correlações cruzadas entre a variável de entrada (INT01/86) e a variável de saída (IPR) mostrou que o impacto da primeira sobre a segunda não se esgotou imediatamente, pois apresentou duas fases temporais distintas. O primeiro impacto de curto prazo ($\omega_0=41,10785$) foi instantâneo (isto é, $b=0$), ou seja, sem defasagem temporal e com magnitude de 41,10. Em outras palavras, esse impacto inicial de INT01/86 sobre o IPR foi responsável pela elevação do nível deste último em cerca de 41,10 pontos. Dada a forte intensidade desse choque sobre o IPR, ainda restou um segundo impacto de curto prazo ($\omega_1=30,60398$), que apresentou defasagem temporal de um mês ($t+1$). Isto quer dizer que após o choque inicial em t (janeiro) seu reflexo sobre o IPR continuou no período $t+1$ (fevereiro), só que em sentido contrário, mantendo-o ainda 10,50 pontos acima do patamar anterior em relação ao primeiro choque, ou seja, exatamente a diferença entre $\omega_0=41,10$ e $\omega_1=30,60$ (Tabela 4). Basicamente, esse acentuado salto do IPR em janeiro de 1986, que se perpetuou no valor desse índice para o mês seguinte, foi condicionado pelo instável quadro conjuntural relativo ao segundo semestre de 1985. O acirramento do processo inflacionário, no referido período, levou o governo federal a se movimentar no sentido de criar as condições ideais para a implementação de um futuro choque para estabilização do nível de preços da economia. No entanto, esse comportamento do governo exacerbou ainda mais as expectativas dos agentes econômicos, que para defender seus respectivos níveis de renda passaram a reajustar seus preços de maneira mais intensa. Visando atingir seus objetivos, o governo atuou em três áreas consideradas prioritárias para a efetiva execução do plano de estabilização, sendo duas no âmbito interno e uma no campo externo. Tendo em vista que o déficit público era considerado a fonte primária da inflação, o governo anunciou, em 28 de novembro de 1985, um pacote contendo uma reforma tributária, que objetivava reduzir a magnitude desse déficit e que

passaria a vigorar a partir de 1986. Outra medida tomada foi a adoção de um único indexador para toda a economia, de modo a tornar possível a obtenção de preços relativos médios menos enviesados, evitando-se, assim, possíveis distorções de preços que normalmente ocorrem em função da presença de distintos índices. Finalmente, no campo externo, buscou-se condições mais adequadas para estabilizar a taxa de câmbio, partindo-se para a renegociação da dívida externa com os credores internacionais. Portanto, conforme Bier, Paulani e Messenberg (1987, p. 103), *“não foi à-toa que, ao longo do mês de dezembro, assitiu-se a uma torrente de especulações e boatos em torno da adoção no Brasil de um choque heterodoxo, decisão que teria sido tomada pelo Governo.”* Ainda, segundo esses autores, *“a taxa mensal de inflação mostrava-se visivelmente excitada a partir de novembro. O trimestre dezembro/85 - fevereiro/86 confirma inequivocamente essa tendência, apresentando uma taxa média de inflação que ultrapassa 14%, seja medida pelo IPCA, seja pelo IGP-DI.”* Além dos fatores citados anteriormente, não se pode esquecer que em 1985 a região Centro-Sul foi severamente afetada pela estiagem, que reduziu de forma considerável o volume da safra agrícola e, conseqüentemente, colaborou ainda mais para pressionar os índices de inflação para cima.

Quanto à variável INT07/89, o seu impacto sobre o IPR ocorreu sem defasagem temporal, isto é, foi imediato, sendo que a magnitude do seu parâmetro de curto prazo ($\omega_0 = -53,18543$) ocasionou uma redução do IPR em relação ao seu nível anterior da ordem de 53,18 pontos (Tabela 4). O principal fator que condicionou essa acentuada redução do IPR foi a queda generalizada, em termos reais, dos preços dos produtos componentes do índice. Vale ressaltar o caso do café, cujo peso na composição do IPR estava em torno de 16,0%, e que apresentou uma queda de preço real da ordem de 40,0 a 45,0%. Isso se deu em virtude do fim do Acordo Internacional do Café (AIC), com a suspensão das cláusulas econômicas em 03 de julho de 1989. Foi um período de extraordinária redução de cotações externas em função da guerra de preços sem precedentes na história do café. Os cafés de categoria “Brasileiro e Outros Arabica” apresentaram redução de 39,4% nos preços indicativos da AIC, bem mais acentuada do que para as demais categorias.

CONCLUSÕES

A utilização da metodologia Box-Jenkins demonstrou seu elevado grau de sensibilidade e refinamento ao possibilitar a identificação de mudanças não somente na estrutura, mas também no próprio comportamento de transmissão de informações relativamente ao índice de preços recebidos (IPR) pelos produtores para o período 1966-79, quando comparado ao período 1980-1994.

Pode-se afirmar, de maneira geral, que essas mudanças estruturais dos modelos ARIMAs estão diretamente relacionadas ao acirramento do processo inflacionário a partir dos anos 80. Também não se deve deixar de lado que em função do recrudescimento da inflação o governo optou por utilizar instrumentos heterodoxos de política econômica para o seu efetivo combate, fato esse que exacerbou as expectativas dos diversos agentes econômicos, condicionando, dessa forma, distorções nos preços relativos de diversos mercados, além de amplificar suas respectivas variâncias. Isto teve reflexos sobre o próprio índice de preços, alterando seus respectivos níveis de maneira brusca, sendo necessárias, por conseguinte, diversas variáveis de intervenção para corrigir esses desvios e possibilitar a sua efetiva modelagem univariada.

Verificou-se que o modelo univariado do IPR para o período 1966-79 compôs-se de um parâmetro auto-regressivo de ordem 1, uma diferença de ordem 1 e uma média móvel de ordem 4, isto é, ARIMA (1,1,4), enquanto para o segundo período em análise a sua estrutura foi alterada para um modelo com um parâmetro auto-regressivo de ordem 1, uma diferença de ordem 1 e uma média móvel de ordem 17 (ARIMA (1,1,17)). Analisando-se o valor dos parâmetros auto-regressivos observou-se que seu valor saltou de 24,03% no primeiro período para 34,46% no período seguinte. Isto quer dizer que uma parcela maior do valor do índice no período t passou a transmitir-se para seu próprio valor em $t+1$. Este fato possivelmente esteja relacionado com a aceleração inflacionária, dado que nessa conjuntura com maior grau de incertezas os agentes econômicos tentam defender seus respectivos níveis de renda mediante remarcações de preços, que têm como base parcela significativa de seus respectivos preços passados. Portanto, uma porcentagem maior do preço atual é função de seu próprio preço do período precedente.

A presença de parâmetros de médias móveis indica que os erros da variável são corrigidos, na média, em função do grau do parâmetro. Para o IPR do primeiro período, o parâmetro de média móvel de ordem 4 ($\theta_4=0,19528$) significa que esse índice se ajusta a cada mês em função dos erros de quatro meses atrás, nesse caso, em torno de 19,52% em média, a fim de corrigir suas possíveis distorções. O mesmo se aplica para o parâmetro de média móvel de ordem 17 relativo ao segundo período. À primeira vista, esse parâmetro não parece ser muito relevante, uma vez que sua defasagem é muito longa (cerca de dezessete meses). Uma das possíveis justificativas para o aparecimento desse estranho parâmetro reside no fato de que este estudo tem como base de análise modelos univariados. Ou seja, essa metodologia procura determinar o processo gerador da série em função dela própria, deixando-se de lado as demais informações, que, dependendo do tipo de variável, podem ser importantes para a sua explicação. Isto quer dizer que o modelo univariado sozinho não é capaz, em determinados casos, de explicar totalmente a

variável, necessitando, assim, de alguma variável que contenha informações complementares e indispensáveis para sua própria explicação. Outro ponto relevante, que pode explicar esse parâmetro de ordem 17, reside no fato de que o presente estudo utiliza números índices, que são resultados de várias operações matemáticas, as quais podem inserir elementos exógenos no interior da série, podendo provocar, dessa maneira, o surgimento de parâmetros com estruturas de defasagem (*lag*) estranhas, ou seja, o fato de não se trabalhar com a série original pode mascarar a série, prejudicando, dessa forma, a sua respectiva identificação univariada.

Como comentário adicional, tem-se que ao se analisar o comportamento global dos preços, freqüentemente (como realizado neste trabalho) utilizam-se de índices, cujos movimentos, em última instância, dependem da composição e participação dos produtos nesses agregados. Particularmente no caso do método de Laspeyres aplicado no cálculo do IPR, tem-se o inconveniente de considerar fixos os pesos utilizados na ponderação dos diversos produtos, o que causa certas distorções quando as comparações são feitas em períodos de tempo muito distantes. Os resultados aqui encontrados mostram que o IPR, até julho de 1989, refletiu claramente a conjuntura do mercado de café, produto que até aquela época tinha grande participação no Índice de Preços Recebidos pelos Agricultores do Estado de São Paulo (Anexo 2). Isso, aliás, vem reforçar a necessidade de que tais fatos sejam considerados em trabalhos analíticos de preços.

Finalmente, tem-se que a contribuição maior desta pesquisa, além de identificar e analisar os efeitos de impactos conjunturais e de fatores micro/macroeconômicos sobre os Índices de Preços Agrícolas no Estado de São Paulo e as mudanças que ocorreram na estrutura dos mesmos na década de 80, foi apresentar e utilizar método de detecção de *outliers* em análise de séries de preços agrícolas, evitando-se que a presença de observações discrepantes levem à superespecificação ou subespecificação dos modelos estudados.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

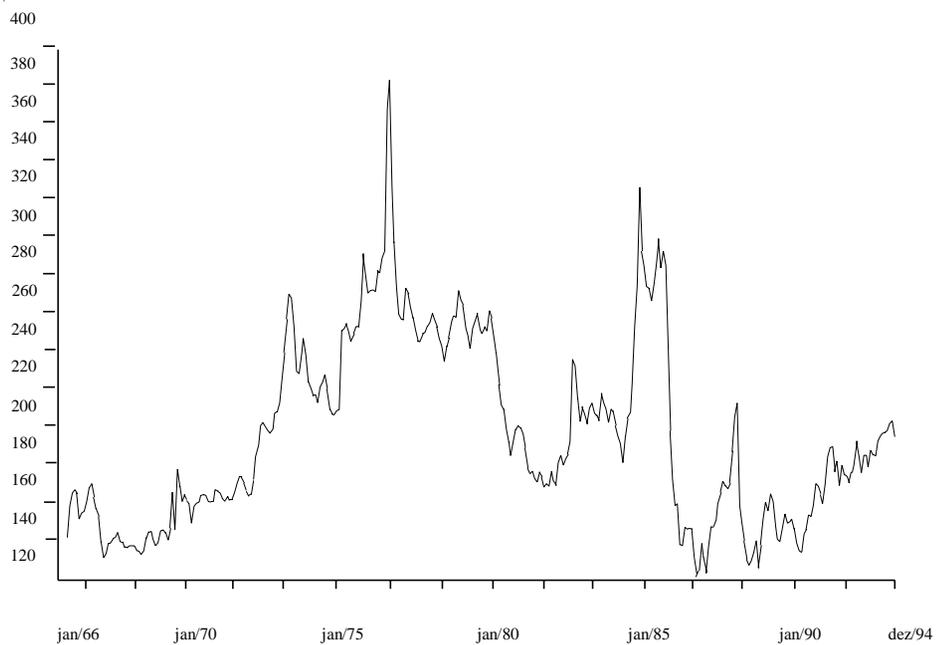
- BARROS, Geraldo S. A. & MARTINES FILHO, J. G. Transmissão de preços agrícolas entre níveis de mercado. *Anais ...* Salvador: ANPEC, In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 1987.
- BIER, Amaury G; PAULANI, Leda & MESSENBURG, Roberto. *O heterodoxo e o pós-moderno: o Cruzado em conflito*. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1987, 142 p.
- BOX, George E. P., JENKINS, Gwilym M. & REINSEL, Gregoryc. *Time series analysis: forecasting and control*. New Jersey: Prentice Hall, Englewood Cliffs, 1994, 598 p.

- BOX, George E. P. & JENKINS, G. M. *Time series analysis: forecasting and control*. San Francisco: Holden-day, 1976, 375p.
- BOX, George E. P. & TIAO, G. C. Intervention analysis with application to economic and environmental problems. *Journal of the American Statistical Association*, Washington, v. 70, n. 349, p. 70-79, mar. 1975.
- CARVALHO, Maria A. & SILVA, Cesar R.L. da. Políticas de ajustamento e preços agrícolas: um estudo de caso. *Agricultura em São Paulo*, SP, v. 41, n. 2, p. 17-28, 1994.
- CONJUNTURA ECONÓMICA. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas (FGV), vários números.
- FREITAS FILHO, Floriano, MARGARIDO, Mario A., KATO, Heitor T. & BIRAL, Gustavo L. Aspectos operacionais do mercado cambial brasileiro. *Agricultura em São Paulo*, SP, v. 40, n. 2, p. 67-93, 1993.
- GORDON, R. J. Alternatives responses of policy to external supply shocks. *Brookings Papers on Economic Activity*, p. 185-194, 1975.
- HAUGH, Larry D. & BOX, G. E. P. Identification of dynamic regression (distributed lag) models connecting two time series. *Journal of the American Statistical Association*, 72, p. 121-130, march. 1977.
- HELMER, Richard M. & JOHANSON, Johny K. An exposition of Box-Jenkins transfer function analysis with an application to the advertising - sales relationship. *Journal of Marketing Research*, 24, p. 227-239, may, 1977.
- INFORMAÇÕES ECONÓMICAS. São Paulo: Instituto de Economia Agrícola (IEA), vários números.
- JOHNSON, D. G. World agriculture, commodity policy and price variability. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 57, n. 5, p. 823-828, 1975.
- KASSOUF, Ana L. *Previsão de preços na pecuária de corte do Estado de São Paulo*. São Paulo: ESALQ/USP, 1988. 102 p. (Dissertação de Mestrado).
- MARGARIDO, Mario A. *Transmissão de preços internacionais de suco de laranja para preços ao nível de produtor de laranja no Estado de São Paulo* São Paulo: FGV/EAESP, 1994. 96p. (Dissertação de Mestrado).
- MARGARIDO, Mario A., KATO, Heitor T. & UENO, Lídia H. Aplicação da metodologia Box-Jenkins na análise da transmissão de preços no mercado de tomate no Estado de São Paulo. *Estudos Económicos*, SP, v. 24, n. 3, p. 405-432, set./dez. 1994.
- MILLS, Terence C. *Time series techniques for economists*. New York: Cambridge University Press, 1990, 377p.
- PELLEGRINI, Rosa M. P. Índices mensais de preços recebidos pelos agricultores paulistas: nova estrutura de ponderação e comparação. *Informações Económicas*, SP, v. 20, n. 8, p. 141-143, ago. 1990.
- PINO, Francisco A. *Análise de intervenção em séries temporais: aplicações em economia agrícola*. São Paulo: Instituto de Matemática e Estatística/USP, 1980. 253p. (Dissertação de Mestrado).

- PROGNÓSTICO AGRÍCOLA*. São Paulo: Instituto de Economia Agrícola (IEA), vários números.
- SANTIAGO, Maura M. D. *et alii*. *Estatísticas agrícolas de preços no Estado de São Paulo*. São Paulo: Instituto de Economia Agrícola (IEA), 1990, 2º v.
- SAS Institute. *SAS/ETS user's guide*. Cary, NC, 1988, 559p.
- SCIENTIFIC COMPUTING ASSOCIATES. *The SCA statistical system: a condensed guide*. Illinois: Dekalb, 1985.
- VANDAELE, Walter. *Applied time series and Box-Jenkins models*. New York: Academic Press, 1983, 417p.
- VICENTE, José R. Choque agrícola, indexação e aceleração inflacionária: teste de um modelo pós-keynesiano. *Agricultura em São Paulo*, SP, v. 41, n. 3, p. 39-60, 1994.

ANEXO 1

FIGURA 1 - ÍNDICE GERAL DE PREÇOS RECEBIDOS (IPR)
Estado de São Paulo, jan. 1966 - dez. 1994



ANEXO 2

TABELA 5- EVOLUÇÃO DA ESTRUTURA DE PONDERAÇÃO DO ÍNDICE MENSAL DE PREÇOS RECEBIDOS PELOS AGRICULTORES NO ESTADO DE SÃO PAULO - 1961/62 e 1986/88

Produto	Peso	
	1961/62	1986/88 ¹
Algodão em caroço	-	3,02
Amendoim em casca	4,80	0,56
Arroz em casca	9,36	1,04
Banana	1,33	3,02
Batata	3,94	0,56
Café beneficiado	16,35	12,04
Cana de açúcar	-	19,64
Cebola	0,62	1,15
Chá	0,14	0,08
Feijão	2,90	2,16
Laranja	1,78	16,55
Mamona	0,70	0,05
Mandioca p/ Ind.	3,15	0,33
Milho	11,58	4,34
Soja	0,07	2,71
Tomate	2,60	2,08
Ave	0,38	5,75
Bovino	21,44	9,10
Leite	9,17	6,20
Ovo	6,20	4,15
Suíno	3,48	1,52

(1) Vigente a partir de agosto de 1989.

Fonte: No período de 1961/62 dados provenientes do IEA, no período 1986/88 dados extraídos de PELLEGRINI (1990).

Em versão anterior, este trabalho foi apresentado no *XIV Latin American Meeting of the Econometric Society*, Rio de Janeiro, agosto de 1996.

(Recebido em junho de 1996. Aceito para publicação em maio de 1997).