

# DETECÇÃO E ANÁLISE DE *OUTLIERS* EM SÉRIES TEMPORAIS DE ÍNDICES DE PREÇOS AGRÍCOLAS NO ESTADO DE SÃO PAULO<sup>1</sup>

Maura M. D. Santiago<sup>2</sup>  
Maria de Lourdes B. Camargo<sup>3</sup>  
Mario Antonio Margarido<sup>4</sup>

## RESUMO

Este trabalho identificou e analisou a presença de *outliers* nas séries de índices de preços recebidos, de preços pagos pelos agricultores e de preços pagos fora do setor agrícola no Estado de São Paulo para o período de janeiro de 1966 a dezembro de 1994 utilizando o método desenvolvido por BOX & JENKINS (1976) 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.

## DETECTION AND ANALYSIS OF OUTLIERS IN TIME SERIES OF AGRICULTURE PRICES INDEXES IN THE STATE OF SÃO PAULO

### SUMMARY

This article analyzed the presence of outliers in the price indexes received by farmers, paid price indexes and prices paid out of the agricultural sector in the state of São Paulo, in the period between January 1966 and December 1994. The method developed by BOX & JENKINS (1976), the Auto Regressive Integrated Moving Average Models (ARIMA), transfer function and intervention analysis have been used. The results showed that there have been changes in the behavior of prices transmission from the 1980-94 to the 1966-79 period due to the following factors: the composition index structure and respective weights and the increasing inflation process.

**Key-words:** index price, ARIMA Models, transfer function, intervention analysis.

## 1 - 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 & 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 que 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*

---

<sup>1</sup>Trabalho referente ao projeto SPTC16-003/95. Recebido em 07/02/96. Liberado para publicação em 22/05/96.

<sup>2</sup>Engenheiro Agrônomo, MS, Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola.

<sup>3</sup>Engenheiro Agrônomo, Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola.

<sup>4</sup>Economista, MS, Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola.

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.

Outro ponto que necessita ser destacado diz respeito ao fato de que a estrutura de produção e comercialização, especialmente de produtos agrícolas, passou por importantes transformações a partir da década de 60, não somente com a intensificação do processo de urbanização, fato esse proporcionado pela implementação na década anterior de uma política deliberada de industrialização via substituição de importações<sup>5</sup>, que gerou novos hábitos de consumo; mas também, em função das acentuadas alterações nas diretrizes de política agrícola implantadas, visando, dessa forma, incrementar tanto a produção, quanto a produtividade da agricultura, via a sua modernização<sup>6</sup>.

Vale lembrar que desde o início da década de 70, face à grande instabilidade de preços dos produtos agrícolas em escala internacional, detecta-se maior interesse dos economistas em procurar chegar às causas dessas flutuações. Assim, JOHNSON (1975) 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 respon-

sáveis pelas grandes variações dos anos 70, destacando 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, podendo-se citar o trabalho 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.

Procurando discutir o papel do setor agrícola no processo inflacionário brasileiro, CONTADOR (1978) estudou o comportamento das relações entre os preços recebidos e pagos na agricultura de 6 estados brasileiros e os índices de custo de vida pagos pelos consumidores. Os resultados, no período 1966-76, mostraram que não existiam maiores conflitos, pelo menos a curto prazo, entre preços remuneradores para a agricultura e o custo de vida. Particularmente, no Estado de São Paulo, houve uma melhora relativa nos preços recebidos pelos produtores, que não foi transferida para os consumidores via aumento real dos preços no varejo, visto que o item alimentação teve um crescimento inferior ao do custo de vida em geral.

Seguindo a base teórica de que a maior dispersão dos preços relativos está associada aos surtos inflacionários originados dos choques de oferta, SILVA & KADOTA (1980), a partir dos índices de preços por atacado - oferta global, analisaram as variâncias dos preços relativos e da taxa de inflação, no período 1970-79, procurando com isso obter indicações das variações ocorridas nestes indicadores, no tempo. Da análise dos produtos componentes do Índice de Preços por Atacado (IPA), verificaram que, na média, os preços agrícolas são mais instáveis, relativamente, que os industriais.

Dentre os estudos de como o setor agrícola se articula com o processo inflacionário, podem ser citados os trabalhos de: FISHER (1981), SAYAD (1981), KITE & ROOP (1981), VIEIRA & TEIXEIRA FILHO (1988), LEMOS (1989), VIEIRA & TEIXEIRA FILHO (1989) e BESSLER (1984).

<sup>5</sup>Maiores detalhes em relação ao processo de Substituições de Importações podem ser encontrados nos trabalhos de TAVARES (1972) e SERRA (1982).

<sup>6</sup>Uma excelente síntese contendo o debate sobre o desempenho do setor agrícola e envolvendo as correntes estruturalista e neoclássica pode ser encontrada em SANTOS (1986).

Nessa mesma linha, FERREIRA FILHO (1989) atenta para o fato de que os preços dos alimentos, no abastecimento urbano, são um somatório dos preços dos produtos agrícolas e dos diversos componentes da comercialização (transporte, beneficiamento, embalagem, etc). Estes componentes podem se originar de setores como indústria (embalagens) e serviços (transporte, por exemplo) e em muitos casos, representar valor agregado superior ao próprio custo de insumo agrícola. Através da análise de evolução do índice de preços implícito no PIB e dos respectivos índices setoriais referentes à agricultura, indústria e serviços nas Contas Nacionais, no período de 1970-86, estudou a evolução relativa dos efeitos desses indicadores sobre o nível geral de preços. Como exemplificado pelo autor, a contribuição do setor agrícola resulta de dois efeitos: o efeito da variação dos preços propriamente ditos dos bens finais do setor e o da variação do peso da agricultura no total da economia nacional. Os resultados mostraram que dos três setores analisados, o setor agrícola foi o que apresentou a menor contribuição para o crescimento da inflação, compatível com a sua participação no PIB total, sendo que a maior contribuição se deu com o setor serviços, situando-se a indústria em posição intermediária.

ABDALLAH; MACIEL; TEIXEIRA (1989), num enfoque similar ao de FERREIRA FILHO (1989), começam seu trabalho colocando uma ressalva no tocante à discussão sobre a importância da agricultura no processo inflacionário, lembrando que as transações indiretas como transporte, armazenagem, beneficiamento e aquisição de insumos, principais responsáveis pela elevação dos preços agrícolas aos consumidores, são omitidas na discussão do problema inflacionário.

Assim, este trabalho teve como objetivo principal verificar a influência da inflação interna sobre o setor agrícola brasileiro, sob a hipótese de que existe um forte efeito da inflação geral sobre o preço real agrícola, entendido como a razão entre o preço recebido e preço pago pelo produtor rural. Para observar os efeitos inflacionários sobre a agricultura, o procedimento metodológico baseou-se na estimativa de equações linearizadas nos logaritmos dos índices de preços pagos e recebidos pelos agricultores no Brasil, no período 1967-85, frente ao índice geral de preços. Os resultados indicaram que a inflação tem maior peso na formação dos preços de insumos adquiridos pelos produtores, do

que nos preços de venda dos produtos agrícolas no curto e no longo prazo. Além disso, os preços recebidos necessitam de um período maior para incorporar os efeitos inflacionários, que os preços pagos pelos produtores.

Avaliando as dinâmicas de curto e longo prazo do comportamento de moedas e preços, em diferentes setores da economia na Nova Zelândia, no período 1963-87, ROBERTSON & ORDEN (1990) especificaram um vetor de correção de erros (*vector error-correction*), encontrando como resultado que os choques monetários que aumentaram o nível de preços no longo prazo e que os preços agrícolas responderam mais rapidamente a esses choques do que os preços dos manufaturados. Porém, nenhuma evidência foi encontrada de que os preços na agricultura cresçam proporcionalmente mais do que a oferta de moeda ou ultrapassem seus níveis de longo e no curto prazo. Choques nos preços de manufaturados induzem expansões monetárias e colocam a agricultura em uma compressão de curto prazo, dado os fenômenos de *cost-price*.

Sob a argumentação de que permanecia não resolvida a questão sobre o problema da neutralidade monetária com respeito à agricultura, LAPP & SMITH (1992) desenvolveram trabalho enfocando os efeitos das condições macroeconômicas na estrutura dos preços das mercadorias dentro da agricultura americana, partindo-se da hipótese de que os preços relativos entre e intra setores da economia tornam-se mais voláteis quando condições macroeconômicas são mais instáveis.

Como lembram os autores, muito da variabilidade nos preços relativos é causada por mudanças no tempo, preços dos recursos, tecnologia, choques de demanda em setores específicos e ajustamentos em programas agrícolas de produtos selecionados. Portanto, a questão do trabalho foi avaliar em que medida a inflação e outras variáveis agregadas afetam a variabilidade dos preços relativos.

Primeiramente, após a definição de um elenco de 47 produtos agrícolas, construíram-se índices de preços relativos mensais, no período 1962-87. A partir daí, calcularam-se as variâncias individuais dos preços relativos dentro do conjunto de produtos definidos. Através de modelos econométricos de regressão, chegou-se ao resultado de que os preços relativos são mais variáveis quando as taxas de inflação atuais e não antecipadas são maiores. A variabilidade também aumentou durante os períodos em que os choques

macroeconômicos foram relativamente mais intensos, embora os resultados econométricos não tenham sido suficientes para permitir qualquer conclusão consistente sobre esta constatação.

RESENDE (1993) estudou o comportamento dos preços agrícolas e industriais na inflação brasileira dos anos 80 e início dos 90, mostrando a existência de uma correlação positiva entre taxa mensal de inflação e relações de troca entre a agricultura e a indústria, com quadro reverso a partir de 1986. Atendo-se ao processo de formação de preços, tentou fundamentar as razões do argumento de variabilidade dos preços relativos agrícolas como sendo reflexo das flutuações de oferta. A hipótese básica compreende o seguinte mecanismo: na presença de um ativo financeiro indexado à inflação e de elevado grau de liquidez (moeda indexada), variações na taxa de inflação passaram a se associar a deslocamentos inversos da demanda por outros ativos (financeiros e não financeiros), como os estoques de produtos agrícolas, com variações correspondentes na oferta corrente de mercado e, conseqüentemente, nos preços agrícolas.

CONTADOR & SILVA JUNIOR (1993) examinaram em nível agregado os preços relativos e os riscos envolvidos na atividade agrícola, comparativamente ao setor industrial, nos anos 80 e 90, levando em consideração a evolução dos preços recebidos pelos agricultores, preços agrícolas no atacado e preços industriais no atacado. Para analisar a dispersão dos preços relativos foram calculados os desvios padrões da taxa de variação mensal dos diversos índices em relação às variações dos índices médios. Como conclusão, os preços do atacado dos produtos agrícolas tiveram uma tendência crescente nas duas últimas décadas, enquanto os preços industriais e em nível de produtor foram decrescentes. Na segunda metade da década de 80, aumentou a dispersão dos preços dos produtos agrícolas com o conseqüente aumento de risco frente à comercialização, medida pelos preços no atacado.

Conforme verificado por BARROS (1993), pode-se observar uma evolução no enfoque "relação da variabilidade dos preços na agricultura e processo inflacionário". Particularmente, no Brasil, partiu-se de um embasamento puramente estruturalista, sedimentado a partir do trabalho de OLIVERA (1993), para uma abordagem das conseqüências dos fenômenos macroeconômicos, em particular, inflação e política

monetária, na *performance* relativa do setor agrícola.

Além disso, nota-se o desenvolvimento, em nível mundial, de novos procedimentos usados para modelar os efeitos da atividade macroeconômica na agricultura, como os modelos econométricos estruturais, não estruturais e de programação matemática.

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 & 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-se, para tal, de modelos ARIMA e estruturais.

Desse modo, o presente artigo pretende explorar as amplas possibilidades técnicas oferecidas pela metodologia desenvolvida por BOX & JENKINS (1976) para o estudo de séries temporais. A principal vantagem proporcionada por esse método reside no fato de que o mesmo foi concebido especialmente para se trabalhar com séries de tempo, que costumam apresentar 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. Sendo assim, a partir da análise dos modelos univariados pode-se obter uma explicação para o comportamento da série. Em outras palavras, a decomposição da série de tempo através de filtros lineares, denominados filtros de integração, auto-regressivos e/ou de médias móveis, possibilita que se obtenha o

processo gerador da série, ou seja, a passagem da série por esses filtros é capaz de extrair os seus diversos componentes, tornando-a completamente aleatória. Portanto, através da utilização desses filtros, é possível isolar da série os elementos que a explicam por si própria, sendo que o restante é ruído branco (*white noise*), e pode, então, ser explicado por outra série.

Apesar de o modelo de função de transferência funcionar de modo análogo ao modelo de regressão, deve-se realçar que o primeiro exerce considerável vantagem em relação ao segundo método, permitindo analisar de forma mais refinada o padrão de influência de uma série sobre a outra, uma vez que é capaz de delinear mais apuradamente a duração da influência da(s) variável(is) de entrada(s) sobre a variável de saída. A principal crítica em relação aos modelos de regressão diz respeito ao fato de que essa metodologia não tem instrumentos de qualidade para pesquisar estruturas dinâmicas. Entre as dificuldades enfrentadas, quando se trabalha com modelo de regressão, destacam-se problemas relativos à estrutura de erros, isto é, detectada a presença de autocorrelação nos resíduos, o seu tratamento básico reside na inclusão de alguma variável que teoricamente seja importante para a explicação do modelo, mas que por algum motivo foi omitida. Já o modelo de função de transferência possibilita a modelagem da estrutura de resíduo, que é composta por termos auto-regressivos e/ou médias móveis. Outro problema quando da utilização do modelo de regressão consiste no fato de que se trabalha com séries não estacionárias. De acordo com MARGARIDO (1994), *"é preciso enfatizar que, apesar dos modelos de regressão múltipla não necessitarem apresentar estacionariedade, eles podem conter correlações espúreas entre aquelas variáveis que contenham tendência, o que leva ao fato de se ter que eliminar tais variáveis do modelo em questão"*.

## 2 - Os Índices de Preços Agrícolas

O Instituto de Economia Agrícola (IEA) publica sistematicamente, desde 1966 índices mensais de preços recebidos pelos agricultores paulistas (IPR), índices mensais de preços pagos pela agricultura paulista (IPP) e índices mensais de produtividade.

### 2.1 - Índices de Preços Recebidos pelos Agricultores no Estado de São Paulo (IPR)

Conforme SANTIAGO et al. (1990), as séries de índices mensais de preços recebidos começaram a ser elaboradas e publicadas em caráter contínuo 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 ser calculados os índices de preços dos produtos vegetais e geral exceto café. A exclusão do café deveu-se ao fato de ser esse um produto cujos preços recebidos pelos agricultores dependiam em grande parte da política governamental, e experimentaram ao longo dos anos grandes flutuações, constituindo-se num elemento de perturbação no comportamento dos índices de todo o conjunto de produtos considerados.

Inicialmente a base de comparação desses índices era 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 se adotou 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.

## 2.2 - Índice Geral de Preços Pagos pela Agricultura Paulista e Índice de Preços de Insumos Adquiridos Fora do Setor Agrícola (IPPF)

De acordo com SANTIAGO et al. (1990), em 1966, quando começou a ser publicado de forma contínua, o índice mensal de preços pagos pela agricultura paulista (IPP) refletia aproximadamente 54,0% dos gastos do agricultor e era relativo aos seguintes grupos de produtos ou serviços: máquinas e equipamentos, vacinas e medicamentos, combustíveis e lubrificantes, utensílios e ferramentas, adubos, inseticidas e fungicidas, construção e reparo, serviços comprados, alimentos para animais e animais de trabalho e produção.

Em setembro de 1968, ocorreu a divisão do índice de preços pagos em índice de preços pagos por insumos adquiridos fora do setor agrícola (IPPF) e índice de preços pagos por insumos adquiridos no próprio setor agrícola (IPPD). Tais índices representavam em torno de 36,0% e 21,0%, respectivamente, dos dispêndios dos agricultores.

Conforme MARQUES (1990), até junho de 1990, o índice de preços pagos foi calculado segundo a fórmula de Laspeyres base fixa, com sistema de ponderação elaborado a partir da estrutura de gastos da agricultura paulista, do ano agrícola 1958/59, tendo como base de comparação, até agosto de 1988, o biênio 1961-62, quando, então, foi mudada para janeiro de 1985. A partir de julho de 1990, o cálculo passa a ser feito segundo a fórmula de Laspeyres modificada de base móvel, o sistema de ponderação e o painel de levantamento de preços são da estrutura de gastos de 1980/81 e a base de comparação é agosto de 1989<sup>7</sup>.

Ainda segundo MARQUES (1991), esse novo painel de levantamento de preços pagos passa a ser constituído da seguinte forma: máquinas, veículos e implementos, peças de reposição, adubos e corretivos, frete, defensivos, vacinas e medicamentos, combustíveis e lubrificantes, embalagem, serviços comprados, benfeitorias, alimentos industriais para animais, animais de produção e trabalho, alimentos *in natura* para animais e sementes. Esses itens representam aproximadamente 73,0% dos gastos dos agricultores, com 55,0% relativos aos insumos adquiridos fora do setor agrícola e 18,0% aos insumos adquiridos no próprio setor.

## 3 - OBJETIVOS

O objetivo central deste estudo consiste em verificar se o impacto de fatores conjunturais, como as crises do petróleo, a elevação brusca dos juros internacionais e a implementação de diversos pacotes heterodoxos pós 1986, afetou o comportamento dos índices de preços pagos e preços recebidos pelos agricultores paulistas e do índice de preços de insumos adquiridos fora do setor agrícola.

Também, pretende-se analisar se houve modificações no comportamento e na estrutura dos índices a partir da década de 80, período em que se intensificou o processo inflacionário. 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).

## 4 - MATERIAL E MÉTODO

Neste item são apresentadas as fontes de dados básicos e a metodologia utilizada no trabalho.

### 4.1 - Material

A fim de se analisar os índices de preços no Estado de São Paulo, foram utilizadas basicamente três séries com dados mensais: Índice Geral de Preços Recebidos (IPR), Índice Geral de Preços Pagos (IPP) e Índice de Preços de Insumos Adquiridos Fora do Setor Agrícola (IPPF). Os índices de preços foram obtidos junto ao IEA.

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

O programa estatístico utilizado neste trabalho para a obtenção dos modelos foi o *Statistical Analysis Software-SAS (Release 6.03 Edition - 1988)* (SAS, 1988). Também, utilizou-se o pacote estatístico SCIENTIFIC COMPUTING ASSOCIATES (1985)

<sup>7</sup>Atualmente, a base de comparação é dezembro de 1992.

para localizar o exato momento da ocorrência dos outliers nas séries.

## 4.2 - Método

A metodologia de análise empregada neste estudo será a do tratamento das variáveis através do método preconizado por BOX & JENKINS (1976) para séries temporais.

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.

### 4.2.1 - Função de transferência

A idéia central da técnica BOX & 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 inicialmente é filtrada para se obter o seu processo gerador, de modo a torná-la estacionária<sup>8</sup>, pois isso 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. Através da análise da função das autocorrelações regular e parcial<sup>9</sup>, procura-se identificar se o processo é auto-regressivo e/ou de médias móveis, e de que ordem(ns).

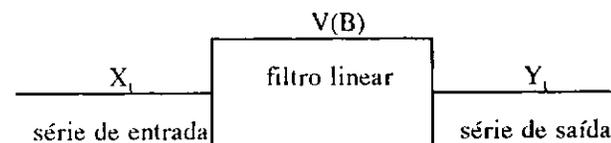
"Após construir o(s) filtro(s) e submeter a série a este filtro, analisam-se os resíduos para a

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 será iniciado pela análise dos modelos univariados das variáveis acima delineadas.

Segundo VANDAELE (1983), a fim de se compreender o que seja o modelo de função de transferência<sup>10</sup>, é necessário que se recorra à literatura econômica que trata sobre modelos com defasagens distribuídas. O modelo de defasagens distribuídas geralmente é representado pelo nível da variável dependente  $Y_t$ , como sendo 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 ( $X_t$ ) através de um filtro linear ( $V(B)$ ). Esquemáticamente, tem-se:



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 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 & JOHANSSON (1977), para se "encontrar o melhor modelo de  $V(B)$ , a

<sup>8</sup>O conceito de estacionariedade significa que "a série se desenvolve no tempo aleatoriamente em torno de uma média constante, refletindo alguma forma de equilíbrio estável". (KASSOUF, 1988).

<sup>9</sup>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".

<sup>10</sup>Neste ponto torna-se imperativo destacar que apesar de o presente estudo utilizar modelos univariados (ARIMA) para obter o processo gerador de cada série temporal, é necessário que se conheçam 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.

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:

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

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 maneira que  $X_t$ 's passados influenciem futuros  $Y_t$ 's, mas não vice-versa (ou seja, sem *feedback*)<sup>11</sup>. Portanto, o modelo de função de transferência completo assume a seguinte forma:

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

ou resumidamente, tem-se:

$$Y_t = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} X_{t-b} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t$$

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 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 o  $b$  (número de impactos que são importantes mas posteriores a  $b$ ).

Portanto, conforme FREITAS FILHO et al. (1993),  $\delta(B)$  é a "memória", ou seja, é 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. 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.

O segundo, utilizado neste artigo, consiste no método preconizado por HAUGH & 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; 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".

<sup>11</sup>Maiores detalhes sobre esse tema podem ser encontrados em MILLS (1990).

### 4.2.2 - 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 viesados e, conseqüentemente, reduzir o poder de previsão dos mesmos.

"Eventos desse tipo, cujo timing é conhecido, têm sido denominados intervenções, por BOX & TIAO (1975), e eles podem ser incorporados ao modelo univariado estendendo-o para incluir variáveis de entrada determinísticas (ou dummy)" (MILLS, 1990). 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 da presença de *outliers* nas observações, o seu tratamento 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:

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

sendo que  $\epsilon_t$  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:

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

A característica essencial do *innovational outlier* é 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:

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

sendo que a magnitude da mudança de nível dada por  $\omega$  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:

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

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  $\delta$ , após o impacto inicial de  $\omega$ .

Quando se fala em análise de intervenção, duas são as suas estruturas básicas: *Pulse* ( $P_t^T$ ) e *Step* ( $S_t^T$ )<sup>12</sup>. 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 posteriormente a ele, valor igual a 1, 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 necessá-

<sup>12</sup>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.

rio 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:

$$Y_t = \psi(B)I_t^T \cdot \frac{\omega(B)}{\delta(B)(1-B)^d} x_t + \frac{\theta(B)}{\phi(B)(1-B)^d} a_t$$

sendo que:

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

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

## 5 - ANÁLISE DOS RESULTADOS

O primeiro passo consistiu-se na análise gráfica para cada uma das três variáveis relativamente aos seus respectivos períodos de análise. Verificou-se que todas apresentavam tendência, fato esse 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 que posteriormente se efetuasse a sua identificação através da visualização de seus respectivos correlogramas, a fim de que se pudesse construir o modelo univariado (ARIMA) para cada uma delas.

### 5.1 - Modelo Univariado do Índice Geral de Preços Recebidos

A seguir são apresentados os modelos para o Índice Geral de Preços Recebidos, subdivididos em modelos 1 e 2 de acordo com o período de análise.

#### 5.1.1 - 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 *dummies*, 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 (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<sup>13</sup>.

Esse modelo pode ser escrito da seguinte forma:

$$(1 - B)IPR_t = (\omega_0)INT10/69_t + (\omega_0)INT05/76_t + (\omega_0 - \omega_2 B^2 - \omega_3 B^3 - \omega_4 B^4)INT03/77_t + \frac{(1 - \theta_4 B^4)}{(1 - \phi_1 B)} a_t$$

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 já mencionado antes, com relação aos outliers, o primeiro passo consistiu-se nas suas respectivas localizações no interior da série de IPR. A seguir, os outliers foram incorporados ao modelo univariado. Através 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 & 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 cruza-

<sup>13</sup>Para explicar economicamente a presença de cada outlier, recorreu-se a vários números das seguintes publicações: INFORMAÇÕES ECONÔMICAS (1972-94) e PROGNÓSTICO AGRÍCOLA (1972/73-1987/88), do IEA, e CONJUNTURA ECONÔMICA (1972-94), da Fundação Getúlio Vargas do Rio de Janeiro (FGV/RJ).

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

<sup>1</sup>Significativo ao nível de 5%.

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

das 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 descrito acima. 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 geada 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, se elevando 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 o índice de produtos vegetais passa a ser de 16,4%. Deve-se ressaltar que só em março o café aumentou seus preços em 57,8%, explicando plenamente a ocorrência do choque nesse mês. Essa alta é o 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<sup>14</sup>, porém, assumindo um sentido contrário

<sup>14</sup>Neste ponto, torna-se necessário fazer um breve comentário sobre os sinais dos impactos de curto prazo ( $\omega$ ) da função de transferência. Apesar de todos os omegas possuírem sinal positivo, somente  $\omega_0$  é realmente positivo, sendo que os demais omegas são na verdade negativos. Isto ocorre em razão do fato de que 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, sendo que o mesmo se aplica a  $\omega_3$  e  $\omega_4$ .

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 <sup>1</sup>	Teste t <sup>2</sup>
ARIMA (1,1,4)	IPR	$\phi_1$	0,24031 (0,08261)	2,91
		$\theta_4$	0,19528 (0,08202)	2,38
	INT10/69 <sub>t</sub>	$\omega_0$	37,00175 (7,09651)	5,21
	INT05/76 <sub>t</sub>	$\omega_0$	25,37457 (7,02618)	3,61
	INT03/77 <sub>t</sub>	$\omega_0$	72,79553 (7,10295)	10,25
		$\omega_2$	59,14859 (7,24424)	8,16
		$\omega_3$	27,92952 (7,34389)	3,80
		$\omega_4$	17,22035 (7,26869)	2,37

<sup>1</sup>Erro padrão da estimativa.

<sup>2</sup>Significativo ao nível de 5%.

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

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  $\omega_2$  foi responsável pela queda de 59,14 pontos do IPR em relação ao seu nível do período anterior, enquanto  $\omega_3$  e  $\omega_4$  ainda mantiveram o nível do IPR em cerca de 27,92 e 17,22 pontos respectivamente abaixo daquele prevalecente antes do primeiro impacto, até 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 de alguma expressão após as geadas, teria também contribuído para reverter a extraordinária tendência altista ocorrida.

### 5.1.2 - 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 *dummies*, sendo uma em janeiro de 1986 (INT01/86) e outra em julho de

1989 (INT07/89) (Tabela 3).

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

$$(1 - B)IPR - (\omega_0 - \omega_1 B)INT01/86_t + (\omega_0)INT07/89_t + \frac{(1 - \theta_{17} B^{17})}{(1 - \phi_1 B)} a_t$$

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  $\phi$ , passando de 24,03% (modelo 1) para 34,46% (modelo 2), isto é, a elevação da participação percentual do valor do IPR do período  $t-1$  sobre o seu próprio valor no período  $t$  está 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<sup>15</sup>.

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, na média, em torno de 20,16%, relativamente a 17 meses anteriores (Tabela 4).

Também, adicionaram-se duas variáveis *dummies*, 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 ( $t+1$ ). Isso 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. Dado 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 tal forma a tornar possível a obtenção de preços relativos médios menos viesados, evitando-se, assim, possíveis distorções de preços que normalmente ocorrem em função da presença de distintos índices. Finalmente, no campo externo, buscaram-se condições mais adequadas para estabilizar a taxa de

<sup>15</sup>Conforme MARGARIDO et al. (1996), "matematicamente, o modelo de expectativas adaptativas pode ser formulado da seguinte forma:  $\pi_t^e = \pi_{t-1}^e + \lambda(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e)$ . Onde  $0 < \lambda < 1$ , e  $\pi_t^e$  representa a taxa de inflação esperada para o período  $t$ , a qual foi projetada a partir da inflação do período  $t-1$ . Isto significa que a expectativa de inflação esperada para o ano  $t$  ( $\pi_t^e$ ), é igual a inflação esperada em  $\pi_{t-1}^e$  mais um termo de erro de previsão dado pela diferença entre a inflação efetiva ocorrida em  $\pi_{t-1}$  e a inflação que foi prevista para  $t-1$  ( $\pi_{t-1}^e$ ) e  $\lambda$  é a velocidade de ajuste entre essas duas taxas. O principal problema enfrentado pelos agentes econômicos que adotam o modelo de expectativas adaptativas para corrigir seus preços reside no fato de que esses agentes incorrem em erros sistemáticos de previsão quando os preços praticados no mercado apresentam alguma forma de tendência. Isto significa que, a partir do momento em que a inflação tende a se acelerar, a sua capacidade de previsão de preços, ou seja, sua precisão, torna-se cada vez menor, pois levam em consideração unicamente os acontecimentos passados, deixando de lado demais tipos de informações que podem exercer algum tipo de influência sobre o comportamento futuro dos preços".

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 <sup>1</sup>
241	01/1986	<i>Additive Outlier (AO)</i>	6,32
283	07/1989	<i>Innovational Outlier (IO)</i>	-6,24

<sup>1</sup>Significativo ao nível de 5%.

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

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 <sup>1</sup>	Teste <sup>2</sup>
ARIMA (1,1,17)	IPR	$\phi_1$	0,34465 (0,07285)	4,73
		$\theta_{17}$	0,20168 (0,07871)	2,56
	INT01/86,	$\omega_0$	41,10785 (9,31102)	4,41
		$\omega_1$	30,60398 (9,34436)	3,28
	INT07/89,	$\omega_0$	-53,18543 (8,74146)	-6,08

<sup>1</sup>Erro padrão da estimativa.

<sup>2</sup>Significativo ao nível de 5%.

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

câmbio, partindo-se para a renegociação da dívida externa junto aos credores internacionais. Portanto, conforme BIER; PAULANI; MESSEMBERG (1987), "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 era em torno de 20,0%, 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 Arábica" apresentaram redução de 39,4% nos preços indicativos da AIC, bem mais acentuada do que para as demais categorias.

## 5.2 - Modelo Univariado do Índice Geral de Preços Pagos

Do mesmo modo que nos Preços Recebidos, seguem-se os modelos 1 e 2 referentes ao Índice Geral de Preços Pagos.

### 5.2.1 - Modelo 1 - janeiro/1966 a dezembro/1979

O ajuste do modelo ARIMA para a variável IPP necessitou apenas de um parâmetro auto-regressivo de ordem 4, uma diferença, além de uma única variável *dummy* referente a agosto de 1973 (INT08/73)(Tabela 5).

Algebricamente, esse modelo pode ser escrito como:

$$(1 - B)IPP = \frac{(\omega_0)}{(1 - \delta_1 B)}INT08/73_t + \frac{1}{(1 - \phi_4 B^4)} a_t$$

O parâmetro auto-regressivo de ordem 4 ( $\phi_4=0,21274$ ) indica que 21,27% do IPP relativo ao período  $t-4$  transmite-se para o seu próprio valor no tempo  $t$ . Esse resultado mostra que nesse período de inflação em patamares menores existe uma "memória", dado que os reajustes de preços são mais espaçados entre si, carregando, dessa forma, significativa parcela de variações de preços em  $t$  para serem incorporadas aos preços em  $t+4$ .

A análise da correlação cruzada entre a variável *dummy* (INT08/73) e a variável dependente (IPP) revelou que o impacto da primeira sobre a segunda não apresentou defasagem temporal (isto é,  $b=0$ ). Além desse impacto de curto prazo ( $\omega_0=16,31863$ ) transferir-se imediatamente para o IPP, a sua magnitude condicionou uma elevação de 16,31 pontos no IPP em  $t$  comparativamente ao seu próprio nível no período  $t-1$ . Também, observou-se a necessidade de inserir um parâmetro de longo prazo ( $\delta_1=0,59154$ ), que revelou que o impacto de INT08/73 sobre o IPP não se esgotou instantaneamente, muito pelo contrário, estendeu-se por um longo período

de tempo, sendo que seu efeito decresceu gradativamente. A sua velocidade de ajuste no longo prazo<sup>16</sup> conduziu a uma mudança no patamar do IPP, em média, de 39,95 pontos no decorrer de 42 meses, quando os valores desse índice retornaram aos níveis anteriores a esse choque (Tabela 6). A provável explicação para esse salto tão intenso e prolongado do nível do IPP se encontra no trabalho desenvolvido por CARVALHO; BIGNARDE; SILVA (1983). Através de uma verificação empírica, esses autores analisaram o comportamento dos preços relativos intersetoriais, no período 1964-82, do ponto de vista da agricultura, e constataram que o índice de paridade dos preços pagos (IPP/IGP) esteve abaixo da linha de inflação apenas no período 1966-71. A partir desse último ano, as despesas do setor agrícola mantiveram-se substancialmente mais elevadas do que o nível geral de preços, registrando saltos em 1974 e 1979-80. Não se pode esquecer que, em meados de 1973, alguns acontecimentos, como a crise monetária internacional, especulação com estoques, restrições ao comércio e escassez de matéria-prima, tiveram conseqüências relevantes sobre a economia brasileira. Carente de matérias-primas estratégicas e bens de capital, o País sofreu impacto considerável no seu Balanço de Pagamentos e aceleração da taxa inflacionária. A crise do petróleo provocou reflexos imediatos nos preços dos fertilizantes e de outros insumos básicos para a agricultura.

### 5.2.2 - Modelo 2 - janeiro/1980 a dezembro/1994

Para esse período em análise, o modelo univariado que melhor se ajustou para a variável IPP ficou composto somente com um parâmetro auto-regressivo de ordem 1, além da necessidade de se praticar uma diferença de ordem 1 para a respectiva série. Também, adicionou-se um total de nove variáveis *dummies*, cuja distribuição temporal ao longo da série de IPP ficou assim: agosto de 1983 (INT08/83), feve-

<sup>16</sup>Para o cálculo de ajuste de longo prazo entre as variáveis independentes e dependente, utiliza-se a seguinte relação:

$$\frac{\omega_0}{(1-\delta)}$$

Maiores detalhes, bem como a demonstração relativa a esse fato, podem ser encontrados no trabalho de OLIVEIRA & PINO (1985).

TABELA 5 - Localização dos *Outliers* na Série de Índice Geral de Preços Pagos (IPP), Estado de São Paulo, Janeiro de 1966 a Dezembro de 1979

Observação	Data	Tipo de <i>outlier</i>	Valor do teste t <sup>1</sup>
92	08/1973	<i>Innovational Outlier (IO)</i>	3,12

<sup>1</sup>Significativo ao nível de 5%.

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

TABELA 6 - Estimativas dos Parâmetros do Modelo Univariado, Índice Geral de Preços Pagos (IPP), Estado de São Paulo, Janeiro de 1966 a Dezembro de 1979

Modelo	Série	Parâmetro	Estimativa <sup>1</sup>	Teste <sup>2</sup>
ARIMA (4,1,0)	IPP	$\phi_4$	0,21274 (0,07862)	2,71
		$\omega_0$	16,31863 (2,96630)	5,50
		$\delta_1$	0,59154 (0,10848)	5,45

<sup>1</sup>Erro padrão da estimativa.

<sup>2</sup>Significativo ao nível de 5%.

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

reiro de 1987 (INT02/87), junho de 1987 (INT06/87), dezembro de 1987 (INT12/87), abril de 1989 (INT04/89), julho de 1989 (INT07/89), janeiro de 1990 (INT01/90), fevereiro de 1993 (INT02/93) e fevereiro de 1994 (INT02/94) (Tabela 7).

Logo, o modelo ARIMA para a variável IPP nesse período ficou definido da seguinte maneira:

$$(1 - B)IPP_t = (\omega_0 - \omega_1 B)INT08/83_t + (\omega_0)INT02/87_t + (\omega_0)INT06/87_t + (\omega_0)INT12/87_t + (\omega_0)INT04/89_t + (\omega_0)INT07/89_t + (\omega_0)INT01/90_t + (\omega_0)INT02/93_t + (\omega_0)INT02/94_t + \frac{1}{(1 - \phi_1 B)} a_t$$

O valor da estimativa do parâmetro auto-regressivo de ordem 1 ( $\phi_1 = 0,29244$ ) mostra que 29,24% do valor do IPP no período  $t$  transmite-se para o próprio valor dessa variável no período seguinte (Tabela 8). Comparando-se com o modelo analisado anteriormente, o termo auto-regressivo de ordem 4 foi substituído por outro de ordem 1, indicando o encurta-

mento temporal da influência dos valores passados do IPP sobre o seu valor no presente. Em outras palavras, com o acirramento do processo inflacionário, principalmente a partir de 1986, mudou o comportamento dos agentes econômicos no que se refere à prática de reajuste de seus respectivos preços, que passaram a ser reajustados em intervalos de tempo mais curtos e tendo como referência principalmente o seu preço anterior. Sendo assim, enquanto no modelo correspondente a janeiro de 1966 a dezembro de 1979 o valor do IPP em  $t$  transmitia-se para o seu próprio valor em cerca de 21,27% em  $t+4$ , no modelo compreendendo o intervalo de janeiro de 1980 a dezembro de 1994 essa "memória" deixou de existir, dado que cerca de 29,24% do IPP em  $t$  passou a ser transferido para ele mesmo no período  $t+1$ , ou seja, quase 30,0% do valor do IPP em  $t+1$  é decorrência direta do valor dele próprio referentemente ao período anterior.

Dado que o período em análise apresentou como características marcantes a aceleração da inflação e a implementação de vários pacotes de estabilização de cunho heterodoxo, esses fatores tiveram importantes

TABELA 7 - Localização dos *Outliers* na Série de Índice Geral de Preços Pagos (IPP), Estado de São Paulo, Janeiro de 1980 a Dezembro de 1994

Observação	Data	Tipo de outlier	Valor do teste t <sup>1</sup>
212	08/1983	<i>Innovational Outlier (IO)</i>	3,06
254	02/1987	<i>Innovational Outlier (IO)</i>	-4,85
258	06/1987	<i>Innovational Outlier (IO)</i>	-3,36
264	12/1987	<i>Innovational Outlier (IO)</i>	-3,20
280	04/1989	<i>Innovational Outlier (IO)</i>	3,34
283	07/1989	<i>Additive Outlier (AO)</i>	-4,85
289	01/1990	<i>Level Shift (LS)</i>	3,61
326	02/1993	<i>Additive Outlier (AO)</i>	3,65
338	02/1994	<i>Additive Outlier (AO)</i>	3,49

<sup>1</sup>Significativo ao nível de 5%.

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

TABELA 8 - Estimativas dos Parâmetros do Modelo Univariado, Índice Geral de Preços Pagos (IPP), Estado de São Paulo, Janeiro de 1980 a Dezembro de 1994

Modelo	Série	Parâmetro	Estimativa <sup>1</sup>	Teste <sup>2</sup>
ARIMA (1,1,0)	IPP	$\phi_1$	0,29244 (0,07595)	3,85
	INT08/83 <sub>t</sub>	$\omega_0$	14,35977 (5,71606)	2,51
		$\omega_1$	-15,29705 (5,69938)	-2,68
	INT02/87 <sub>t</sub>	$\omega_0$	-23,16391 (5,49745)	-4,21
	INT06/87 <sub>t</sub>	$\omega_0$	-13,53904 (5,53103)	-2,45
	INT12/87 <sub>t</sub>	$\omega_0$	-13,52110 (5,49330)	-2,46
	INT04/89 <sub>t</sub>	$\omega_0$	11,81758 (5,48587)	2,15
	INT07/89 <sub>t</sub>	$\omega_0$	-25,75151 (5,51398)	-4,67
	INT01/90 <sub>t</sub>	$\omega_0$	17,38037 (5,48778)	3,17
	INT02/93 <sub>t</sub>	$\omega_0$	15,97566 (5,48295)	2,91
	INT02/94 <sub>t</sub>	$\omega_0$	16,21049 (5,50677)	2,94

<sup>1</sup>Erro padrão da estimativa.

<sup>2</sup>Significativo ao nível de 5%.

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

reflexos sobre o comportamento de todos os preços da economia brasileira. Portanto, a fim de poder estabilizar o modelo ARIMA da série de IPP, foi necessário introduzir um total de nove variáveis de intervenção. Com exceção da INT08/83, que teve duplo impacto sobre o nível do IPP, todas as demais intervenções apresentaram impacto único, ou seja, seu efeito esgotou-se rapidamente em termos temporais. Outro ponto a ser destacado refere-se ao fato de que os efeitos desses *outliers* sobre a mudança de nível do IPP foram alternados, sendo que alguns deles conduziram a uma elevação do patamar desse índice, enquanto outros puxaram o valor do IPP para baixo. É provável que esse comportamento esteja associado à instabilidade econômica do período em estudo.

A análise da correlação cruzada entre INT08/83 e o IPP mostrou que o impacto de curto prazo ( $\omega_0 = 14,35977$ ) da primeira sobre a segunda foi instantâneo (isto é,  $b=0$ ), sendo que ele foi responsável pelo aumento de 14,35 pontos no valor do IPP. Houve também um segundo impacto de curto prazo ( $\omega_1 = -15,29705$ ) com defasagem temporal de um mês ( $b=1$ ), ocasionando outra elevação do IPP em cerca de 15,29 pontos. Portanto, o efeito total de INT08/83 sobre o IPP, ou seja, a soma do valor de  $\omega_0$  com  $\omega_1$  foi responsável pela elevação do patamar do IPP em cerca de quase 30,0% no período de um mês (Tabela 8). Nesse período, a maior parte dos itens que compõem o IPP tiveram aumentos acima da inflação (10,1%), alguns deles com aumentos consideráveis. A grande elevação dos preços do milho e da soja, em virtude da escassez ocasionada pela quebra da safra nacional (chuvas) e norte-americana (seca), agravada pelos contratos de exportação realizados no primeiro semestre, ainda dentro de um quadro otimista da produção nacional, fizeram com que os preços dos insumos utilizados na alimentação dos animais se elevassem, aumentando o custo das rações. Em decorrência da entressafra, os preços dos bovinos aumentaram, elevando o item animais de produção, que, por sua vez, influenciou os preços das vacinas e medicamentos. Outros fatores, que podem também ser citados por contribuir no aumento dos preços dos insumos, são as proibições e restrições do Governo às importações de insumos em particular, defensivos e fertilizantes, como forma de reduzir o *déficit* da Balança de Pagamentos e as constantes desvalorizações cambiais. Vale dizer que é uma época de compra de insumos para o

próximo plantio, fazendo com que os preços se elevem.

A variável INT02/87 também teve expressivo impacto sobre o nível do IPP, só que no sentido contrário. Como aconteceu com a variável de intervenção anterior, o efeito de transmissão de INT02/87 sobre o IPP se deu sem defasagem temporal, isto é, foi imediato, com o valor do parâmetro de curto prazo  $\omega_0 = -23,16391$  (Tabela 8). Logo, esse choque foi capaz de provocar uma queda no IPP em cerca de 23,16 pontos. A partir de dezembro de 1986, a inflação começou a crescer novamente, atingindo dois dígitos já em janeiro de 1987, um mês antes de o Plano Cruzado completar seu primeiro aniversário. Nesse mês, o congelamento foi suspenso pelo Governo e os preços passaram a ser administrados. Em fevereiro, para uma inflação em torno de 14,0% (IGP-DI), o IPP subiu menos do que 4,0%. Isso se deu em virtude da variação no Índice de Preços de Insumos Adquiridos no Próprio Setor Agrícola (IPPD) ter sido negativa (-8,15%), uma vez que o Índice de Preços de Insumos Adquiridos Fora do Setor Agrícola (IPPF) cresceu nas mesmas proporções da taxa inflacionária. Deve-se ressaltar que, desde o início do Cruzado, com exceção do mês de julho, o IPP esteve consideravelmente acima da inflação. Em particular, o resultado obtido pelo IPP em fevereiro, nada mais foi do que o fato de os animais de produção terem apresentado decréscimos consideráveis e generalizados, acompanhando a queda do boi gordo (retração na demanda aliada ao crescimento da oferta), pois todos os outros itens mostraram preços mais altos, inclusive os tabelados, os cipados e os controlados pelo Governo.

Quanto à INT06/87, seu impacto foi imediato sobre o nível do IPP, isto é, sem a ocorrência de defasagem temporal, com magnitude do seu impacto de curto prazo correspondente a  $\omega_0 = -13,53904$  (Tabela 8). Em outras palavras, houve uma queda de 13,53 pontos no IPP em comparação ao seu próprio nível de maio de 1987. O IPP, que durante o primeiro ano de vigência do Plano Cruzado, esteve acima do IGP, inverte a tendência a partir de fevereiro de 1987, passando a se situar abaixo desse valor, uma vez que a inflação voltou a crescer, porém, apresentando consideráveis variações positivas, como é o caso do mês em questão, em que a quase totalidade dos itens componentes do IPPF tiveram aumentos expressivos, mesmo com a implementação do Plano Bresser, que congelou os preços nos níveis vigentes em 12 de junho. Com relação aos fertilizantes, o Conselho Interministerial de Preços (CIP) autorizou

reajustes dos preços em fevereiro e abril. Posteriormente, as indústrias de fertilizantes foram autorizadas a reajustarem os preços com base em suas planilhas de custos, limitando esses reajustes a trinta dias e em até 80,0% de variação do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) do mês anterior, ocorrendo o primeiro aumento dos preços nessa nova sistemática em 1º de junho.

A variável INT12/87 também teve impacto instantâneo sobre o nível do IPP, com o impacto de curto prazo ( $\omega_0 = -13,52110$ ) transferindo uma redução de 13,52 pontos relativamente ao seu nível do período anterior (Tabela 8). Em dezembro de 1987, o IPP variou positivamente, porém, em proporções bastante inferiores ao valor registrado pelo IGP-DI.

A tendência de queda do IPP proporcionada pelas três últimas variáveis de intervenção foi interrompida, uma vez que a introdução de INT04/89 no modelo ARIMA captou incremento de 11,81 pontos no nível do IPP, dado que o valor da estimativa do parâmetro de curto prazo ( $\omega_0$ ) dessa variável totalizou 11,81758 (Tabela 8). Assim como aconteceu com as demais *dummies*, essa intervenção também teve efeito imediato sobre o nível do IPP. Em abril, o IPP teve ganho real bastante significativo, uma vez que se situou em torno de 15,0%, para uma variação no IGP de aproximadamente 5,0%.

Contrastando com a variável anterior, a INT07/89, além de apresentar impacto imediato sobre o patamar do IPP, o efeito de sua transmissão de curto prazo ( $\omega_0 = -25,75151$ ) foi muito significativo, pois foi capaz de reduzir o nível do IPP de julho de 1989 em cerca de 25,75 pontos comparativamente a junho (Tabela 8). Apesar de o IPP sofrer um acréscimo considerável em julho, provocado quase que exclusivamente pelos produtos componentes do IPPF, refletindo a liberação dos preços da economia, o IGP registrou uma variação bem maior ainda, fazendo o IPP cair, em termos reais, relativamente ao mês anterior. Vale a ressalva de que o CIP, no período de janeiro a julho de 1989, autorizou cinco reajustes nos preços dos fertilizantes, tendo-se calculado acréscimos em termos nominais que variaram em média 195,6% no caso de fertilizantes formulados e 134,9% para os simples. Os principais fatores que contribuíram para essa elevação nos preços foram: a) aumentos dos custos de produção industrial; b) os fertilizantes, que eram isentos de ICMS, passaram a ser taxados; c) elevação das tarifas

portuárias, encarecendo os custos de descarga dos fertilizantes importados e d) acréscimos dos preços dos principais fertilizantes importados.

Quanto às variáveis *dummies* INT01/90, INT02/93 e INT02/94, observou-se que as três apresentaram comportamento semelhante, dado que a análise de suas respectivas correlações cruzadas com a variável de saída, representada pelo IPP, indicaram que o impacto de cada uma sobre a série do IPP ocorreu sem defasagem temporal, isto é, foi imediato ( $b=0$ ). Outro ponto em comum entre essas três *dummies* reside no fato de que a magnitude do choque de curto prazo ( $\omega$ ) para cada uma delas foi bastante próximo, sendo responsável pela elevação de 17,38 pontos do IPP no caso de INT01/90 ( $\omega_0 = 17,38037$ ), de 15,97 para INT02/93 ( $\omega_0 = 15,97566$ ) e de 16,21 para INT02/94 ( $\omega_0 = 16,21049$ ) (Tabela 8).

Em relação à variável INT01/90, não se pode perder de vista que a economia brasileira iniciou a década de 90 em condições críticas, atrelada tanto a um período de transição política quanto a um alarmante processo de escalada inflacionária. A instabilidade econômica do segundo semestre de 1989 conduziu a um índice inflacionário de 71,9% (IGP) em janeiro de 1990. Ainda maior foi o aumento do IPP (87,74%), sendo que alguns grupos de produtos, como animais de produção, máquinas e equipamentos agrícolas e adubos e corretivos, tiveram reajustes maiores que 100,0%. Vale dizer que a partir de janeiro de 1990 os insumos agrícolas e os combustíveis incorporaram o ICMS, do qual estavam isentos. Os fertilizantes, com os preços já sensivelmente aquecidos em 1989, continuaram com esse comportamento nos meses anteriores e subsequentes ao Plano Brasil Novo (15/03/90), tendo em vista, principalmente, cobrir o aumento do custo industrial. Esse mesmo motivo levou também a indústria de tratores a recompor os preços de seus produtos.

No caso de INT02/93, ou seja, fevereiro de 1993, observou-se que, enquanto a inflação foi de 26,51%, o IPP registrou um aumento da ordem de 33,26%, apresentando, portanto, crescimento real. Individualmente, alguns grupos de insumos elevaram seus preços de tal modo que obtiveram expressivos ganhos reais, como foi o caso de sementes, defensivos, máquinas e equipamentos, combustíveis e lubrificantes e materiais de construção e reparo.

Finalmente, a análise para a variável

INT02/94 mostra que o IPP desse mês teve alta de 48,54%, ficando 6,13 pontos percentuais acima do IGP, que foi de 42,41%. Desagregando-se esse índice em grupos de produtos, constatou-se que a maior parte deles subiram acima da inflação ou situaram-se muito próximos desse valor. Em função da apreensão que geralmente antecede a implantação de planos de estabilização, alguns setores passaram a aumentar substancialmente seus preços a partir dos últimos meses de 1993, e mais intensivamente em fevereiro/março, como mecanismo de defesa em relação às regras do Plano (28/02/94) ainda não devidamente compreendidas.

### 5.3 - Modelo Univariado do Índice de Preços de Insumos Adquiridos Fora do Setor Agrícola

Nesta seção são identificados e estimados os modelos ARIMAs e de Função de Transferência do Índice acima.

#### 5.3.1 - Modelo 1 - janeiro/1966 a dezembro/1979

Nesse caso, o modelo ARIMA ajustado para a variável IPPF necessitou de dois parâmetros auto-regressivos de ordem 3 e 4, respectivamente, uma diferença de ordem 1, além de uma variável *dummy* em setembro de 1975 (INT09/75) (Tabela 9).

Em termos algébricos, esse modelo pode ser escrito como:

$$(1 - B)IPPF = (\omega_0 - \omega_1 B^1 - \omega_3 B^3 - \omega_5 B^5)INT09/75 + \frac{1}{(1 - \phi_3 B^3 - \phi_4 B^4)} a_t$$

Para esse primeiro período, observou-se a existência de uma forte "memória" em função do surgimento de dois parâmetros auto-regressivos, sendo um de ordem 3 e outro de ordem 4. O parâmetro de ordem 3 ( $\phi_3=0,17562$ ) revela que 17,56% do IPPF relativo ao período  $t-3$  transmite-se para o seu próprio valor no tempo  $t$ . A mesma análise aplica-se ao parâmetro auto-regressivo de ordem 4 ( $\phi_4=0,25616$ ), ou seja, cerca de 25,61% do valor do IPPF em  $t$  transfere-se ao próprio valor da variável em  $t+4$ . Isso significa que, nesse período, com a inflação situada em patamares menores, a transmissão de variações de preços ocorre em perío-

dos com defasagem temporal mais espaçada, ou seja, em torno de 3 a 4 meses entre um reajuste e outro.

Quanto à análise da correlação cruzada entre a variável independente (INT09/75) e a variável dependente (IPPF), verificou-se que o impacto da primeira sobre a segunda não se esgotou imediatamente. Além do impacto de curto prazo imediato ( $\omega_0$ ), observou-se a presença de mais três impactos com defasagens em  $t+1(\omega_1)$ ,  $t+3(\omega_3)$  e  $t+5(\omega_5)$ , respectivamente, em relação ao período  $t$ . Outro ponto a ser destacado com relação a esses quatro parâmetros de curto prazo, refere-se ao fato de que no meio da trajetória houve mudança de tendência, pois, enquanto o primeiro ( $\omega_0=-12,46022$ ) derrubou o patamar do IPPF em 12,46 pontos, o impacto seguinte com defasagem de 1 mês ( $\omega_1=-9,43476$ ) ocasionou elevação de 9,43 pontos no referido índice, sendo que, posteriormente, os impactos de curto prazo relativos à defasagem de três meses ( $\omega_3=6,71323$ ) e de cinco meses ( $\omega_5=6,42960$ ) condicionaram quedas sucessivas de 6,71 e 6,42 pontos, respectivamente, no nível do IPPF (Tabela 10).

Analisando-se a evolução do Índice de Preços Pagos, observa-se que a redução nominal nos preços dos insumos componentes do IPPF, em novembro de 1975, decorreu principalmente da queda nos preços dos fertilizantes no mercado internacional, associado ao subsídio de 40,0% para o consumo interno. Some-se a isso as quedas de preços dos inseticidas, fungicidas, vacinas, máquinas agrícolas, construção e reparos e alimentos de origem industrial, num panorama de recrudescimento da inflação.

#### 5.3.2 - Modelo 2 - janeiro/1980 a dezembro/1994

Contrariamente ao que ocorreu com os modelos analisados anteriormente, o modelo ARIMA para o IPPF no referido período não necessitou de um modelo de ruído<sup>17</sup>, isto é, não exigiu a presença de parâmetros auto-regressivos e/ou de médias móveis. Sendo assim, a configuração do modelo ARIMA para

<sup>17</sup>Conforme MARGARIDO et al. (1996), a "presença de um modelo de ruído, dever-se-ia ao fato de que alguma variável exógena importante para a explicação da variável endógena estaria sendo omitida na construção da função de transferência, ou seja, o modelo de ruído incorpora todos os demais aspectos relevantes para a explicação da variável de saída, mas que por algum motivo deixaram de ser inseridos (variáveis de entrada) na elaboração da função de transferência".

TABELA 9 - Localização dos *Outliers* na Série de Índice de Preços de Insumos Adquiridos Fora do Setor Agrícola (IPPF), Estado de São Paulo, Janeiro de 1966 a Dezembro de 1979

Observação	Data	Tipo de outlier	Valor do teste t <sup>1</sup>
117	09/1975	Additive Outlier (AO)	-3,42

<sup>1</sup>Significativo ao nível de 5%.

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

TABELA 10 - Estimativas dos Parâmetros do Modelo Univariado, Índice de Preços de Insumos Adquiridos Fora do Setor Agrícola (IPPF), Estado de São Paulo, Janeiro de 1966 a Dezembro de 1979

Modelo	Série	Parâmetro	Estimativa <sup>1</sup>	Teste <sup>2</sup>
ARIMA (4,1,0)	IPPF	$\phi_3$	0,17562 (0,07936)	2,22
		$\phi_4$	0,25616 (0,07936)	3,23
	INT09/75,	$\omega_0$	-12,46022 (2,94382)	-4,23
		$\omega_1$	-9,43476 (3,00243)	-3,14
		$\omega_3$	6,71323 (2,91796)	2,30
		$\omega_5$	6,42960 (2,96079)	2,17

<sup>1</sup>Erro padrão da estimativa.

<sup>2</sup>Significativo ao nível de 5%.

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

o IPPF ficou caracterizado pelo formato (0,1,0), ou seja, somente foi necessário aplicar uma diferença de ordem 1. Com relação às variáveis *dummies*, foram inseridas quatro delas: em janeiro de 1987 (INT01/87), janeiro de 1990 (INT01/90), maio de 1990 (INT05/90) e março de 1991 (INT03/91), respectivamente (Tabela 11).

Logo, o modelo ARIMA para o IPPF nesse período em análise assumiu o seguinte formato:

$$(1 - B)IPPF = (\omega_0)INT01/87_t + (\omega_0)INT01/90_t + (\omega_0)INT05/90_t + (\omega_0)INT03/91_t + a_t$$

A análise para a variável de intervenção INT01/87 indica que seu efeito sobre o IPPF foi imediato (isto é,  $b=0$ ) e com magnitude igual a 18,29%

( $\omega_0=18,29000$ ). Em outras palavras, a transmissão do impacto da variável de entrada (INT01/87) sobre a variável de saída (IPPF) foi instantânea e ocasionou um salto no nível dessa última da ordem de 18,29 pontos (Tabela 12). Vale lembrar que a situação do IPPF em janeiro de 1987, pressionando o comportamento do IPP, decorreu do aumento de demanda e situação de escassez em certos setores, resultando em majorações de preços, como nos alimentos de origem industrial (farelos, farinhas, tortas e sal mineral), construção e reparos, vacinas e medicamentos e inseticidas e fungicidas. O aumento no caso de aquisição de máquinas, após a suspensão do congelamento do Plano Cruzado em novembro de 1986, resultou do reajuste autorizado pelo Governo a partir de 19/12/86. Tem-se, também, o repasse total dos aumentos das tarifas de energia

TABELA 11 - Localização dos *Outliers* na Série de Índice de Preços de Insumos Adquiridos Fora do Setor Agrícola (IPPF), Estado de São Paulo, Janeiro de 1980 a Dezembro de 1994

Observação	Data	Tipo de <i>outlier</i>	Valor do teste t <sup>1</sup>
253	01/1987	<i>Innovational Outlier (IO)</i>	3,68
289	01/1990	<i>Innovational Outlier (IO)</i>	3,72
293	05/1990	<i>Innovational Outlier (IO)</i>	-3,65
303	03/1991	<i>Additive Outlier (AO)</i>	3,70

<sup>1</sup>Significativo ao nível de 5%.

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

TABELA 12 - Estimativas dos Parâmetros do Modelo Univariado, Índice de Preços de Insumos Adquiridos Fora do Setor Agrícola (IPPF), Estado de São Paulo, Janeiro de 1980 a Dezembro de 1994

Modelo	Série	Parâmetro	Estimativa <sup>1</sup>	Teste <sup>2</sup>
ARIMA (0,1,0)	INT01/87 <sub>t</sub>	$\omega_0$	18,29000 (5,89000)	3,11
	INT01/90 <sub>t</sub>	$\omega_0$	18,15000 (5,89000)	3,08
	INT05/90 <sub>t</sub>	$\omega_0$	-17,46000 (5,89000)	-2,96
	INT03/91 <sub>t</sub>	$\omega_0$	13,11000 (5,89000)	2,23
		$\omega_1$	14,88000 (5,89000)	2,53

<sup>1</sup>Erro padrão da estimativa.

<sup>2</sup>Significativo ao nível de 5%.

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

elétrica, influenciando os serviços comprados.

O impacto provocado por INT01/90 sobre o IPPF foi semelhante ao da variável de intervenção descrito acima, dado que seu impacto de curto prazo ( $\omega_0 = 18,5000$ ) sobre o IPPF também foi instantâneo e com magnitude igual a 18,50 pontos positivos (Tabela 12). Novamente em janeiro de 1990 o IPPF é pressionado pelas altas na aquisição de máquinas e equipamentos novos, bem como, pelas majorações dos itens construção e reparos, utensílios e ferramentas, inseticidas e fungicidas e adubos e corretivos. Provavelmente, esse comportamento ascendente dos preços desses produtos está associado ao fato de que a conjuntura política, no final de 1989 e início de 1990, encontrava-se extremamente deteriorada com o final do conturbado

Governo Sarney, que foi marcado por três tentativas frustradas de conter a escalada inflacionária, ou seja, Planos Cruzado (1986), Bresser (1987) e Verão (1989), além do que o novo presidente já havia sido eleito no final de 1989, mas ainda não tinha tomado posse. Sendo assim, esse "vácuo político" proporcionou as condições ideais para amplificar as especulações dos agentes econômicos quanto às possíveis medidas a serem tomadas pelo novo Governo, que se instauraria a partir de março de 1990, para deter a trajetória ascendente da inflação. Diante desse quadro econômico permeado de incertezas, inclusive com boatos sobre a possível implementação de um novo choque econômico acompanhado de congelamento de preços, o comportamento por parte dos agentes econômicos foi no sentido de

remarcar de maneira mais agressiva os preços de seus respectivos produtos.

Com relação à variável de intervenção INT05/90, percebe-se que apesar de seu impacto de curto prazo ( $\omega_0 = -17,46000$ ) também ser transmitido imediatamente, isto é, sem defasagem temporal, o seu efeito sobre o IPPF foi contrário ao das duas *dummies* analisadas anteriormente, uma vez que essa variável de intervenção proporcionou uma queda de 17,46 pontos no nível do IPPF, comparativamente ao seu nível original (Tabela 12). A redução observada no IPPF em maio de 1990, dois meses após a decretação do Plano Collor I<sup>18</sup>, foi ocasionada, principalmente, pelos decréscimos significativos nos materiais de construção, inseticidas e fungicidas e máquinas e equipamentos.

O efeito da variável INT03/91 sobre o IPPF assumiu um comportamento mais complexo, dado que sua transmissão ocorreu em duas etapas. Inicialmente, houve um impacto de curto prazo ( $\omega_0 = 13,11000$ ) imediato, que foi responsável pelo aumento no nível do IPPF em cerca de 13,11%. A seguir, apareceu um segundo impacto de curto prazo ( $\omega_1 = 14,88000$ ) com estrutura de defasagem de um mês, provocando, dessa forma, dois efeitos distintos sobre o nível do IPPF. O primeiro deles refere-se ao fato de aumentar o nível do IPPF 13,11 pontos acima do nível original, enquanto o segundo, de reduzir o nível em 14,88 pontos no período  $t+1$ , relativamente ao período  $t$ . Portanto, esse segundo impacto praticamente neutralizou o anterior ao provocar uma queda de 14,88 pontos no nível do IPPF, que permaneceu apenas 1,77 ponto abaixo do seu valor anterior ao primeiro impacto da variável de intervenção INT03/91 (Tabela 12). A partir de novembro de 1990, tem-se a aceleração da inflação, sendo que em março de 1991 os insumos adquiridos fora do setor agrícola voltam a pressionar o IPP, em virtude dos aumentos

nos fretes, adubos e corretivos, aquisição de máquinas e equipamentos e, em menor escala, dos defensivos, embalagens e construção e reparos. Cabe lembrar que, não obstante a redução e/ou a eliminação das alíquotas de importação, os preços dos adubos e corretivos prosseguem em alta em 1991.

## 6 - CONCLUSÕES

A utilização da metodologia Box-Jenkins demonstrou seu elevado grau de sensibilidade e refinamento, ao possibilitar identificar mudanças não somente na estrutura, como também no próprio comportamento de transmissão de informações, relativamente aos índices de preços pagos (IPP) e recebidos (IPR) pelos produtores e dos índices de preços pagos fora do setor agrícola (IPPF) para o período 1966-79, comparativamente a 1980-94.

De maneira geral, pode-se afirmar que essas mudanças estruturais dos modelos ARIMAs estão diretamente relacionadas com o 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 e, conseqüentemente, refletindo-se sobre os próprios índices de preços, alterando seus respectivos níveis de maneira brusca, sendo necessárias, assim, diversas variáveis *dummies* para corrigir esses desvios e possibilitar a sua efetiva modelagem univariada. Isso se torna evidente a partir da constatação de que houve a necessidade de se incluir somente cinco *dummies* para corrigir as três séries relativamente ao período 1966-79 (três para o IPR, uma para o IPP e uma para o IPPF, enquanto para a modelagem das três séries no segundo período foram necessárias um total de quinze variáveis *dummies*, cuja distribuição ficou assim estabelecida: duas para o IPR, nove para o IPP e quatro para o IPPF.

Com relação ao IPR, verificou-se que o seu modelo univariado para o período 1966-79 ficou composto com 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

<sup>18</sup>Contrariamente ao que ocorreu nos demais planos de estabilização econômica colocados em prática a partir de 1986, onde o congelamento de preços foi o instrumento base para conter a escalada inflacionária, o Plano Collor I procurou atingir esse objetivo através da retração brutal da oferta de moeda na economia, via "sequestro" de ativos monetários, de modo a conduzir a queda no nível geral de preços. Em outras palavras, segundo MARGARIDO et al. (1996) "a forte contração da oferta de moeda na economia proporcionada pelo confisco de ativos financeiros, forçou a uma escassez do volume de moeda em circulação, afetando o comportamento dos agentes econômicos no que se refere a demanda de moeda para transações". Uma análise detalhada do Plano Collor I pode ser encontrada em FARO coord. (1990).

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  $t+1$ . Possivelmente este fato 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 através de remarcações de preços, que tem como base parcela significativa de seus respectivos preços passados. Portanto, uma percentagem 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 ( $\theta=0,19528$ ) 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 parâmetro estranho 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 demais informações, que, no entanto, dependendo do tipo de variável, podem ser importantes para a sua explicação, ou seja, 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*) estra-

nhas, ou seja, o fato de não se trabalhar com a série original pode mascarar a série, prejudicando, dessa forma, a sua respectiva identificação univariada. Nesse caso, o ideal seria conhecer o processo de formulação/composição do índice, porém, tal procedimento foge completamente ao escopo do presente estudo.

No caso do IPP, o modelo ARIMA que melhor se ajustou para o primeiro período foi um modelo com parâmetro auto-regressivo de ordem 4 e uma diferença de ordem 1 (ARIMA (4,1,0)), enquanto o ARIMA para o segundo período ficou caracterizado por possuir um parâmetro auto-regressivo de ordem 1, além da necessidade da aplicação de uma diferença de ordem 1 (ARIMA (1,1,0)). Comparando-se os dois modelos, observa-se que houve um encurtamento da "memória", dado que no modelo do primeiro período, com menores índices de inflação, a transmissão do IPP em relação a ele mesmo ocorria no intervalo de quatro meses e com magnitude igual a 21,27%, ou seja, cerca de 21,27% do valor relativo ao IPP no período  $t-4$  transmitia-se para seu próprio valor no período  $t$ . Sendo que no segundo período houve uma redução dessa defasagem temporal, que passou a ser de apenas um mês, além do que essa transmissão passou a ser mais intensa, em torno de 29,24%. Isso significa que 29,24% do IPP do período  $t-1$  transmite-se para o próprio valor do índice no período  $t$  em 29,24%. Sendo assim, percebe-se que nesse segundo período, com maiores taxas de inflação, uma parcela maior do IPP no período  $t$  passou a ser incorporado ao seu próprio valor no período seguinte, caracterizando o comportamento dos agentes econômicos, que, diante de uma situação com aceleração inflacionária, tendem a remarcar seus respectivos preços no período  $t$ , tendo como base, principalmente, os seus próprios preços no período  $t-1$ .

Assim como ocorreu com o IPP, a estrutura do IPPF também alterou-se do primeiro para o segundo período. No caso do período 1966-79, a estrutura do ARIMA necessitou de dois parâmetros auto-regressivos de ordem 3 e 4 com magnitude de 17,56% e 25,61%, respectivamente, e uma diferença de ordem 1 (ARIMA (4,1,0)). Como descrito acima, a existência desses parâmetros auto-regressivos indicam que valores passados do IPPF, no caso 3 e 4 meses, transmitem-se para o seu próprio valor no presente. Especificamente, nesse caso, 17,56% do IPPF no período  $t$  é função do valor do IPPF de três meses passados ( $t-3$ ), enquanto 25,61% do IPPF de  $t-4$  incorpora-se ao seu próprio

valor no período  $t$ .

Em relação ao modelo do segundo período, o modelo ARIMA necessitou somente de uma diferença de ordem 1 (ARIMA (0,1,0)), ou seja, não houve a necessidade de se incluir um modelo de ruído contendo parâmetros auto-regressivos e/ou de médias móveis. Em outras palavras, isto quer dizer que a série do IPPF comporta-se como um passeio aleatório (*random walk*).

Como já comentado, ao se analisar o comportamento global dos preços, freqüentemente, assim como neste trabalho, utiliza-se de índices, cujos movimentos, em última instância, dependem da composição e participação dos produtos nesses agregados. Os resultados aqui encontrados mostram que o IPR, até 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. Isso, aliás, vem reforçar a necessidade de que tais fatos sejam considerados em trabalhos analíticos de preços.

Finalmente, 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.

#### LITERATURA CITADA

- ABDALLAH, Patrizia P.; MACIEL, Túlio J. L.; TEIXEIRA, Eryl C. O impacto inflacionário sobre a razão de paridade dos preços agrícolas. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, Brasília, 27. Piracicaba, 24-28 jul. 1989. Anais... Brasília: SOBER, 1989. p.52-61.
- BARROS, Geraldo S.C. Agricultura e inflação no Brasil. In: FONTES, Rosa M. O. *Inflação Brasileira*. Viçosa: UFV, 1993. cap. 14. p.191-197.
- \_\_\_\_\_. & MARTINES FILHO, J. G. Transmissão de preços agrícolas entre níveis de mercado. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 15, Salvador, 1987. Anais... Rio de Janeiro: ANPEC, 1987.
- BESSLER, David A. Relative prices and money: a vector auto regression on Brazilian data. *American Journal Agricultural Economics*, Kentucky, v.66, n.1, p.25-30 Feb. 1984.
- BIER, Amaury G; PAULANI, Leda; MESSEBERG, Roberto. *O heterodoxo e o pós-moderno: o cruzado em conflito*. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1987. 142p.
- BOX, George E.P. & JENKINS, Gwilym M. *Time series analysis: forecasting and control*. San Francisco: Holden-day, 1976. 375p.
- \_\_\_\_\_. & 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.
- \_\_\_\_\_.; BIGNARDE, Selma do P.; SILVA, César R.L. Inflação, indexação e preços relativos na economia brasileira - alguns comentários. *Informações Econômicas*, SP, v.13, n.8, p.21-30, ago. 1983.
- CONJUNTURA ECONÔMICA. Rio de Janeiro: FGV, 1972-1994.
- CONTADOR, Cláudio R. *Inflação, índices de preços e o setor agrícola*. Rio de Janeiro: IPEA, 1978. 20p.
- \_\_\_\_\_. & SILVA JUNIOR, L. C. A. Inflação, preços relativos e risco na agricultura: algumas notas. In: FONTES, Rosa M. O. *Inflação brasileira*. Viçosa: UFV, 1993. cap.15. p.199-208.

- FARO, Clóvis de (Coord.). **Plano Collor: avaliações e perspectivas.** Rio de Janeiro: LTC Editora, 1990.
- FERREIRA FILHO, Joaquim B. de S. Contribuição dos setores agricultura, indústria e serviços para inflação brasileira, 1970-86. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 27, Piracicaba, 24-28 jul. 1989. *Anais ... Brasília: SOBER*, 1989. p.26-34.
- FISHER, S. Relative shocks, relative price, variability and inflation. *Brookings Papers On Economic Activity*, n.2, p. 381-431, 1981.
- FREITAS FILHO, Floriano et al. 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*, n.1, 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*, Washington, v.72, n.357, p.121-130, March. 1977.
- HELMER, Richard M. & JOHANSSON, Johnny K. An exposition of the box - jenkins transfer function analysis with an application to the advertising-sales relationship. *Journal of Marketing Research*, n.24, p.227-239, May. 1977.
- INFORMAÇÕES ECONÔMICAS. São Paulo: IEA, 1972-1994.
- JOHNSON, D. G. World agriculture, commodity policy and price variability. *American Journal of Agricultural Economics*, Kentucky, v.57, n.5, p.823-828, Dec. 1975.
- KASSOUF, Ana L. **Previsão de preços na pecuária de corte do estado de São Paulo.** São Paulo: ESALQ/USP, 1988. 102p. Dissertação de Mestrado.
- KITE, R. C. & ROOP, J. M. Changing agricultural prices and their impact on food prices under inflation. *American Journal of Agricultural Economic*, Kentucky, v.63, n.5, p.956-961, Dec. 1981.
- LAPP, John S. & SMITH, Vicent H. Agregate sources of relative price variability among agricultural commodities. *American Journal of Agricultural Economics*, Kentucky, v.74, n.1, p.1-9, Feb. 1992.
- LEMOES, José de J. F. Preços agrícolas e expectativas inflacionárias: o caso brasileiro. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v.27, n.2, p.153-172, abr./jun. 1989.
- 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.
- \_\_\_\_\_; 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 Econômicos*, SP, v.24, n.3, p.405-432, set./dez. 1994.
- \_\_\_\_\_. et al. Análise dos impactos das cotações do dólar paralelo e do índice pluviométrico sobre os preços do boi gordo no estado de São Paulo. *Revista Brasileira de Economia*, RJ, v.50, n.2, p.255-278, abr./jun. 1996.
- MARQUES, Samira A. Índice de preços pagos pela agricultura paulista: construção e cálculo. *Agricultura em São Paulo*, SP, v.38, n.1, p.1-9, 1991.
- \_\_\_\_\_. \_\_\_\_\_.: mudanças no painel de levantamento de preços, no sistema de ponderação e na fórmula de cálculo. *Informações Econômicas*, SP, v.20, n.8, p.137-139, ago. 1990.
- MILLS, Terence C. **Time series techniques for economists.** New York: Cambridge University

- Press, 1990. 377p.
- OLIVEIRA, Arício X. & PINO, Francisco A. Elasticidade em modelos de séries temporais. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 7. Vitória, ES, 1985. Anais... Rio de Janeiro: SBE, 1985.
- OLIVERA, J. On structural inflation and Latin American structuralism. In: FONTES, Rosa M.O. **Inflação brasileira**. Viçosa: FGV, 1993. cap.14. p.195-197.
- PELLEGRINI, Rosa M. P. Índices mensais de preços recebidos pelos agricultores paulistas: nova estrutura de ponderação e comparação. **Informações Econômicas**, 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: IME/USP, 1980. 253p. Tese de Mestrado.
- PROGNÓSTICO AGRÍCOLA. São Paulo: IEA, 1972/73 - 1987/88.
- RESENDE, G. C. Preços agrícolas e industriais na inflação brasileira recente (1986-89). In: FONTES, Rosa Maria Olivera. **Inflação Brasileira**. Viçosa: UFV, 1993. cap. 16. p.209-217.
- ROBERTSON, J. C. & ORDEN, D. Monetary impacts on prices in the short and long run: some evidence from Newzeland. **American Journal of Agricultural Economics**, p.160-171, Feb. 1990.
- SANTIAGO, Maura M. D. et al. **Estatísticas agrícolas de preços no Estado de São Paulo**. São Paulo: IEA, 1990. 2.v.
- SANTOS, Robério F. dos. **Presença de vieses de mudança técnica na agricultura brasileira**. São Paulo: IPE/USP, 1986. (Ensaio Econômicos, 63).
- SAS Institute. **SAS/ETS user's guide**. Cary, N. C, 1988. 559p.
- SCIENTIFIC COMPUTING ASSOCIATES. **The SCA: statistical system: a condensed guide**. Illinois: Dekalb, 1985.
- SAYAD, J. Abastecimento urbano e inflação. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.11, n.3, p.563-598, dez. 1981.
- SERRA, J. Ciclos e mudanças estruturais na economia brasileira do após-Guerra. In: BELLUZO, Luiz G. de M. & COUTINHO, Luciano G. **Desenvolvimento capitalista no Brasil**. São Paulo: Brasiliense, 1982, v.1.
- SILVA, A.M. & KADOTA, D.K. **Inflação e preços relativos no Brasil**. São Paulo: FEA/USP, 1980. 66p. (Trabalho para discussão interna, 21/80).
- TAVARES, Maria da C. **Auge e declínio do processo de substituição de importação no Brasil**. In: DA SUBSTITUIÇÃO de importações ao capitalismo financeiro. Rio de Janeiro: Zahar, 1972.
- VANDAELE, Walter. **Applied time series and box-jenkins models**. New York: Academic Press, 1983. 417p.
- VIEIRA, Rita de C. M. T. & TEIXEIRA FILHO, Antonio R. Inflação e preços agrícolas: uma análise estruturalista. **Revista de Economia Rural**, Brasília, v.26, n.3, p.289-305, 1988.
- \_\_\_\_\_. & \_\_\_\_\_. Acréscimos dos preços agrícolas e inflação brasileira. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 27, Piracicaba, 24-28 jul. 1989. Brasília: SOBER, 1989, p.01-25.
- 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.