

AGRICULTURA

EM SÃO PAULO

volumê 46, TOMO 2, 1999

Avaliação dos impactos dos planos de estabilização pós-1986 sobre o índice geral de preços (IGP): uma aplicação da metodologia Box & Jenkins

Testes de raiz unitária e o *software* SAS

A política de crédito rural brasileira e o endividamento do setor agrícola: antecedentes e desdobramentos recentes

Estatísticas agrícolas para o século XXI

Cultura do café no estado de São Paulo, 1995-96



Governo do Estado de São Paulo
Secretaria de Agricultura e Abastecimento
Instituto de Economia Agrícola

Governador do Estado
Mário Covas Júnior

Secretário de Agricultura e Abastecimento
João Carlos de Souza Meirelles

Secretário Adjunto
Lourival Carmo Monaco

Chefe de Gabinete
Vicente de Paula Marques de Oliveira

Coordenador de Pesquisa dos Agronegócios
José Sidnei Gonçalves

Diretor do Instituto de Economia Agrícola
Alceu de Arruda Veiga Filho

AGRICULTURA



Agricultura em São Paulo v.1 n.1-
abr.- 1951-
São Paulo, Instituto de Economia Agrícola.
Irregular.

ISSN 0044-6793

Interrompida no v.6, n.7, jun. 1956-1959.
Periodicidade anterior: Mensal de 1951-
1971.

AGRICULTURA EM SÃO PAULO
Revista Científica do
Instituto de Economia Agrícola - IEA
v.46 tomo 2 p.1-174 1999

Editor Responsável
Marina Brasil Rocha

Comitê Editorial
Marina Brasil Rocha (Presidente)
Maria de Lourdes Barros Camargo
Paul Frans Bemelmans
Regina Junko Yoshii
Sebastião Nogueira Junior

Relatores Especiais para esta Edição

Arthur Antonio Ghilardi
César Roberto Leite da Silva
José Roberto Vicente
Luiz Moricochi
Maura Maria Demétrio Santiago
Nelson Batista Martin
Terezinha Joyce Fernandes Franca
Wilton de Oliveira Bussato

Bibliografia
Vandete P. do Nascimento Medeiros

**Editoração de Texto e Revisão de
Arte Final**
Maria Áurea Cassiano Turri
Deborah Maria Mapa

Programação Visual
Rachel Mendes de Campos

Editoração Eletrônica
Deborah Silva de Oliveira Alencar
Rachel Mendes de Campos
Roseli Clara Rosa Trindade

Distribuição
Regina Junko Yoshii
Deborah Silva de Oliveira Alencar

Divulgação
José Venâncio de Resende

Periodicidade anual
Tiragem: 1.800 exemplares
Impressão: Imprensa Oficial do Estado S.A.
É permitida a reprodução total ou parcial
desta revista, desde que seja
citada a fonte.



Instituto de Economia Agrícola
Av. Miguel Stéfano, 3.900
04301-903 - São Paulo - SP
Fone: (011) 577-0244 ramal 2354
Fax: (011) 276-4062
Telex: (011) 56730
E-mail: iea@iea.sp.gov.br
Home page: <http://www.iea.sp.gov.br>

ISSN 0044-6793



S U M Á R I O

***Avaliação dos impactos dos planos de estabilização
pós-1986 sobre o índice geral de preços (IGP): uma
aplicação da metodologia Box & Jenkins***
Marina Silva da Cunha, Mario Antonio Margarido 1

Testes de raiz unitária e o software SAS
Mario Antonio Margarido, Lilian Cristina Anefalos 19

***A política de crédito rural brasileira e o endividamento do
setor agrícola: antecedentes e desdobramentos recentes***
Maura Maria Demétrio Santiago, Valquíria da Silva 47

Estatísticas agrícola para o século XXI
Francisco Alberto Pino 71

Cultura do café no estado de São Paulo, 1995-96
Francisco Alberto Pino, Celso Luis Rodrigues Vegro, Vera
Lúcia Ferraz dos Santos Francisco, Flavio Condé de
Carvalho 107

AVALIAÇÃO DOS IMPACTOS DOS PLANOS DE ESTABILIZAÇÃO PÓS-1986 SOBRE O ÍNDICE GERAL DE PREÇOS (IGP): UMA APLICAÇÃO DA METODOLOGIA BOX & JENKINS¹

Marina Silva da Cunha²
Mario Antonio Margarido³

**EVALUATING THE IMPACT OF POST-1986
STABILIZATION PROGRAMS ON THE
GENERAL PRICE INDEX: an application of the
Box & Jenkins methodology**

RESUMO

Este trabalho analisou os impactos dos planos de estabilização implementados pós-1986 sobre a série de Índice Geral de Preços (IGP) da Fundação Getúlio Vargas (FGV), utilizando o método desenvolvido por Box e Jenkins de modelos Auto-regressivos Integrados de Médias Móveis (ARIMA) e de análise de intervenção. Os resultados obtidos indicam que houve mudanças no comportamento de transmissão de preços no período 1985-98 comparativamente a 1971-84, decorrentes do acirramento do processo inflacionário, e que todos os planos econômicos colocados em prática a partir de 1986, com exceção do Plano Real, tiveram impactos semelhantes e de curto prazo sobre o comportamento do IGP.

Palavras-chave: índice de preço, planos de estabilização, modelo Box-Jenkins.

ABSTRACT

This paper analyzes the impact of the stabilization programs implemented after 1986 on the General Price Index (GPI). We use Autoregressive Integrated Moving Average Models (ARIMA), according to the Box-Jenkins approach and Intervention Analysis. Results showed that the process of prices transmission changed from the 1985-98 period to 1971-84 period, due to the increasing inflationary process. All programs implemented after 1986, except the "Plano Real", had a similar impact, in the short run, on the GPI behavior.

Key-words: price index, stabilization programs, Box-Jenkins models.

¹Os autores agradecem ao Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola Arthur Antonio Ghilardi as críticas e sugestões efetuadas ao longo do período de execução desse estudo. Uma versão preliminar deste trabalho foi apresentado no I Encontro de Economia e Econometria da Região Sul.

²Economista, Professora Adjunta da Universidade Estadual de Maringá (UEM).

³Economista, Mestre, Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

1 - INTRODUÇÃO

Desde o final da Segunda Guerra Mundial, uma das principais características apresentadas pela economia brasileira consistiu na existência de um quadro com inflação persistente e contínua, inclusive com mudanças na sua taxa de aceleração, fato que ocasionou o deslocamento de seu patamar inflacionário várias vezes num curto período de tempo⁴, até a implementação do Plano Real em julho de 1994, o qual conseguiu resultados mais duradouros e favoráveis sobre o nível de preços.

A partir da década de 60 foram elaborados vários diagnósticos sobre as causas da inflação no Brasil. O Plano de Ação do Governo (PAEG), implementado em 1964, diagnosticou a questão inflacionária como sendo um problema distributivo e de excesso de demanda, e que seu combate residia necessariamente na utilização do instrumental ortodoxo, de reformas institucionais e de medidas heterodoxas⁵.

Na fase do "milagre econômico", no período de 1967 a 1973, o combate à inflação tornou-se secundário e ocorreu uma mudança radical no objetivo e implementação da política econômica, uma vez que os instrumentos de política econômica deveriam estar voltados para permitir a aceleração do processo de desenvolvimento econômico. A inflação não era considerada mais de demanda e sim de custo, e, portanto, era possível imple-

mentar uma política fiscal e monetária expansionista, que conduziria não somente à retomada do processo de crescimento da economia, como também a uma retração "natural" do processo inflacionário.

No início da década de 80, a aplicação do receituário ortodoxo, visando equacionar os problemas relacionados com o Balanço de Pagamentos, colocou a economia brasileira numa profunda recessão, sem no entanto conter a escalada do nível inflacionário. Na segunda metade da década de 80 e primeira metade dos anos noventa, assistiu-se à implementação de vários planos de cunho principalmente heterodoxo, sendo ao todo seis planos de estabilização colocados em prática no período de 1986 a 1994: Plano Cruzado em fevereiro de 1986, Plano Bresser em junho de 1987, Plano Verão em janeiro de 1989, Plano Collor I em janeiro de 1990, Plano Collor II em fevereiro de 1991 e Plano Real em julho de 1994. No período de oito anos foram implementados seis planos de estabilização, o que representa uma média de um plano a cada 1,3 ano. Entretanto, nesse período, a inflação continuou sua tendência ascendente, apesar de curtos intervalos de contenção da inflação proporcionados pelos vários planos de estabilização adotados antes do Plano Real, em julho de 1994.

A partir do elevado grau de resistência apresentado pelo processo inflacionário brasileiro, começou a tomar forma na primeira metade da década de 80 o que se convencionou chamar de teoria da inflação inercial. Basicamente, de acordo com os adeptos da corrente inercialista, a taxa de inflação presente possui uma "memória" (processo auto-regressivo), ou seja, o nível de preços no período t é influenciado por acontecimentos passados, isto é, por choques que ocorreram nos períodos $t - 1$, $t - 2$, etc., sendo que quanto mais distante no tempo esse choque, menor é seu impacto sobre o índice de inflação no presente.

No entanto, no caso da economia brasileira, em função de suas próprias características, esses choques não se diluíam com o decorrer do tempo e incorporavam-se de maneira muitas vezes permanentes nas taxas de inflação futuras, em razão do nível generalizado de indexação de preços e salários. Especificamente, conforme realçado por SACHS e ZINI JUNIOR (1995), a "...forte inér-

⁴Em 1970, a taxa de inflação anual medida pelo Índice Geral de Preços (IGP), da Fundação Getúlio Vargas (FGV), chegou a 19,3%, enquanto que em 1980, a inflação anual rompeu a barreira de 100,0%, atingindo 110,2%, ultrapassando o nível dos 200,0% já em 1983 (211,0%), continuando a se acelerar e chegando a 415,8% em 1987, e no ano seguinte, ultrapassou a casa dos 1.000,0% ao ano.

⁵Apesar de alguns autores definirem o PAEG como um plano de estabilização econômica com caráter puramente ortodoxo, RESENDE (1982) não compartilha da mesma opinião, pois de acordo com a ortodoxia, o diagnóstico da inflação reside basicamente na excessiva expansão monetária e do crédito. No entanto, segundo esse autor, além das reformas institucionais, o ponto-chave do PAEG foi a política salarial, sendo que os custos desse plano recaíram sobre os trabalhadores de baixa qualificação e renda, e pequenas e médias empresas que não tinham acesso ao crédito que era racionado, enquanto as grandes empresas com seus respectivos poder de monopólio tinham condições de sustentar seus preços. No período do PAEG foi o contexto político que permitiu a intervenção autoritária e direta sobre a determinação dos salários.

cia da inflação brasileira é uma consequência de diversos fatores, incluindo-se: (i) os vários anos de convívio com a inflação elevada, resultando no uso generalizado da indexação de salários e preços; (ii) o caráter relativamente fechado do setor real da economia, um resultado inerente à escala continental do País, bem como um subproduto de anos de restrições às importações, o que atua de modo a reduzir o papel da taxa de câmbio como um fator direto na determinação de preços e salários; e (iii) a natureza relativamente oligopolística dos mercados de trabalho e de produtos no Brasil, que, em parte, também é resultado das políticas protecionistas”.

Portanto, pode-se afirmar que a resistência para a eliminação do processo inflacionário brasileiro deveu-se, basicamente, ao próprio ambiente econômico enfrentado pelos diversos segmentos da sociedade. Diante de uma conjuntura permeada com elevadas taxas de inflação, foi necessário desenvolver instrumentos para tentar manter os respectivos níveis de renda real. Em geral, estes instrumentos foram caracterizados por apresentar baixo nível concorrencial no âmbito interno, exatamente por ser extremamente oligopolizada, e também no externo, dada a elevada proteção em relação à concorrência estrangeira concedida aos diversos segmentos da cadeia produtiva brasileira, pelo menos até 1990, quando entrou em cena a abertura comercial patrocinada pelo Governo Collor.

Nesse quadro, a partir de meados da década de 80, com a aceleração acentuada da inflação no Brasil, foram implementados os diversos planos econômicos de estabilização, de cunho principalmente heterodoxo, e o principal objetivo desse estudo consistiu em verificar os impactos desses planos no comportamento do IGP, no período compreendido entre janeiro de 1985 e dezembro de 1998 (168 observações), comparativamente ao período abrangendo janeiro de 1971 a dezembro de 1984 (168 observações). Utilizou-se a metodologia de séries de tempo, desenvolvida no clássico trabalho de BOX e JENKINS (1976), e aplicou-se o instrumental de análise de intervenção para examinar os impactos dos planos de estabilização implementados a partir de 1986 sobre o índice de preço. A decomposição da série de tempo por

meio de filtros lineares, no método de Box-Jenkins, denominados de filtros de integração, auto-regressivos e/ou de médias móveis, permite a obtenção do processo gerador da série, possibilitando isolar os elementos que a explicam por si própria, sendo o restante ruído branco (*white noise*).

2 - MATERIAL E MÉTODO

A identificação da ordem de integração de variáveis torna-se fundamental dentro da análise econométrica evitando assim de se obter um relacionamento espúrio⁶ (sem significado) entre as variáveis.

O método utilizado para se determinar a ordem de integração das variáveis é denominado de testes de raiz unitária, os quais foram inicialmente desenvolvidos nos trabalhos de FULLER (1976 e 1996), DICKEY e FULLER (1979 e 1981) e PHILLIPS e PERRON (1988). Estes testes permitem verificar se a variável possui raiz unitária ou se é estacionária. Quando uma série apresenta raiz unitária os estimadores são viesados, pois a média e a variância deixam de ser constantes ao longo do tempo, comprometendo a validade dos resultados obtidos. Em função disso, torna-se importante realizar os testes de raiz unitária de forma adequada.

ENDERS (1995) chama a atenção para o fato de que, quando uma série possui quebra estrutural, os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP) não podem ser utilizados diretamente, dado que as suas respectivas estatísticas são viesadas no sentido de não rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, quando na verdade a série é estacionária. Diante da presença de quebra estrutural na série, o mais indicado é utilizar o teste de raiz unitária com quebra estrutural, conforme desenvolvidos nos trabalhos de PERRON (1989 e 1994) e BANERJEE; LUMSDAINE; STOCK (1992).

Em relação à metodologia Box-Jenkins, é necessário enfatizar que a principal vantagem de

⁶Maiores detalhes sobre esse tema podem ser encontrados em GRANGER; NEWBOLD (1974).

se utilizar a referida metodologia consiste no fato de se poder trabalhar com séries de tempo que apresentam elevada autocorrelação nos resíduos, fato que normalmente ocorre em séries econômicas. Portanto, conforme SANTIAGO; CAMARGO; MARGARIDO (1997), "o que nas outras metodologias mais tradicionais (como, por exemplo, nos modelos de regressão) são problemas, no método Box-Jenkins acaba sendo uma vantagem, pois o padrão das autocorrelações regular e parcial permite analisar o comportamento intrínseco da variável em estudo, possibilitando, dessa forma, um nível a mais de explicação sobre a própria variável - os modelos univariados. Assim sendo, a decomposição da série de tempo por meio de filtros lineares, denominados de filtros de integração, autoregressivos e/ou de médias móveis, permite a obtenção do processo gerador da série, possibilitando isolar os elementos que a explicam por si própria, sendo o restante ruído branco (white noise), que pode, então, ser explicado por outra série".

2.1 - Material

Utilizou-se a série do Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI), da Fundação Getúlio Vargas (FGV), como mostra a figura 1. O pacote econométrico utilizado para se obter os modelos univariados e com análise de intervenção foi o Statistical Analysis Software - SAS (Release 6.03 Edition - 1988), e para a realização dos testes de raiz unitária utilizou-se o Regression Analysis of Time Series - RATS versão 4.0.

2.2 - Método

2.2.1 - Testes de raiz unitária

Neste trabalho foram utilizadas as estatísticas denominadas Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Aumentado (ADF) (DICKEY e FULLER 1979 e 1981), Dickey e Pantula (DICKEY e PANTULA 1987) e de BANERJEE; LUMSDAINE; STOCK, 1992 (discutido por HARRIS, 1995) para testar a presença ou não de raiz unitária na série.

Segundo FAVA e CATI (1995) a origem da discussão sobre a existência de raiz unitária nas séries econômicas foi resultado do debate sobre a estacionariedade ou não da tendência. Desse modo, quando uma série econômica apresentar uma tendência estocástica tornar-se-á estacionária após a aplicação de uma ou mais diferenças, pois terá pelo menos uma raiz unitária.

O teste Dickey-Fuller baseia-se no seguinte modelo de regressão

$$\nabla y_t = \alpha + \beta t + \eta y_{t-1} + e_t \quad (1)$$

onde,
$$\eta = \sum_{i=1}^p \rho_i - 1$$

Y denota a variável dependente e Δ denota o operador de diferença ($\nabla y_t = y_t - y_{t-1}$). Os parâmetros a serem estimados são α , β e η . As estatísticas τ_α e τ_μ e τ apresentadas por DICKEY e FULLER (1981) correspondem ao teste t para a estimativa do coeficiente da variável Y_{t-1} da equação (1). Essas estatísticas são especificadas para um modelo que inclui uma constante e uma tendência (τ_T), um modelo incluindo apenas constante (τ_μ) e um modelo sem constante e sem tendência (τ). As hipóteses testadas nesses modelos correspondem a uma hipótese nula de que a série não é estacionária ($H_0: y_t$ não é $I(0)$ ou $\eta = 0$); contra a hipótese alternativa de que a série não é integrada, ou seja, trata-se de uma série estacionária ($H_1: y_t$ é $I(0)$).

Foram utilizadas, também, as estatísticas ϕ_1 e ϕ_2 obtidas por DICKEY e FULLER (1979 e 1981), que testam se o coeficiente da variável tendência e o coeficiente da variável y_{t-1} , e se a constante e o coeficiente da variável y_{t-1} , respectivamente, são estatisticamente iguais a zero na equação (1).

Pode-se incorporar na equação (1) valores defasados da variável endógena (y_{t-j}) a fim de se verificar se há ou não autocorrelação entre os termos de erro, ou seja,

$$\nabla y_t = \alpha + \beta t + \eta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \nabla y_{t-i} + e_t \quad (2)$$

onde,
$$\lambda_i = - \sum_{j=i+1}^p \rho_j$$

sendo p a ordem do modelo auto-regressivo, ou o número de defasagens (p) suficientes para que os resíduos resultantes sejam não correlacionados

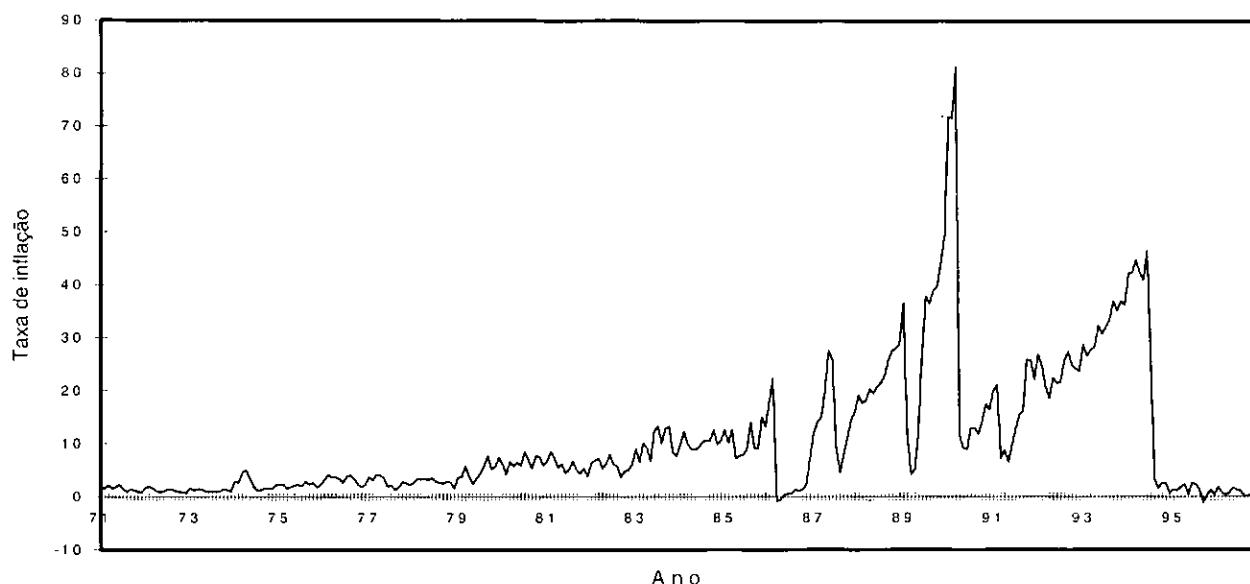


Figura 1 - Índice Geral de Preços (IGP-DI), Janeiro de 1971 a Dezembro de 1998.

Fonte: CONJUNTURA (1971/98).

(white noise). Neste caso, tem-se o teste denominado de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Para a determinação do número de defasagens foram utilizados os testes AIC (AKAIKE Information Criterion) e SBC (SCHWARZ Bayesian Criterion).

Para se testar a existência de mais de uma raiz unitária foi utilizado o teste de DICKEY e PANTULA (1987), obtido a partir da reformulação do modelo anterior:

$$\nabla^2 y_t = \alpha + \eta \nabla y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-2} \lambda_i \nabla^2 y_{t-i} + e_t \quad (3)$$

PERRON (1989) mostrou que os testes para raízes unitárias terão um poder baixo quando implementados em séries com mudanças estruturais, como é o caso do IGP-DI. Portanto, foram considerados também os testes elaborados por BANERJEE; LUMSDAINE; STOCK (1992) indicados para estes casos. O primeiro foi denominado de *recursive* e é computado utilizando subamostras $t=1, \dots, k$ para $k=k_0, \dots, T$ onde, k_0 é o valor inicial e T é o tamanho da amostra completa. Então, o teste ADF é computado para subamostras que aumentam até a amostra ser completada, com a primeira subamostra indo de 1 até k_0 , com $k_0 = 0,25T^7$. O modelo

descrito na equação (2) é estimado para cada subamostra e então o valor mínimo de $\tau_t(k/T)$, considerando todas as subamostras, é escolhido e comparado com o valor crítico da tabela de BANERJEE; LUMSDAINE; STOCK (1992), encontrada em HARRIS (1995). O segundo teste, *rolling*, é computado de maneira similar ao anterior, contudo utilizam subamostras que são uma função constante δ_t da amostra completa, que vai "passando" através da amostra. Desse modo, a primeira subamostra cobre a amostra de 1 até k , com $k=0,3T$, a segunda subamostra vai de 2 até $0,3T+1$, a terceira de 3 até $0,3T+2$, e assim sucessivamente⁸.

Por fim, foi considerado um teste sequencial para mudança na tendência ou na média, como segue:

$$\nabla y_t = \alpha + \beta t + \eta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \nabla y_{t-i} + \mu D + e_t \quad (4)$$

onde no modelo com mudança na tendência,

essencialmente arbitrário mas este valor foi utilizado por BANERJEE; LUMSDAINE; STOCK (1992) apud HARRIS (1995).

⁸Novamente, escolher k igual a um terço do tamanho da amostra é essencialmente arbitrário, mas foi utilizado por BANERJEE; LUMSDAINE; STOCK (1992) apud HARRIS (1995).

⁷O tamanho k_0 igual a um quarto do tamanho da amostra é

tem-se:

$$\begin{aligned} D &= t & \text{para } t > k \\ D &= 0 & \text{para } t \leq k \end{aligned} \quad (4.a.)$$

enquanto para uma mudança na média:

$$\begin{aligned} D &= 1 & \text{para } t > k \\ D &= 0 & \text{para } t \leq k \end{aligned} \quad (4.b.)$$

Permitindo que o valor de k seja sequencialmente aumentado, o valor mínimo de $\tau_i(k/T)$ para modelos são comparados com os valores críticos da tabela de BANERJEE; LUMSDAINE; STOCK (1992), encontrada em HARRIS (1995). Além disso, são considerados mais dois testes estatísticos, um para cada modelo acima, os quais correspondem à estatística F , utilizando como hipótese nula $H_0: \mu = \eta = 0^9$.

2.2.2 - Modelos de Box & Jenkins e análise de intervenção

A metodologia de análise empregada neste estudo foi o tratamento das variáveis através do método elaborado por BOX e JENKINS (1976) para séries temporais. A idéia central da técnica desenvolvida por Box & Jenkins é a de que uma série temporal pode ser parcialmente explicada por ela mesma, por suas realizações anteriores (parâmetros auto-regressivos) e/ou pelos próprios erros passados (parâmetros de médias móveis). Em sua forma geral, os modelos Auto-regressivos Integrados de Médias Móveis (ARIMA) podem ser representados por:

$$\tilde{y}_t = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad (5)$$

onde: $\tilde{y}_t = y_t - \mu$; e \tilde{y}_t é a variável diferenciada (y_t) e centrada em relação à sua própria média (μ), enquanto que a variável diferenciada é representada como: $y_t = \nabla^d Y_t$, onde ∇^d é o operador de diferença, isto é, $\nabla^d = (1 - B)^d$ e Y_t é a variável em nível, e B é o operador de atraso, tal que $B^j y_t = y_{t-j}$, e

$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$ é o operador auto-regressivo de ordem p , e

$\theta(B) = 1 + \theta_1 B + \theta_2 B^2 + \dots + \theta_q B^q$ é o operador de média móvel de ordem q^{10} . Incluindo os componentes sazonais no modelos acima, tem-se

$$\tilde{y}_t = \frac{\theta(B)\Theta(B)}{\phi(B)\Phi(B)} a_t \quad (6)$$

onde: $\Theta(B) = 1 - \Theta_1 B - \dots - \Theta_r B^r$ é o operador sazonal de média móvel e $\Phi(B) = 1 - \Phi_1 B - \dots - \Phi_s B^s$ é o operador sazonal auto-regressivo.

Em geral, séries temporais 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.

No caso da abordagem multivariada com o uso do modelo de função de transferência, segundo VANDAELE (1983), é necessário que se recorra à literatura econométrica que trata dos 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

¹⁰"Se nenhuma diferença é efetuada ($d=0$), os modelos são normalmente denominados de modelos ARMA (p, q)" (SAS INSTITUTE, 1988). Segundo MARGARIDO (1994), a "... utilidade da aplicação dos operadores de diferença reside no fato de que eles são capazes de deixar as séries estacionárias, o que significa que esses operadores não somente estabilizam a variância, como também que removem a tendência que está por trás das séries originais, tornando-as estáveis". Conforme enfatiza MILLS (1990), a "... transformação por diferença, ou operador, como é freqüentemente denotado, pode ser combinada com poderosas transformações. Uma combinação particularmente importante é a seguinte: $\nabla \log X_t = \log X_t - \log X_{t-1} = \log (X_t / X_{t-1}) = (X_t / X_{t-1}) - 1 = (X_t - X_{t-1}) / X_{t-1}$. Como a relação X_t / X_{t-1} é relativamente pequena, isto é, tomando-se a diferença dos logaritmos é equivalente a utilizar taxas de crescimento ...". Para aqueles que trabalham com séries econômicas, esse fato é de grande importância, dado que, a partir da diferença do logaritmo é possível obter de forma direta a própria elasticidade das séries.

⁹Os valores críticos para este teste também são encontrados em por BANERJEE; LUMSDAINE; STOCK (1992).

conceito de função de transferência implica que variações na(s) variável(is) independente(s) são transmitidas para a variável dependente¹¹.

Por outro lado, os eventos de caráter exógenos, segundo MILLS (1990), "... cujo timing é conhecido, têm sido denominados intervenções, por BOX e TIAO (1975), e eles podem ser incorporados ao modelo univariado estendendo-o para incluir variáveis de entrada determinísticas (ou binária)". 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. Entre os vários efeitos provocados pelas intervenções 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.

Ao se detectar a presença de intervenções no interior das séries, deve-se, inicialmente, definir qual a sua categoria e, em seguida, aplicar a análise de intervenção. Na análise de intervenção existem, basicamente, duas estruturas: *Pulse* (P_t^T) e *Step* (S_t^T).¹² A intervenção do tipo *Pulse* corresponde a uma variável binária, que assume valor 1 no momento da ocorrência do evento e 0 fora desse momento, ou seja: $X_t = P_t^T$, onde $P_t^T = 1$, para $t = T$ e $P_t^T = 0$, para $t \neq T$. Por outro lado, 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: $X_t = S_t^T$, onde $S_t^T = 0$, para $t < T$ e $S_t^T = 1$, para $t \geq T$.

O modelo de Box & Jenkins incluindo intervenções assume a seguinte forma:

$$Y_t = \frac{\omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s}{1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r} X_{t-b} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad (7)$$

ou,

¹¹Segundo PINO (1980), o efeito de uma mudança na série de entrada pode não se manifestar de forma imediata sobre a série de saída, isto é, pode ocorrer uma defasagem temporal entre a variação ocorrida na variável exógena e seu efetivo impacto sobre o comportamento da variável endógena.

¹²Quanto à notação utilizada, t representa o tempo, e T reflete o momento de introdução da *dummy* na série de tempo.

$$Y_t = \sum_{i=1}^m \frac{\omega(B)}{\delta(B)} X_{i,t-b_i} + \frac{\theta(B)\Theta(B)}{\phi(B)\Phi(B)} a_t \quad (7')$$

onde Y_t é a variável endógena, X_i (com $i = 1, \dots, n$) são as variáveis binárias, $\alpha(B)$ é o operador de média móvel, $\phi(B)$ é o operador auto-regressivo, $\omega(B)$ representa os impactos de curto prazo e $\alpha(B)$ representa a "memória" ou fator de ajustamento de longo prazo, e o parâmetro b representa o impacto inicial da série de entrada X sobre a série de saída Y , isto é, a primeira defasagem significativa de X em relação a Y ou o número completo de intervalos de tempo necessários para que a variável X_{it} produza algum efeito em Y_t , além disso, r e s representam a quantidade de *lags* significativos exclusivos b .

A construção de modelos de Box & Jenkins envolve três passos, tanto no contexto univariado como com intervenções: identificação, estimação e verificação. Nos modelos com intervenções analisam-se, também, as funções de correlação cruzada, as quais, envolvem as correlações entre a variável dependente e as variáveis explicativas. No processo de identificação determinam-se os valores de p , d e q do modelo ARIMA e a ordem dos polinômios ω_j e δ_j e da constante de defasagem dos modelos com intervenção. A literatura que trata da metodologia de Box & Jenkins recomenda a identificação de vários modelos experimentais que deverão ser estimados e verificados, para a escolha do modelo definitivo. A verificação dos modelos é feita através da análise de resíduos, que devem estar limpos, ou seja, não pode existir correlação entre eles (*white noise*).

3 - RESULTADOS E DISCUSSÃO

Inicialmente, foi realizada uma análise gráfica da variável IGP nos dois períodos estudados, ou seja, de janeiro de 1971 a dezembro de 1984 e de janeiro de 1985 a dezembro de 1998. No caso do primeiro período, como pode ser observado na figura 1 há uma tendência "explosiva", o que exigiu a transformação da série para a forma logarítmica (LIGP). A transformação logarítmica só foi possível para o primeiro período analisado, pois os diversos

planos de estabilização implementados após 1986 (segundo período analisado) conduziram a quedas do nível do *IGP* para valores negativos, pelo menos no início de cada plano econômico. Apesar da utilização da forma logarítmica no primeiro período, ainda permaneceu alguma tendência, sendo necessária uma primeira diferença dos logaritmos para eliminá-la, isto é, para torná-la estacionária (*LIGP*), como se pode observar na figura 2. No segundo período, bastou realizar uma primeira diferença de ordem 1 na série original (*IGP*), apresentada na figura 3. Somente com as séries estacionárias foi possível fazer as respectivas identificações, e, posteriormente, por meio da visualização de seus correlogramas, foi construído o modelo *ARIMA* para cada caso.

Devido à presença de *intervenções* no segundo período, foi necessário incluir no modelo variáveis de intervenção do tipo *pulse*, para as seguintes datas: março de 1986 - Plano Cruzado, julho de 1987 - Plano Bresser, fevereiro de 1989 - Plano Verão, abril de 1990 - Plano Collor I, março de 1991 - Plano Collor II e julho de 1994 - Plano Real, como mostra a figura 3.

Para o primeiro período foram aplicadas quatro defasagens nos modelos utilizados para testar a raiz unitária, de acordo com os critérios de *AIC* e *SBC*. Tanto com relação às estatísticas *DF* quanto da *ADF*, o teste de raiz unitária τ_n indica que a série estudada da variável *LIGP* é *I(0)*, isto é, estacionária em nível. Por outro lado, as estatísticas τ , τ_n e ϕ_1 indicam que esta série é estacionária nas diferenças (∇) de primeira ordem, ϕ_3 apontou para a existência de uma tendência determinística na série, como mostra a tabela 1. Além disso, o teste de Dickey-Pantula indica que as séries não são *I(2)*. Os testes *F*s para mudança estrutural indicaram uma fraca evidência de uma mudança de nível em janeiro de 1974 e de tendência em junho de 1976. Desse modo, a variável *LIGP* foi tomada como *I(1)*.

Os critérios de *AIC* e *SBC* indicaram a utilização de uma defasagem nos modelos utilizados para testar a existência de raiz unitária para a série do *IGP* no segundo período. No teste *DF* a estatística τ_r e no teste *ADF* as estatísticas τ_r e τ indicaram que a série do *IGP* é *I(1)*, isto é, estacionária nas diferenças de primeira ordem. A estatística ϕ

nos teste *DF* e *ADF* não rejeitou a hipótese nula, ou seja, apontou para a ausência de constante e presença de uma raiz unitária. Portanto, pode-se dizer que a série do *IGP* possui pelo menos uma raiz unitária. A estatística Dickey e Pantula indicou a ausência de 2 raízes unitárias. Os testes sobre quebra de tendência também indicaram uma mudança de nível e de tendência fraca em outubro de 1994. Assim, pode-se considerar a série do *IGP* como *I(1)*.

Portanto, as duas séries são estacionárias nas diferenças de primeira ordem como indicou a análise gráfica anterior.

Para a variável *LIGP*, o *ARIMA* que melhor se ajustou foi um modelo contendo dois parâmetros de médias móveis de ordens 1 e 2, e uma diferença de ordem 1, como pode ser observado na equação (8) e tabela 2.

$$(1 - B)LIGP_t = (1 - \theta_1 B^1 - \theta_2 B^2) a_t \quad (8)$$

O valor da estimativa do parâmetro da média móvel de ordem 1 ($\theta_1 = 0,32012$) indica que a cada mês ocorre um ajuste no erro dessa mesma variável tendo-se como base os seus valores do mês anterior na magnitude média de 32,01%. Uma análise similar é utilizada na interpretação do coeficiente do parâmetro da média móvel de ordem 2 ($\theta_2 = 0,29484$), ou seja, indica que a cada mês ocorre um reajuste no erro da variável considerando seus valores passados de dois meses anteriores, no montante médio de 29,48%. Aparentemente, a explicação para a presença desses dois parâmetros de médias móveis pode estar relacionada ao fato de que o período analisado envolve diferentes fases da economia brasileira com características distintas, mas que tinham em comum, o fato de que os mecanismos de indexação foram se generalizando entre os diversos segmentos da sociedade à medida que o processo inflacionário se acentuava, numa tentativa de defender seus respectivos níveis de pico de renda real ao longo dos anos setentas e oitentas. Exceto no período do "milagre econômico" (1967-73), em que diversos preços da economia eram corrigidos integralmente pela inflação passada, enquanto que os salários eram corrigidos apenas parcialmente, em

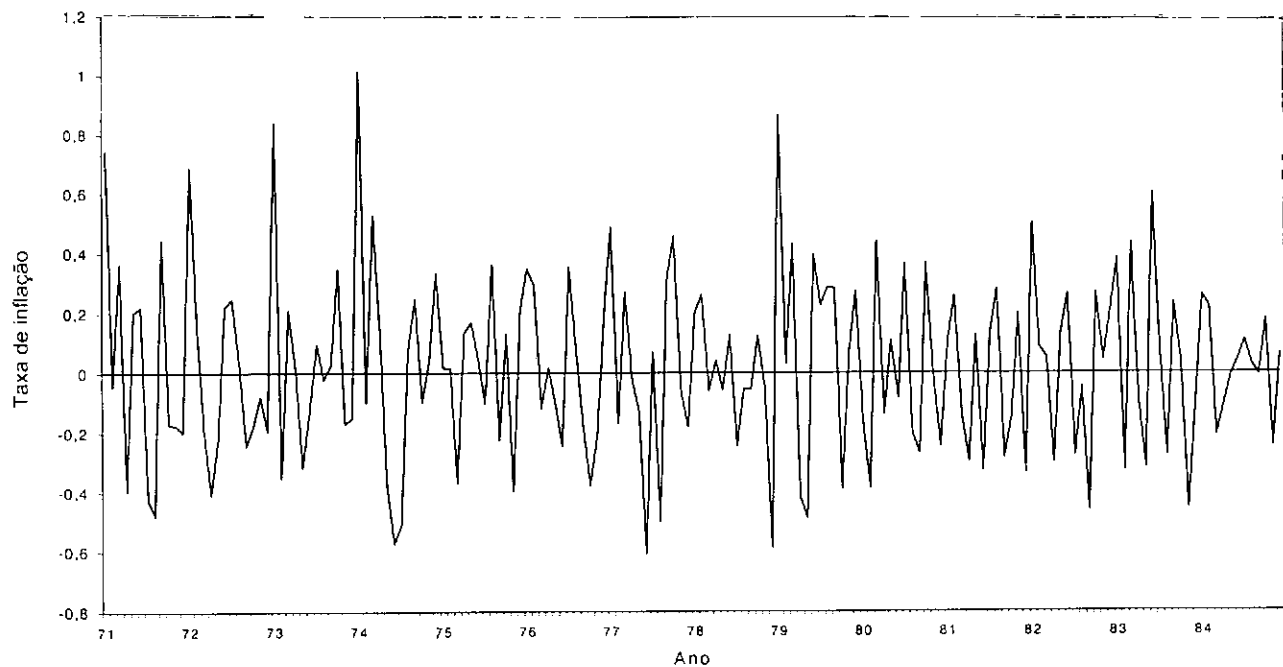


Figura 2 - Logaritmo e uma Diferença do Índice Geral de Preços, Janeiro de 1971 a Dezembro de 1984.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de CONJUNTURA (1971/98).

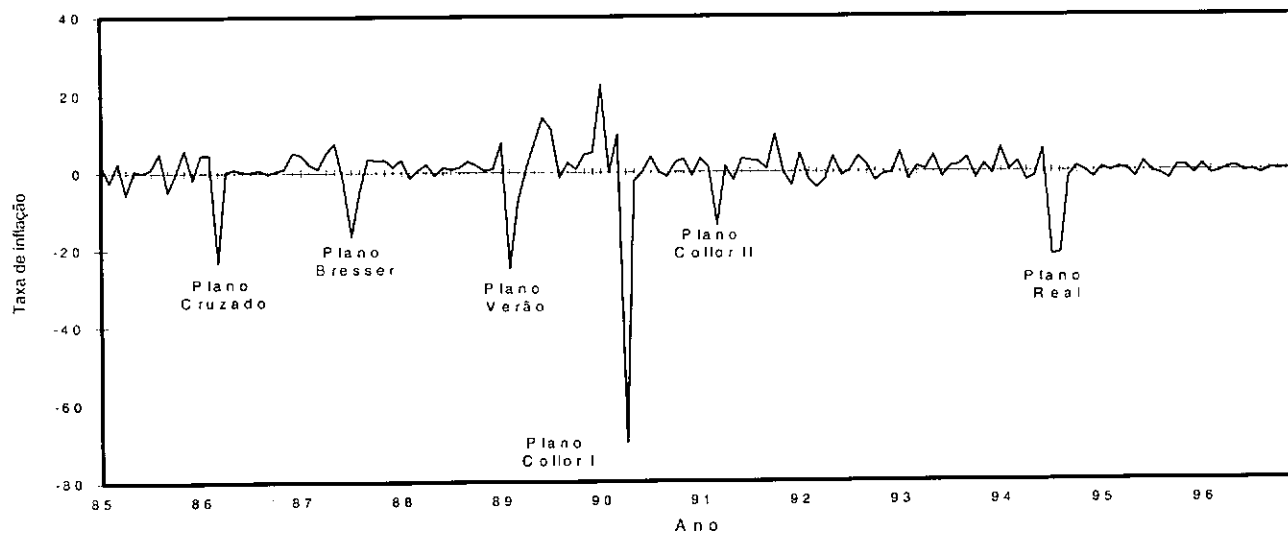


Figura 3 - Índice Geral de Preços, com uma Diferença, Janeiro de 1985 a Dezembro de 1996.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de CONJUNTURA (1971/98).

TABELA 1 - Resultados dos Testes de Raiz Unitária

Estatística DF						
	τ_z	τ_{μ}	τ	ϕ	ϕ	
LIGP	-6,380**	-2,454	-0,859	13,684**	3,135	
IGP	-3,321	-3,164*	-2,323*	3,717	5,014	
Estatística ADF						
	τ_z	τ_{μ}	τ	ϕ	ϕ	
LIGP	-4,737**	-2,176	-0,768	7,855*	2,451	
IGP	-2,850	-3,109*	-2,281	2,791	4,843	
Estatística Dickey – Pantula						
	τ_z	τ_{μ}	τ	ϕ	ϕ	
LIGP	-9,002**	-9,013**	-8,977**	40,525**	40,622**	
IGP	-12,519**	-12,547**	-12,585**	78,367**	40,431**	
Mudanças estruturais						
	Recursive	Rolling	Tendência		Média	
	$\min \tau_z$	$\min \tau_z$	$\min \tau_z$	$\max F$	$\min \tau_z$	
	$\max F$	$\max F$	$\max F$	$\max F$	$\max F$	
LIGP	-4,737	-1,426	-1,420	21,158*	-3,811	19,448*
IGP	-3,100	-2,095	-4,568*	18,398*	-4,538*	18,481*

* e ** indicam que a hipótese nula é rejeitada no nível de significância de 5% e 2,5%, respectivamente.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de CONJUNTURA (1971/98).

TABELA 2 - Resultado do Modelo ARIMA

Modelo	Parâmetro	Estimativa	Desvio padrão	Teste t
ARIMA				
(0,1,2)	β_1	0,32012	0,07446	4,30*
	β_2	0,29484	0,07448	3,96*

*rejeita a hipótese nula ao nível de significância de 5%.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de CONJUNTURA (1971/98).

função da fórmula de correção salarial imposta no período do PAEG, o que conduziu sistematicamente a uma queda no salário real dos trabalhadores no referido período.

A partir de 1974, com a Lei nº 6.147, começaram a ser introduzidas uma série de mudanças na fórmula de reajuste salarial¹³ e ¹⁴. Segundo

¹³A demonstração matemática da queda do salário real quando os salários são corrigidos parcialmente enquanto os demais preços da economia são corrigidos integralmente pela

LOPES (1989), com essa nova sistemática de correção integral dos salários nominais pelo pico a partir de 1974, existe a tendência para perpetuar a taxa de inflação vigente. No entanto, a ocorrência de choques de caráter exógeno, como por exem-

inflação passada se encontra em LOPES (1989).

¹⁴Desde os anos sessentas até o início da década de 90, ocorreram mais de 20 alterações na política salarial.

plo, o choque do petróleo¹⁵ em 1973 e, em 1979, com o segundo choque do petróleo¹⁶ e dos juros internacionais contribuíram para alterar não somente a trajetória, como também o patamar inflacionário. A inflação medida pelo IGP saltou de 15,5% em 1973 para 34,6% em 1974 e passou de 40,8% em 1978 para 77,2% em 1979.

Portanto, como após 1974, o sistema de indexação com correção integral de preços e salários passou a ser disseminado entre a maioria dos agentes econômicos, pode-se inferir que houve um aumento do conflito distributivo entre esses agentes e que essa disputa pela manutenção do nível de renda real foi amplificada por choques exógenos, o que conduziu ao acirramento do processo inflacionário. Sendo assim, dado que a presença de parâmetros de médias móveis no modelo univariado representam ajustes nos valores presentes da variável (LIGP), tendo como base seus próprios erros passados, e uma vez que esses parâmetros de médias móveis apresentam curta defasagem temporal (lags 1 e 2), o modelo parece estar condizente com o período analisado.

O fato de a indexação com correção integral de preços e salários ter se espalhado pela economia, principalmente após 1974 (isto é, na maior parte do período analisado), refletiu-se sobre o comportamento do IGP (não se pode perder de vista que as variações do IGP representam variações médias nos preços da economia) nesse período com a presença dos dois parâmetros de mé-

dias móveis de ordem 1 e 2. Dado que não havia um sincronismo entre os reajustes salariais das diversas categorias, uma vez que inexistia uma data base única para todas as categorias, estes resultados indicam que os agentes econômicos tentavam recuperar no presente as suas perdas passadas, e que se comportavam tendo como base o modelo de expectativas adaptativas, que é consistente com a teoria da inflação inercial¹⁷.

O modelo ARIMA que melhor se ajustou ao IGP no segundo período apresentou um parâmetro auto-regressivo de ordem 6, além de necessitar de uma diferença de ordem 1. Também foram introduzidas seis variáveis de intervenção, relativas aos planos econômicos implementados a partir de 1986, que correspondem às seguintes datas: março de 1986 (I_1), julho de 1987 (I_2), fevereiro de 1989 (I_3), abril de 1990 (I_4), março de 1991 (I_5) e julho de 1994 (I_6). Os resultados estão descritos na equação (9) e na tabela 3.

$$(1-B)IGP = \omega_0(1-B)I_1 + \omega_0(1-B)I_2 + \omega_0(1-B)I_3 + \omega_0(1-B)I_4 + \omega_0(1-B)I_5 + (a_0 - \alpha_1)(1-B)I_6 + \frac{a_t}{(1-\phi_0 B^6)} \quad (9)$$

¹⁵Também não se pode perder de vista que no período de 1967 a 1970 o crescimento da economia brasileira correspondeu a uma pequena variação do capital fixo, o que vale dizer que o crescimento até 1970 se deu em grande parte em função da existência prévia de capacidade ociosa, sendo que foi o setor produtor de bens de consumo duráveis um dos que mais se expandiu nesse intervalo de tempo. Já no período de 1970 a 1973 predominou o crescimento das indústrias de bens de capital que, associado ao processo de modernização do setor agrícola que estava em curso, exigiu a importação tanto de máquinas e equipamentos quanto de matérias-primas essenciais para o funcionamento desses setores, gerando pressões sobre as contas externas e, conseqüentemente, acirrando ainda mais as expectativas inflacionárias dos agentes econômicos.

¹⁶Outros fatores que também tiveram impacto direto sobre as expectativas inflacionárias dos agentes econômicos foram a pré-fixação monetária e cambial, além da maxidesvalorização cambial promovida pelo Governo no final de 1979.

¹⁷Em termos matemáticos, o modelo de expectativas adaptativas é representado da "...seguinte forma: $\pi^e_t = \pi^e_{t-1} + \lambda (\pi_{t-1} - \pi^e_{t-1})$. Onde $0 < \lambda < 1$ e π^e_t representa a taxa de inflação esperada para o período t , que foi projetada a partir da inflação do período $t-1$. Isto significa que a expectativa de inflação esperada para o ano t (π^e_t) é igual à inflação esperada em π^e_{t-1} , mais um termo de erro de previsão dado pela diferença entre a inflação efetiva ocorrida em π_{t-1} e a inflação que foi prevista para $t-1$ (π^e_{t-1}) e λ 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 são considerados unicamente os acontecimentos passados, deixando de lado demais tipos de informações que podem exercer algum tipo de influência sobre o comportamento futuro dos preços". (MARGARIDO et al., 1996).

TABELA 3 - Resultado do Modelo ARIMA

Modelo	Período	Parâmetro	Estimativa	Desvio padrão	Teste <i>t</i>
(6,1,0)		ϕ_6	0,21456	0,07620	2,82*
Intervenção 1	03/1986	ω_1	-22,81973	3,19716	-7,14*
Intervenção 2	07/1987	ω_2	-18,73709	3,17895	-5,89*
Intervenção 3	02/1989	ω_3	-25,35703	3,17083	-8,00*
Intervenção 4	04/1990	ω_4	-71,26029	3,17083	-22,47*
Intervenção 5	03/1991	ω_5	-14,37042	3,17471	-4,53*
Intervenção 6	07/1994	ω_6	-23,87344	3,18902	-7,49*
		ω	22,01509	3,17122	6,94*

*Rejeita a hipótese nula ao nível de significância de 5%.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de CONJUNTURA (1971/98).

O valor da estimativa do parâmetro auto-regressivo de ordem 6 ($\phi_6 = 0,21456$) indica que 21,45% do valor do IGP em $t-6$ transfere-se para o valor dessa própria variável no período t . Dado que não foi possível encontrar uma justificativa em termos econômicos para a presença desse parâmetro auto-regressivo de ordem 6 para o período em questão, uma vez que esse período foi entrecortado por períodos de curta estabilidade de preços, provocados pela implementação dos diversos pacotes de estabilização, com períodos de aceleração da taxa de inflação. Sendo assim, optou-se por explicar a existência desse parâmetro estatisticamente. Aparentemente, a presença do parâmetro auto-regressivo de ordem 6, estaria relacionada ao fato de que este artigo utiliza a análise de modelos univariados, isto é, "... essa metodologia procura determinar o processo gerador da série em função dela própria, deixando-se de lado as demais informações, que, dependendo do tipo de variável, podem ser importantes para sua explicação" (SANTIAGO; CAMARGO; MARGARIDO, 1997). Em outras palavras, somente o modelo ARIMA, possivelmente não é capaz, em determinadas situações, de explicar completamente o comportamento da variável, necessitando dessa forma, de outra(s) variável(is) que contenham informações adicionais e que são de suma importância no que se refere a sua própria explicação.

O próximo passo consistiu na análise dos parâmetros de curto (ω) e longo (δ) prazo do modelo de função de transferência, a fim de se verifi-

car como a implementação dos diversos planos econômicos posteriores a 1986 afetaram o comportamento do IGP.

A análise das correlações cruzadas entre o variável I_1 (Plano Cruzado) e a variável IGP mostrou que o impacto da primeira sobre a segunda esgotou-se imediatamente, isto é, sem defasagem temporal ($b = 0$) sendo que a magnitude do seu parâmetro de curto prazo ($\omega_0 = -22,81973$) ocasionou uma redução do IGP em relação ao seu nível anterior da ordem de 22,82 pontos. Isto significa que o Plano Cruzado proporcionou uma queda imediata no IGP de 22,82 pontos e que seu efeito esgotou-se no mês seguinte, ou seja, seu efeito sobre o nível do IGP foi apenas temporário.

A correlação cruzada entre a variável dependente IGP e a variável exógena I_2 (Plano Bresser) apresentou comportamento semelhante à I_1 , ou seja, seu impacto sobre o nível do IGP também foi instantâneo ($b = 0$), com a magnitude de seu impacto de curto prazo ($\omega_1 = -18,73709$). Assim como aconteceu com o Plano Cruzado, o Plano Bresser levou a uma queda imediata do IGP em torno de 18,74 pontos. Comparativamente em relação ao Cruzado, o Plano Bresser obteve uma redução menor do IGP (-22,82 contra -18,74), provavelmente, isso foi consequência direta do fato de que os agentes econômicos já haviam passado pela experiência fracassada do Cruzado e já estavam melhor preparados para enfrentar esse novo pacote econômico. Além disso, não havia muita confiança por parte dos agentes econômicos de

que esse plano fosse funcionar, dado que ele foi implementado em caráter emergencial, uma vez que não houve uma preparação adequada para a sua execução.

Assim como se observou nos dois planos analisados anteriormente, a visualização da função de correlação cruzada entre o IGP e I_3 (Plano Verão), revelou que o impacto de curto prazo ($\omega_0 = -25,35703$) também foi imediato ($b = 0$) sobre o IGP. Em outras palavras, o Plano Verão levou a uma queda de 25,36 pontos no IGP no mesmo momento de sua implementação.

A análise da correlação cruzada entre o IGP e I_4 (Plano Collor I) revelou que o impacto do segundo sobre o primeiro foi instantâneo, isto é, sem defasagem temporal ($b = 0$), assim como aconteceu nos demais casos anteriores, reduzindo o nível do IGP em quase 72,0 pontos ($\omega_0 = -71,26029$). Provavelmente, essa queda tão acentuada do IGP se deva ao fato de que contrariamente aos planos predecessores, o Plano Collor I contraiu fortemente a oferta de moeda da economia, mais especificamente, esse plano não cortou a taxa de crescimento da oferta de moeda como recomenda o receituário monetarista, cortou, isso sim, o próprio estoque de moeda, atingindo dessa forma violentamente o nível da atividade da economia no momento de sua implementação. Apesar da queda expressiva do nível do IGP provocada pelo Plano Collor I, deve-se observar que o resultado final sobre o comportamento do IGP foi idêntico aos resultados obtidos pelos planos anteriores, ou seja, seu impacto foi instantâneo e esgotou-se no mês seguinte, a única diferença residiu na magnitude da queda do IGP, cerca de 22,82 pontos no Plano Cruzado, 18,74 pontos no Plano Bresser, 25,36 pontos no Plano Verão e 71,3 pontos no Plano Collor I. Em outras palavras, o resultado obtido em cada um dos planos de estabilização colocados em prática até então foi o mesmo, ou seja, redução do nível do IGP no mês de sua implementação, o que variou foi a sua intensidade, entretanto, deve-se observar que as taxas de inflação no início de 1990 eram bem mais elevadas do que as taxas dos períodos dos planos anteriores.

Em relação à I_5 (Plano Collor II), a análise de sua correlação cruzada com o IGP mostrou que seu impacto sobre esse último também foi imedia-

to, isto é, sem defasagem temporal ($b = 0$), com um impacto de curto prazo da ordem de $-14,55$ ($\omega_0 = -14,37042$). Em outras palavras, a partir de sua implementação, o Plano Collor II foi capaz de reduzir o nível do IGP em 14,37 pontos.

Portanto, um aspecto em comum observado em relação a todos os planos analisados foi que todos, sem exceção, tiveram impacto instantâneo sobre o IGP, isto é, seus respectivos efeitos sobre o IGP ocorreram sem defasagem temporal e esgotaram-se no mês seguinte. Outro ponto interessante é que apesar do Plano Collor I, o qual teve uma concepção diferente dos demais (como o confisco de ativos financeiros), todos os demais foram concebidos de forma muito semelhante, pois em todos tentou-se de alguma forma praticar o congelamento de preços e salários, no entanto, os resultados foram os mesmos, sendo a única diferença o nível da taxa de inflação enfrentada no período de implementação de cada plano.

A análise da correlação cruzada entre a variável IGP e a variável I_6 (Plano Real), revelou um comportamento diferente dos cinco casos anteriores, pois, o efeito da variável binária sobre o IGP não se esgotou imediatamente. O impacto inicial de I_6 sobre o IGP ocorreu em t ($b = 0$), sendo que, esse impacto de curto prazo ($\omega_0 = -23,87344$) ocasionou uma redução de 23,87 pontos no nível do IGP. Por outro lado, a variável I_6 provocou reflexos no período $t + 1$ ($\omega_1 = 22,01509$) sobre o IGP, de forma declinante mas ainda negativamente¹⁸. Ao contrário dos planos anteriores, o Plano Real (I_6) não adotou o congelamento de preços e salários, mas sim, uma âncora cambial. Como não existia um congelamento, os agentes econômicos puderam realinhar os preços relativos na economia de maneira gradual, como já estava ocorrendo na fase II do plano, para, posteriormente, a inflação se estabilizar. Observa-se que o Plano Real teve três fases distintas, combinando tanto elementos ortodoxos quanto heterodoxos, sendo que a primeira fase iniciou-se em 1993. Essa primeira etapa, nitidamente ortodoxa, consistiu no ajuste das contas

¹⁸Deve-se ressaltar que apesar do valor positivo de ω_1 , no modelo, equação (7), na verdade é negativo. Isto ocorre devido ao fato de que ao ser introduzida, esse parâmetro é precedido de sinal negativo, como mostra a equação (7).

do setor público com a criação do Fundo Social de Emergência (FSE)¹⁹, e da criação da Imposto Provisório sobre Movimentação Financeira (IPMF). A segunda etapa, considerada a mais criativa e heterodoxa, iniciou-se em 27 de fevereiro de 1994, com o Governo editando uma medida provisória criando a Unidade Real de Valor (URV), a qual foi utilizada até junho do referido ano. A criação da URV objetivou quebrar com a inércia inflacionária através da introdução de um indexador que pudesse alinhar todos os preços relativos da economia²⁰. A terceira etapa foi a transformação da URV na nova moeda, denominada de real, a partir de julho de 1994; todos os preços que estavam cotados em URV foram convertidos para real na proporção de uma URV igual a um real e igual a um dólar²¹ e igual a

¹⁹Através de negociações com o legislativo, o poder executivo conseguiu desvincular 15,0% do orçamento da União para equilibrar suas próprias contas, isto é, a União reduziu as transferências para Estados e municípios, as quais eram vinculadas legalmente para serem alocadas para fins específicos conforme era determinado pela Constituição, e com essa manobra pôde aumentar o volume de recursos livres e, assim, criar as condições necessárias para fazer o ajuste fiscal, que permitisse uma significativa redução do déficit orçamentário em 1994. Em contrapartida, como "o Fundo era apenas uma medida temporária, o governo anunciou planos de longo prazo para emendas constitucionais que transferiram responsabilidades nas áreas de saúde, educação, serviços sociais, habitação, saneamento básico e irrigação, aos estados e municípios e que seriam a contrapartida da transferência automática da receita dos impostos federais aos estados e governos locais conforme texto da Constituição de 1988" (BAER, 1996).

²⁰ De acordo com GREMAUD; VASCONCELLOS; TONETO JUNIOR (1996), o "objetivo desta fase de indexação completa da economia era o de promover todos os ajustes de preços relativos com base nesta moeda indexada e acomodar a participação dos diversos agentes na renda, eliminando o conflito distributivo. Percebe-se que o plano se aproxima da proposta LARIDA de moeda indexada, que foi apenas em parte implementada no Cruzado. Procurou-se promover os efeitos da hiperinflação na moeda velha (ruim) - o cruzeiro real - que perdeu sua função de unidade de conta. Todos os preços passaram a ser cotados em outro referencial (a URV), que exerceu função de unidade de conta, mas não de meio de troca, que continuou ainda por algum tempo sendo exercida pelo cruzeiro real."

²¹Quando da criação da URV, não se pode perder de vista o seu atrelamento ao dólar, uma vez que a URV passou a ser utilizada como unidade de conta, com o seu valor igual à taxa de câmbio em relação à moeda americana. Segundo SICSÚ (1996), a "URV foi criada com o objetivo de cumprir o mesmo papel que o dólar cumpre nas hiperinflações. A URV foi criada para diarizar a economia, para organizar a demanda pela renda real. A soma de todas as remunerações em URV deve-

2.750 cruzeiros reais. Com relação ao câmbio, adotou-se uma política relativamente liberal, pois a taxa de câmbio não foi fixada rigidamente na proporção de um para um. "Em vez disso, o Banco Central anunciou que venderia dólares por um Real, mas deixou a taxa de compra flutuando livremente no mercado. Essa taxa (i.e., a taxa pela qual os exportadores vendem seus dólares) caiu para R\$0,91 em julho e R\$0,86 em agosto, representando uma apreciação da moeda local (na fase dois, uma URV valia cerca de um dólar)" (SACHS e ZINI JUNIOR, 1995). Para compensar essa valorização da moeda nacional, o Governo adotou uma política monetária restritiva e manteve a taxa de juros interna acima das taxas de juros praticadas no exterior, de modo a atrair capital externo, a fim de compensar com entrada de capital estrangeiro a possível redução do *superávit* da balança comercial decorrente da valorização cambial.

4 - CONCLUSÕES

Os resultados obtidos a partir da análise dos modelos ARIMAs confirmaram a hipótese de que houve mudanças na transmissão de informações na série do IGP, quando se compara o período de 1971 a 1984 com o período de 1985 a 1998. As alterações estruturais verificadas nos modelos univariados dos dois períodos analisados parecem estar relacionadas com o acirramento do processo inflacionário, principalmente na segunda metade da década de 80. Esse recrudescimento da inflação levou o Governo a intervir na economia com a implementação de diversos planos, contendo principalmente instrumentos heterodoxos, a fim de conter a escalada inflacionária.

No período de 1986 até 1994 foram colocados em prática seis planos de estabilização, sendo que somente o último (Plano Real) teve sucesso em estabilizar o nível de preços da economia por um período de tempo longo. O fracasso sucessivo dos Planos Cruzado (1986), Bresser (1987), Verão (1989), Collor I (1990) e Collor II (1991) acabou por exacerbar ainda mais as expectativas dos agentes econômicos, fato que não

ria ser exatamente igual ao valor do produto na mesma unidade".

somente aumentou a dispersão dos preços relativos da economia, como também amplificou suas respectivas variâncias. Essa situação conduziu a alterações bruscas sobre o nível do IGP no período em questão, acarretando a necessidade de se utilizar neste trabalho diversas variáveis de intervenção para corrigir esses vieses, possibilitando dessa forma criar as condições para a efetiva modelagem da série do IGP.

O primeiro período (1971-1984) revelou a presença de dois parâmetros de médias móveis de ordem 1 e 2 com magnitude de 32,01 e 29,48, respectivamente. A existência do parâmetro de média móvel de ordem 1 mostra que os erros da variável IGP no período t se ajusta tendo como base seu próprio erro do período $t-1$ em cerca de 32,01% em média. A mesma análise se aplica ao parâmetro de média móvel de ordem 2, só que nesse caso, o nível do IGP tende a se ajustar no período t com relação ao seu próprio erro de dois meses anteriores, em média, em torno de 29,48%. Aparentemente, esse resultado parece ser consistente com a conjuntura analisada, dado que a partir de 1974 tem início uma série de mudanças na fórmula de reajuste salarial imposta no período do PAEG. Sendo assim, as mudanças introduzidas pelas novas políticas salariais e colocadas em prática a partir de 1974, em que preços e salários passaram a ser indexados, aparentemente tornaram mais intenso o processo inflacionário, uma vez que a inflação passada passou a ser incorporada aos preços e salários praticados no momento presente, acirrando ainda mais o conflito distributivo. Outro fator que também contribuiu para o recrudescimento do processo inflacionário foi a ocorrência de choques exógenos, como, por exemplo, o primeiro choque do petróleo em 1973 e o segundo choque do petróleo, acompanhado da elevação das taxas de juros internacionais em 1979. Portanto, com a generalização da indexação de preços e salários na economia, conjugado com o impacto de choques exógenos, e dado que não havia uma sincronização entre as diversas categorias de trabalhadores, ou seja, uma vez que, não havia uma data base única, os parâmetros de médias móveis do modelo ARIMA aparentemente captaram esses reajustes que são distribuídos ao longo do ano entre as várias categorias de trabalhadores.

O modelo ARIMA para o segundo período (1985-1996) apresentou uma estrutura diferente daquela do período anterior. Os dois parâmetros de médias móveis foram substituídos por um parâmetro auto-regressivo de ordem 6 com magnitude igual a 19,79, ou seja, 19,79% do valor da própria variável (IGP) no período $t - 6$ transmite-se para ela mesma no período t . Dado que no período em questão, o nível do IGP apresentou fortes oscilações, em que curtos períodos de estabilidade, proporcionados pelos diversos planos econômicos colocados em prática após 1986, foram suplantados por períodos de aceleração da taxa de inflação, a presença desse parâmetro auto-regressivo de ordem 6 provavelmente estaria relacionado com o fato de o modelo univariado não ser capaz de determinar o processo gerador da série do IGP.

O fator mais importante para se conseguir a efetiva modelagem da série do IGP para esse segundo período foi, sem dúvida, a necessidade de se colocar uma variável de intervenção para cada um dos seis planos de estabilização pós-1986. Dado que todos esses choques econômicos foram de caráter principalmente heterodoxo, observou-se que seu impacto sobre o nível do IGP foi semelhante, seja em termos de defasagem temporal, isto é, todos apresentaram impacto instantâneo sobre o IGP, seja em relação ao efeito que cada um produziu no IGP, uma vez que seus respectivos efeitos se diluíram no mês seguinte. Outro ponto que necessita ser destacado é o fato de que, apesar do Plano Collor I ter tido uma concepção diferenciada dos demais e ter provocado a maior queda no nível do IGP (aproximadamente 72,0 pontos), não se pode perder de vista que o nível da taxa de inflação no período também era muito mais elevada em relação na época de sua implementação, quando comparada com os outros planos; no entanto, seu efeito foi semelhante aos dos demais planos anteriores.

O único plano que apresentou um resultado diferenciado dos demais foi o Plano Real, pois embora seu impacto sobre o nível do IGP também tenha sido instantâneo, seu efeito não se esgotou imediatamente, apresentando um segundo impacto no período seguinte. Ao ser implementado, o Plano Real levou a uma queda imediata no nível do IGP em torno de 23,95 pontos, sendo que no mês se-

guinte o seu efeito ainda persistiu, apresentando queda semelhante ao do mês anterior (-22,19 pontos), para depois o IGP se estabilizar e oscilar próximo de zero.

Para finalizar, observa-se que a principal contribuição deste estudo foi identificar e analisar os impactos de fatores conjunturais sobre um dos mais importantes índices de nível de preços do país, qual seja, o Índice Geral de Preços (IGP) da Fundação Getúlio Vargas. Verificaram-se mudanças ocorridas em termos de transmissão de informações que ocorreram nesse índice ao se levar em consideração períodos bem distintos, em ter-

mos de aspectos conjunturais e econômicos. Além disso, a presença de intervenções pode "mascarar" a série e, conseqüentemente, conduzir a identificações incorretas, prejudicando não somente a sua análise estrutural, como também o seu respectivo poder de previsão. Assim, outro ponto importante do trabalho foi utilizar uma metodologia para detecção de intervenções, evitando-se com isso que a presença de observações discrepantes possam levar a modelos viesados, isto é, à superespecificação ou subespecificação de modelos de séries temporais.

LITERATURA CITADA

- BAER, Werner. **A economia brasileira**. São Paulo: Nobel, 1996. 416p.
- BANERJEE, A.; LUMSDAINE, R. L.; STOCK, R. L. Recursive and sequential testes of the unit-root and trend-break hypotheses: theory na international evidence. **Journal of Business & Economic Statistics**, v.10, p.271-87, 1992.
- 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.
- CONJUNTURA ECONÔMICA. Rio de Janeiro: FGV, 1971/98.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimator for auto regressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v.74, p.427-31, 1979.
- _____; _____. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, Chicago, v.49, p.1057-1072, 1981.
- _____; PANTULA, S. Determining the ordem of diferenciating in autoregressive process. **Journal of Business and Economic Statistic**, v.15, p.455-461, 1987.
- ENDERS, Walter. **Applied econometric time series**. United States: John Wiley & Sons, 1995. 433p.
- FAVA, V. L.; CATI, R. C. Mudanças no comportamento do PIB brasileiro: uma abordagem econométrica. **Pesquisa e**

- Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.25, n.2, p.279-296, ago. 1995.
- FULLER, Wayne A. **Introduction to statistical time series**. New York: John Wiley, 1976. 352p.
- _____. **Introduction to statistical time series**. 2. ed. New York: John Wiley & Sons, 1996. 698p.
- GRANGER, Clive; NEWBOLD, Paul. Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**, Nottingham, v.2, p.111-120, Jul. 1974.
- GREMAUD, Amaury P.; VASCONCELLOS, Marco A. S de; TONETO JUNIOR, Rudinei. **Economia brasileira contemporânea**. São Paulo: Atlas, 1996. 293p.
- HARRIS, R. I. D. **Using cointegration analysis in econometric modelling**. London, 1995. 176p.
- LOPES, Francisco. **O desafio da hiperinflação**. Campos, 1989. 90p.
- 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.
- _____ 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**, Rio de Janeiro, v.50, n.2, p.255-278, abr./jun. 1996.
- MILLS, Terence. **Time series techniques for economists**. New York: Cambridge University Press, 1990. 377p.
- PERRON, Pierre. The great crash, the oil price shock and the unit roots hypothesis. **Econometrica**, Chicago, v.57, n.6, p.1361-1402, Nov. 1989.
- _____. Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. In: RAO, B. Bhaskara. **Cointegration for applied economist**. New York: ST. Martin's Press, 1994. p.113-146.
- PHILLIPS, Peter C. B.; PERRON, Pierre. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, Great Britain, v.75, n.2, p.335-346. 1988.
- PINO, Francisco A. **Análise de intervenção em séries temporais: aplicações em economia agrícola**. São Paulo: USP/IME, 1980. 253p. Dissertação de Mestrado.
- RESENDE, André L. A política brasileira de estabilização 1963/1968. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.12, n.3, p.757-806, dez. 1982.

SANTIAGO, Maura M. D.; CAMARGO, Maria de L. B.; MARGARIDO, Mario A. Detecção e análise de outliers na série temporal de índice de preços recebidos pelos agricultores no estado de São Paulo. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v.27, n.1, p.29-51, jan./abr. 1997.

SACHS, Jeffrey; ZINI JUNIOR, Álvaro. A inflação brasileira e o "Plano Real". **Revista de Economia Política**, São Paulo, v.15, n.2, p.26-49, abr./jun. 1995.

SAS INSTITUTE. **SAS/ETS user's guide**. Cary, NC, 1988.

SICSÚ, João. A URV e sua função de alinhar preços relativos. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v.16, n.2, p.71-85, abr./jun. 1996.

VANDAELE, Walter. **Applied time series and box-jenkins models**. New York: Academic Press, 1983. 417p.

Recebido em 15/07/99. Liberado para publicação em 30/09/99.

Agríc. São Paulo, SP, 46(2):1-18, 1999.