

CHOQUE AGRÍCOLA, INDEXAÇÃO E ACELERAÇÃO INFLACIONÁRIA: TESTE DE UM MODELO PÓS-KEYNESIANO¹

José Roberto Vicente²

RESUMO

O objetivo deste trabalho foi verificar se, no Brasil, durante a vigência de diversos tipos de indexação, nas décadas de 70 e de 80, choques de oferta agrícola foram capazes de alterar o comportamento da inflação. Modelos de regressão, ARIMA e estruturais foram utilizados na análise dos dados. Foram pré-selecionados nove anos da série como passíveis de apresentarem aceleração da inflação, desencadeada por expectativas de quebras de safras. Os resultados obtidos por análise de regressão, para oito daqueles anos, não permitiram rejeitar essa hipótese. Quando os dados foram analisados de forma agregada - através de modelos estruturais e ARIMA - as variáveis representativas dos choques agrícolas também apresentaram significância estatística.

Palavras-chave: choques de oferta, indexação, inflação.

AGRICULTURAL SUPPLY SHOCK, INDEXATION AND INFLATION ACCELERATION: TEST OF A POST KEYNESIAN MODEL

SUMMARY

The objective of this paper was to verify whether the agricultural supply shocks occurring in Brazil, during the 70's and 80's, were able to change the inflation behaviour while many kinds of indexation were in action. Regression, ARIMA and structural models were used in data analysis. According to the results of the regression analysis, the hypothesis that the inflation increased in eight out of the nine previously selected years - chosen as likely representatives of the inflation acceleration brought about by expectations of crop failure - could not be rejected. The proxies for agricultural supply shocks were also statistically significant in structural and ARIMA models.

Key-words: supply shocks, indexation, inflation.

"Quanto a mim, recebi o impacto de livros desacreditados agora....."

Pablo Neruda, Para Nascer Nasci, caderno 7.

1 - INTRODUÇÃO

A dimensão do papel da agricultura na aceleração da inflação é motivo de controvérsia: um dos extremos pode ser representado por correntes estruturalistas baseadas no pensamento Cepalino, que consideravam o setor agrícola como o maior responsável pela inflação na América Latina, que estaria associada a alterações nos preços relativos causadas por mudanças estruturais na economia. A demanda de alimentos se elevaria devido ao processo de urbanização, e seria atendida somente pela elevação

substantial dos preços relativos³. O setor agrícola também não conseguiria atender à exigência crescente de divisas necessárias para o esforço de substituição de importações, devido à inelasticidade da demanda internacional de produtos agrícolas. Quando o governo utilizasse o mecanismo de desvalorização cambial, apenas conseguiria elevar os custos industriais e realimentar a pressão sobre o nível geral de preços⁴.

Por outro lado, certas correntes mais ortodoxas, que vêm no financiamento dos déficits governamentais, através de emissões, a causa da inflação⁵, às vezes restringem o papel dos preços agrícolas no processo à sua estrita participação ponderada dentro dos índices agregados de preços.

Todavia, mesmo que a agricultura não seja a causa principal da inflação, parece razoável supor que

os impactos de frustrações de safras - especialmente num contexto de estoques governamentais reduzidos ou manejados inadequadamente - sobre os preços dos alimentos, e, portanto, sobre os salários reais, podem desencadear alterações no estado das expectativas, afetando previsões sobre os índices inflacionários futuros⁶. A importância desse efeito sobre os salários reais é realçada, por exemplo, pela pesquisa sobre orçamentos familiares, realizada pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE) entre 1990 e 1992. Os resultados mostraram que os gastos com alimentos consumiam, diretamente, 38% da renda; se se agregar a esse total os 9% dispendidos com vestuário, tem-se uma participação de, aproximadamente, 50% nas despesas representada pelos produtos agrícolas⁷. Nas economias em que os contratos - principalmente os salariais - têm que ser revistos constantemente, devido a cláusulas de indexação, e havendo uma participação elevada dos produtos agrícolas sobre os orçamentos familiares, o impacto de reduções na oferta de alimentos sobre as expectativas deve ser potencializado⁸. Parece, portanto, que se justificam tentativas de comprovar empiricamente se a diminuição súbita da oferta de produtos agrícolas foi, no passado recente, capaz de acelerar o processo inflacionário.

O objetivo deste trabalho é verificar se, no Brasil, nas décadas de 70 e de 80, durante a vigência de diversos tipos de indexação (com abrangência e periodicidade de reajustes distintos), choques de oferta agrícola - através de seus efeitos sobre o estado das expectativas - foram capazes de acelerar e alterar o comportamento das variações dos índices de inflação.

O arcabouço teórico escolhido é o pós-keynesiano, que procura desenvolver um programa de pesquisa econômica diretamente derivado de Keynes, sem o uso de instrumentais walrasianos, marxistas, ricardianos, etc., em seu núcleo teórico central, e que enfatiza conceitos como incertezas, expectativas, dimensão temporal e o papel da moeda nas economias modernas (AMADEO & DUTT, 1987; CARVALHO, 1988; SILVA, 1991b).

2 - MUDANÇAS NAS EXPECTATIVAS E DESTABILIZAÇÃO

O base do presente estudo é o trabalho de DAVIDSON & KREGEL (1980), que trata, em sua

segunda parte, de estabilidade e inflação. Esses autores afirmam que o modelo dinâmico de Keynes sinaliza a possibilidade lógica de instabilidades violentas: não obstante, exceto por episódios históricos raros, o capitalismo tem sido relativamente durável e homeostático. Portanto, é importante na análise da inflação elevada, delinear as características dos agentes e das instituições econômicas modernas que têm provido um mecanismo homeostático num mundo de incertezas.

A seguir, passam a analisar contratos e estabilidade de preços, partindo da premissa que a contratação antecipada é a mais importante instituição econômica concebida para controlar o curso incerto dos mercados no futuro. Como a produção demanda tempo, empresários estão sempre envolvidos em contratos antecipados para assegurar os custos de insumos e, numa cadeia de produção não integrada, em contratos de vendas para assegurar preços e rendimentos futuros. Pode-se ver, portanto, a instituição dos contratos privados como o caminho que empresas sob mercado livre escolheram para assegurar certo controle sobre preços e salários. Uma vez que contratos salariais nominais (monetários) são a forma mais freqüente de contratos antecipados nas economias modernas e que sua duração normalmente excede o período de gestação para a produção da maioria dos bens, é a instituição da contratação prévia de trabalho que fornece a base para a crença convencional na estabilidade de preços no tempo; convenção semelhante é necessária se empresários estão tomando créditos de longo prazo.

Como todos os valores de troca são relativos e os valores correntes de todos os bens passíveis de revenda dependem da expectativa de seus preços futuros à vista, o que fornece uma âncora para o nível de preços monetários no tempo é a crença na estabilidade ou imutabilidade dos custos de produção nominais durante esse mesmo tempo. Uma vez que os contratos prévios de trabalho são fixados em termos nominais e por um período de tempo que excede o período de gestação da produção, os agentes econômicos podem esperar rigidez no nível de preços de novos bens e serviços. São os contratos salariais nominais, e a rigidez daí resultante, que permitiram a Keynes produzir um modelo de equilíbrio estável, mas potencialmente alterável.

Friedman, segundo DAVIDSON & KREGEL (1980), defendeu durante certo tempo, a redução da duração dos contratos de trabalho para um período de tempo inferior ao da produção, como forma de lutar

contra a inflação. A recomendação de Friedman era indexar todos os contratos, tanto os de trabalho como os demais, a um índice de preços correntes⁹.

A indexação generalizada de contratos de trabalho, segundo DAVIDSON & KREGEL (1980), criaria a flexibilidade de salários e, simultaneamente, destruiria o convencionalismo da rigidez (ou imutabilidade) de preços necessária para que os empresários capitalistas iniciem os compromissos da produção. Episódios históricos mostram que indexação generalizada é uma forma ineficiente de política, uma vez que só conseguiria manter salários e preços estáveis se os mesmos já fossem estáveis, e se não houvesse nada que alterasse as expectativas de estabilidade¹⁰. Qualquer coisa que precipite expectativas inflacionárias pode, sob o esquema de indexação proposto por Friedman, levar a inflação ao infundável. Essa institucionalização de elasticidade de expectativas igual a um, via indexação, criaria uma economia instável. Como HICKS (1984) havia notado, se todas as elasticidades de expectativas forem unitárias, a estabilidade do sistema só poderá ser mantida se os salários forem rígidos; mas se todas as elasticidades de expectativas forem unitárias, por que seriam rígidos os salários? A resposta de Hicks a essa questão retórica foi que os salários monetários permaneceriam moderadamente rígidos se os assalariados tiverem expectativas de preços moderadamente inelásticas: exatamente o oposto da indexação. Segundo DAVIDSON & KREGEL (1980), Hicks mostrou que, uma vez que a elasticidade das expectativas dos trabalhadores tendesse para um, negociadores iriam ter argumentos para indexar e a rigidez dos salários nominais cessaria completamente. A estabilidade requer, concluiu aquele autor, uma tendência para rigidez de certos preços, particularmente dos salários, mas tem que existir também uma tendência à rigidez nas expectativas sobre certos preços. Pode-se acrescentar que essas tendências estão presentes nas modernas instituições de contratos prévios gerais e, em particular, nos contratos prévios de trabalho.

Embora DAVIDSON & KREGEL (1980) desenvolvam o exemplo de um processo desestabilizador desencadeado por uma mudança autônoma nas expectativas, criando uma elevação na demanda, **o mesmo poderia ser iniciado por uma redução esperada na oferta**, como o caso dos choques agrícolas, que se pretende estudar. Então, "atos de Deus ou dos homens, tais como uma seca, substituição preventiva

de estoques de oferta conforme uma mercadoria é consumida, um cartel internacional deliberadamente retendo estoques, iniciariam aumentos nos preços à vista de mercadorias e por isso, via indexação, deflagrariam o processo doméstico de inflação, que iria somente exacerbar o problema da elevação inicial de preços" (DAVIDSON & KREGEL, 1980).

A conclusão, segundo DAVIDSON & KREGEL (1980), é que num modelo Keynesiano dinâmico, no qual o equilíbrio pode nunca ter tempo de estabelecer-se ou, mesmo se estabelecido, pode não durar muito, somente a rigidez e a duração dos contratos de trabalho podem prover a estabilidade convencional de preços requerida para escapar de processos violentamente desestabilizadores.

3 - O COMPORTAMENTO DOS AGENTES ECONÔMICOS SOB A PERSPECTIVA DE OCORRÊNCIA DE CHOQUES AGRÍCOLAS: HIPÓTESES BÁSICAS E TESTE EMPÍRICO

O plantio da safra de verão (ou das águas) no Centro-Sul do País, que concentra a maior parte da produção, ocorre principalmente durante os meses de setembro, outubro e novembro (FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS, 1980). Os agentes econômicos, portanto, entre outubro e dezembro têm conhecimento desse componente da oferta agrícola¹¹. As condições do tempo nos meses de setembro, outubro, novembro e dezembro, logo que conhecidas, levam a especulações sobre seus efeitos na produtividade tanto das culturas perenes como das anuais. O processo de formação das expectativas parece estar, no último trimestre do ano, adiantado o suficiente para possibilitar aos agentes adequarem-se aos níveis previstos da oferta.

Essa formação de expectativas, todavia, é caracterizada por ser intrinsecamente precária, dada a realidade atual dos serviços de previsão de safras¹² e as características da agricultura, predominantemente susceptível a variações climáticas, que irão afetar significativamente os níveis de produtividade¹³, enquanto que os trabalhos desenvolvidos na área de quantificação de perdas antes da colheita são raros e pouco utilizados.

Expectativas baseadas nesse modelo incompleto e imperfeito tendem a superestimar a magnitude tanto da escassez como do excesso de oferta. Exemplo recente foi a seca ocorrida na Região Centro-Sul na safra 1985/86, quando foram previstas quedas de

produção da ordem de 30% a 50%, enquanto que, ao final da safra, verificaram-se níveis de perdas substancialmente inferiores¹⁴. As expectativas contribuíram, por exemplo, para que fossem efetuadas pesadas importações de alimentos¹⁵, criando problemas para o armazenamento da safra 1986/87 e aumentando as dificuldades que o País atravessou na área do balanço de pagamentos.

A partir da formação de expectativas de choque de oferta, os agentes iniciarão o processo de adequação às mesmas. Comerciantes de produtos agrícolas tenderão a elevar os preços de suas mercadorias, prevendo demanda maior do que a oferta e maiores custos de reposição de estoques¹⁶; as indústrias que utilizam matérias-primas agrícolas podem adotar comportamento semelhante. É razoável supor que os trabalhadores procurarão recuperar o poder de compra de seus salários, diminuído por esses aumentos; na presença de mecanismos formais de indexação (ou mesmo informais), os empresários tenderão a elevar seus preços devido à expectativa de elevação de salários - e, conseqüentemente, de seus custos de produção - num processo que será mais evidente quanto menor for o intervalo entre reajustes salariais legais.

As conseqüências de previsões de choques agrícolas, segundo essa perspectiva, não têm que ocorrer necessariamente via elevação de preços dos produtos agrícolas em níveis superiores aos dos demais setores da economia, devendo, todavia, manifestar-se em alterações no comportamento das variações do índice geral de preços¹⁷.

Essas elevações podem perfeitamente ocorrer antes da colheita, com os agentes antecipando-se ao que acreditam deva ser o comportamento do mercado no futuro. Durante e depois da colheita, novas expectativas a respeito dos preços em futuro próximo, provavelmente mais aperfeiçoadas, em que pese a precariedade do sistema de estimativas de safras, podem acelerar ou desacelerar o ritmo das remarcações, refletindo-se, novamente, nos índices inflacionários.

Para testar empiricamente a hipótese de desencadeamento de aceleração inflacionária por choques agrícolas, inicialmente analisaram-se as séries de dados de produção agrícola em nível de Brasil, coletadas pela Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e ordenadas e publicadas por SILVA; VICENTE; CASER (1990). Através de comparações entre índices de produção, foram isolados os anos em que quedas de produção pudessem

ser caracterizadas como choques agrícolas¹⁸. A seguir, verificou-se se no final do ano anterior e começo do ano corrente ocorreram alterações nos padrões de elevação do índice geral de preços (IGP-DI/FGV)¹⁹.

Isso foi feito, inicialmente, através de modelos com variáveis binárias (HOFFMANN & VIEIRA, 1977; JUDGE et alii, 1985), que assumiram valor zero antes do período de ajuste das expectativas à possibilidade do choque agrícola e valor um durante o mesmo²⁰. Equações de regressão foram ajustadas, tendo como variável dependente a variação mensal do índice geral de preços, e como variáveis explicativas o tempo T (ajuste de tendência), a variável binária D (para captar diferenças no intercepto) e uma variável "artificial" DT, resultante da multiplicação da variável binária pelo tempo (para detectar mudanças de inclinação).

Formalmente,

$$\Delta IGP = \alpha_1 + \alpha_2 D + \beta_1 T + \beta_2 DT + \varepsilon_t \quad (1)$$

Caso o coeficiente da variável binária, e/ou o da variável "artificial", aparecesse com significância estatística, poder-se-ia concluir que houve, a partir daquele ponto, uma alteração nos padrões das elevações do índice de preços. Quando foi detectada a existência de autocorrelação nos resíduos, procurou-se contornar o problema aumentando a série em análise (retrocendo ou avançando no tempo), ou alterando a especificação do modelo, por exemplo, com a estimação de parâmetros auto-regressivos ou de médias móveis (VANDAELE, 1983).

Esse procedimento, embora permita analisar isoladamente os anos com possíveis efeitos de expectativas, padece do defeito óbvio de trabalhar com um reduzido número de observações; por esse motivo, procurou-se complementar essa análise com modelos capazes de serem ajustados para toda a série.

A segunda alternativa utilizada foi o ajuste de modelos estruturais, cuja forma mais simples é constituída por tendência, sazonalidade e componente irregular (HARVEY, 1989):

$$y_t = \mu_t + \gamma_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde Y_t é a variável dependente, μ_t o componente da tendência, γ_t o componente sazonal e ε_t o componente irregular, com $t = 1, \dots, T$.

O processo gerador da tendência é conside-

rado como uma aproximação local a uma tendência linear:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \quad (3)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t \quad (4)$$

onde η_t e ζ_t são ruídos brancos não correlacionados entre si, e com variâncias σ_{η}^2 e σ_{ζ}^2 , respectivamente, e β é a declividade da tendência.

O componente sazonal é gerado por:

$$\gamma_t = -\sum_{j=1}^{s-1} \gamma_{t-j} + \omega_t \quad (5)$$

onde ω_t é ruído branco, com variância σ_{ω}^2 e s é o número de fatores sazonais durante o ano.

A operacionalização do modelo é feita através de sua representação na forma de espaço de estado²¹. O espaço de estado de um modelo univariado de série temporal consiste de uma equação de transição

$$\alpha_t = T_t \alpha_{t-1} + \kappa_t \quad (6)$$

e, de uma equação de medida

$$y_t = z_t' \alpha_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

onde y_t é o vetor das observações, α_t é o vetor de estado (em geral não observável), z_t é um vetor de parâmetros que relaciona a série observada ao vetor de estado, T_t é uma matriz de parâmetros que representa a evolução do vetor de estado. Assume-se que ε_t é ruído branco com média zero e variância $h_t = \sigma_{\varepsilon}^2$, κ_t é ruído branco multivariado com média zero e matriz de covariância

$$Q_t = \text{diag}(\sigma_{\eta}^2, \sigma_{\zeta}^2, \sigma_{\omega}^2, 0, 0) \quad (8)$$

Adicionalmente, assume-se que o vetor de estado inicial (α_0) tem média a_0 e matriz de variâncias e covariâncias P_0 ($m \times m$) e que os termos aleatórios são não-correlacionados entre si e com o vetor de estado inicial.

Para facilitar a compreensão, apresenta-se a forma de espaço de estado de um modelo estrutural básico, supondo-se, por simplicidade, dados trimestrais ($s=4$); a equação de transição fica sendo (HARVEY, 1989):

$$\alpha_t = \begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \gamma_t \\ \gamma_{t-1} \\ \gamma_{t-2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 & -1 & -1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ \beta_{t-1} \\ \gamma_{t-1} \\ \gamma_{t-2} \\ \gamma_{t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \zeta_t \\ \omega_t \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (9)$$

A equação de medida é:

$$y_t = [1 \ 0 \ 1 \ 0 \ 0] \alpha_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

A representação do modelo em forma de espaço de estado torna possível a aplicação do Filtro de Kalman (cujas equações são apresentadas em HARVEY, 1989 e em SOUZA, 1989), um procedimento recursivo que permite obter estimadores ótimos (de menor erro quadrático médio) atualizados do vetor de estado, com base nas informações disponíveis até o instante t . Como o método supõe conhecidos h_t e as matrizes z_t , T_t , e Q_t , esses parâmetros (chamados de hiperparâmetros) têm que ser estimados: pela abordagem clássica (de Harvey), a estimação é feita diretamente da série histórica, por máxima verossimilhança, geralmente no domínio do tempo.²² Também os valores de a_0 e de P_0 tem que ser conhecidos *a priori*, podendo ser calculados a partir das primeiras observações ou obtidos a partir de uma *priori* difusa (SOUZA, 1989) fazendo, por exemplo, $a_0 = 0_{m \times 1}$ e $P_0 = cI_{m \times m}$, onde c é um número real finito mas muito grande.

A vantagem mais imediata dessa metodologia, no caso presente, é a possibilidade da tendência variar a cada instante. A forma apresentada anteriormente foi modificada para incorporar duas variáveis de intervenção: a binária descrita anteriormente (D), e outra binária representativa dos planos econômicos decretados a partir de 1986 (DP), cobrindo os períodos de congelamento de preços. A forma assumida para as intervenções, nos dois casos, foi de início abrupto e efeito transitório (variáveis de impulso), alterando o nível da série (HARVEY, 1989). A equação (2), passa a ser, então:

$$y_t = \mu_t + \gamma_t + \lambda \omega_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

onde ω é a matriz das variáveis de intervenção e λ é o vetor de coeficientes de ω .

Outra especificação desse tipo de modelo foi experimentada, tomando-se a variável DT, antes descrita, como explicativa e a binária representativa dos planos econômicos como variável de intervenção:

$$y_t = \mu_t + \gamma_t + x_t' \delta + \lambda \omega_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

onde x_t é a variável explicativa e δ seu coeficiente estimado.

Como terceira alternativa estimaram-se modelos ARIMA, com as variáveis D e DP aparecendo como intervenções na série, cuja forma geral pode ser representada por (VANDAELE, 1983):

$$Y_t = \frac{\omega B}{1 - \delta B} P_t + \frac{\theta(B)}{\phi(B)(1 - B)^d} a_t \quad (13)$$

onde P_t representa uma variável de intervenção²³, B é o operador de defasagens, d o operador de diferenças e a_t é ruído branco; ω , δ , θ e ϕ são os parâmetros a serem estimados. A especificação de início abrupto, duração temporária e efeito sobre a série no mesmo período das intervenções levaram a assumir $\omega B = \omega$ e $\delta = 0$.

Também com essa metodologia, tentou-se a especificação de um modelo de função de transferência com variáveis de intervenção, com DT aparecendo como variável exógena e DP como intervenção, com a forma geral (VANDAELE, 1983):

$$Y_t = \psi(B) I_t + \frac{\omega(B)}{\delta(B)(1 - B)^d} x_t + \frac{\theta(b)}{\phi(B)(1 - B)^d} a_t \quad (14)$$

onde $\psi(B)I_t$ representa o modelo de intervenção descrito em (13) e x_t é a variável explicativa, assumindo-se ordem zero para o polinômio do numerador e sem parâmetros no denominador, isto é, $\omega(B) = \omega_0$ e $\delta(B) = 1$ ²⁴.

No período 1971-88 ocorreram diminuições, em relação às quantidades produzidas no ano anterior (índices menores do que 100), em 1973 (produtos domésticos, exportáveis e total), 1976 (exportáveis e total), 1978 (domésticos), 1979 (exportáveis), 1982 (exportáveis e total), 1983 (domésticos e total), 1986 (exportáveis e total) e 1988 (exportáveis e total) (Tabela 1). Embora não estivessem disponíveis índices calculados pelo mesmo método após 1988, o ano de 1990 também foi incluído na análise devido à queda de 11,1% no produto do subsetor de lavouras e de 4,1% no produto agrícola total, relativamente a 1989 (RODRIGUES, 1991)²⁵. A divisão dos produtos em domésticos e exportáveis, como enfatiza HOMEM DE MELLO (1988), é con-tingência da natureza de cada um dos mercados (seu grau de abertura às transações internacionais), sendo, em princípio, possível que produtos não alimentares integrem o grupo de domésticos e que produtos exportáveis sejam alimentos. Café, cana-de-açúcar, laranja e soja, embora exportáveis, pesam substancialmente na cesta do consumidor interno²⁶.

No segundo semestre de 1972, as taxas inflacionárias encontravam-se em movimento francamente descendente. As expectativas da ocorrência de um choque agrícola devem ter contribuído para o "salto" observado em janeiro de 1973, com uma queda em fevereiro e novas elevações nas taxas de março e abril, voltando a declinar em maio e junho, provavelmente devido à realização dos ajustes de preços necessários, ou a uma possível superestimação das quebras esperadas, não confirmadas pela

4 - RESULTADOS E DISCUSSÃO

TABELA 1 - Variação Anual da Quantidade de Produtos Agrícolas, Brasil, 1971-88¹

Ano	Produtos domésticos ²	Produtos exportáveis ³	Total
1971	102	131	111
1972	103	109	105
1973	91	95	93
1974	106	131	117
1975	101	102	102
1976	110	81	96
1977	103	116	107
1978	91	113	102
1979	107	98	102
1980	109	111	110
1981	100	118	108
1982	108	88	98
1983	83	117	99
1984	117	103	109
1985	107	121	115
1986	104	74	86
1987	109	129	119
1988	103	97	99

¹Índices calculados pela fórmula de Theil.

²Arroz, banana, batata, cebola, feijão, mandioca, milho, tomate e trigo.

³Algodão, amendoim, cacau, café, cana-de-açúcar, laranja, mamona e soja.

Fonte: SILVA (1991a).

colheita. A mudança de comportamento das variações dos índices foi captada pelo modelo 1 (Tabela 2 e Figura 1), em que a variável artificial apareceu como positiva e significativa, indicando uma alteração na tendência da série (diminuição na declividade, uma vez que o coeficiente da variável artificial é menor do que o da tendência original)²⁷.

As variações dos índices inflacionários, no segundo semestre de 1975, não vinham apresentando tendência estatisticamente significativa (modelo 2, Tabela 2 e Figura 2). Nesse ano, as expectativas, provavelmente também associadas a previsões de choque de oferta agrícola, manifestaram-se de maneira nítida, já que a partir de dezembro aparece uma tendência (coeficiente da variável binária - que representa o novo intercepto - negativo e da variável artificial positivo); em maio, a variação do índice praticamente repetiu o nível observado em abril, declinando em junho.

No período julho de 1977 a junho de 1978, o

comportamento da série foi menos claro: dentre as variáveis originais do modelo, apenas a tendência aparecia como positiva e estatisticamente significativa a 10%, ocorrendo problemas de autocorrelação. Quando o período em análise retrocedeu até março de 1977 (modelo 3, Tabela 2 e Figura 3), a tendência inicial passa a ser negativa, a variável artificial - tendência do segundo período - positiva e significativa, e a variável binária negativa, apontando uma inflexão para cima, ou uma aceleração das taxas de inflação a partir de janeiro, comportamento que se manteve até junho.

Durante o segundo semestre de 1978, a série de variações do Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI), da Fundação Getúlio Vargas (FGV) apresentou leve tendência de queda, estatisticamente não-significativa; quando o período em análise retrocedeu a fevereiro, a tendência aparece negativa e significativa (modelo 4, Tabela 2 e Figura 4). Já a partir de janeiro de

TABELA 2 - Principais Resultados dos Modelos Estimados Relacionando a Variação Mensal do Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI) às Variáveis Tendência, Binária e Artificial, 1972-90

Modelo	Período	Variável ¹						R^{2^1}	15 DW^{16}	$Q_2^{6,17}$
		Intercepto	Binária	Tendência	Artificial	AR1 ²	MA1 ³			
1	07/72-04/73	6,041a	-3,298a ⁷	-0,148a	0,114a ⁷	-	-1,026b	0,93	2,33	1,75
2	07/75-04/76	8,039	-32,402c ⁸	-0,828	0,458a ⁸	-	-	0,73	1,99	2,05
3	03/77-06/78	21,466a	-30,383b ⁹	-0,206a	0,328a ⁹	-	0,506c	0,58	1,97	2,67
4	02/78-03/79	17,091a	-140,583a ¹⁰	-0,137a	1,299a ¹⁰	-	-0,886b	0,93	2,07	1,24
5	08/81-06/82	84,863c	-96,944b ¹¹	-0,562c	0,659b ¹¹	-	-	0,64	2,11	3,84
6	07/82-04/83	183,938a	-319,722a ¹²	-1,175a	2,087a ¹²	-0,797b	-	0,93	2,48	1,46
7	01/85-02/86	41,247	-543,890b ¹³	-0,169	2,869b ¹³	-	-	0,76	2,05	0,20
8	07/87-06/88	-389,219a	306,889c ¹⁴	1,872a	-1,410c ¹⁴	-	-	0,91	2,01	1,05
9	05/89-03/90	-1.111,762b	-1.147,553b ¹⁵	4,857b	4,782b ¹⁵	-	-	0,94	2,01	0,70

¹A definição das variáveis está no item 3. Níveis de significância: a=1%; b=5%; e c=10%.

²Modelos com erros auto-regressivos de ordem 1.

³Modelos com erros de médias móveis de ordem 1.

⁴Coefficiente de determinação; nos modelos AR1 e MA1 não têm o significado usual.

⁵Estatística Durbin-Watson; nos modelos AR1 e MA1 não têm o significado usual.

⁶Estatística de Box-Pierce, com 2 graus de liberdade.

⁷De janeiro a abril de 1973, a variável binária assumiu valor 1; nos outros meses, foi igual a zero.

⁸De dezembro de 1975 a abril de 1976, a variável binária assumiu valor 1; nos outros meses, foi igual a zero.

⁹De janeiro a junho de 1978, a variável binária assumiu valor 1; nos outros meses, foi igual a zero.

¹⁰De janeiro a março de 1979, a variável binária assumiu valor 1; nos outros meses, foi igual a zero.

¹¹De janeiro a junho de 1982, a variável binária assumiu valor 1; nos outros meses, foi igual a zero.

¹²De outubro de 1982 a abril de 1983, a variável binária assumiu valor 1; nos outros meses, foi igual a zero.

¹³De novembro de 1985 a fevereiro de 1986, a variável binária assumiu valor 1; nos outros meses, foi igual a zero.

¹⁴De janeiro a junho de 1988, a variável binária assumiu valor 1; nos outros meses, foi igual a zero.

¹⁵De novembro de 1989 a março de 1990, a variável binária assumiu valor 1; nos outros meses, foi igual a zero.

Fonte: Resultados da pesquisa.

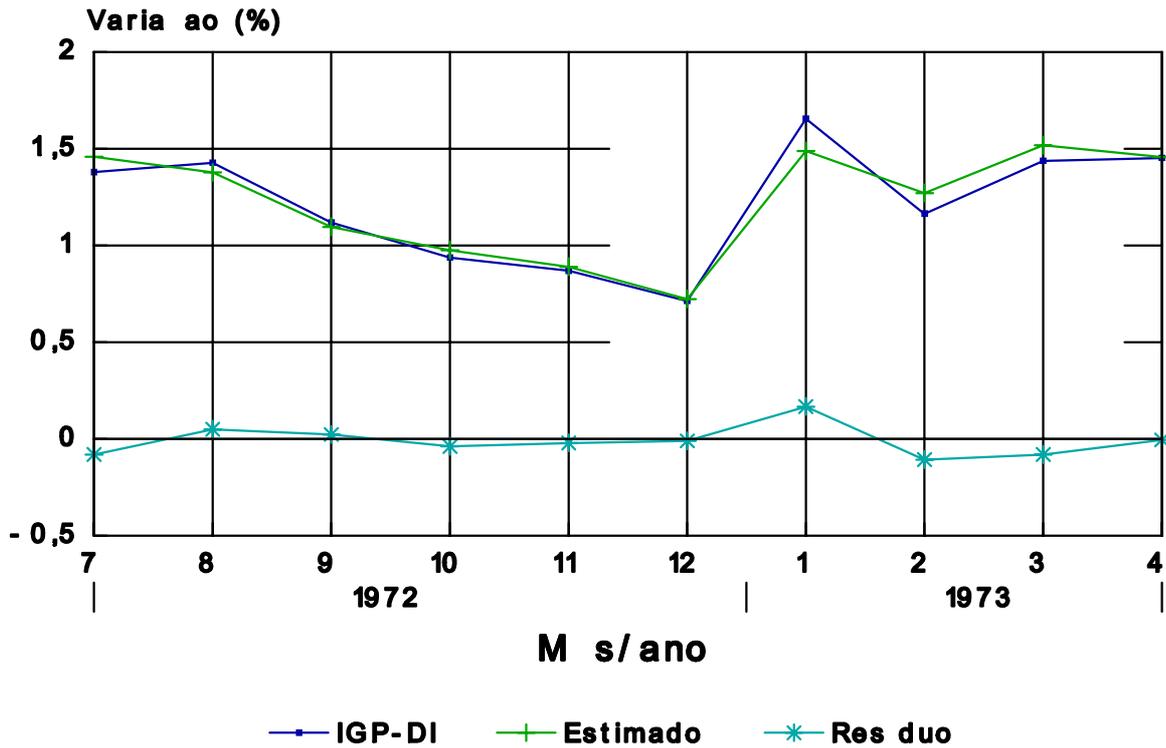


FIGURA 1 - Variações Observadas, Estimadas e Resíduos, Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI). Julho de 1972 a Abril de 1973.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de CONJUNTURA ECONÔMICA (v. números).

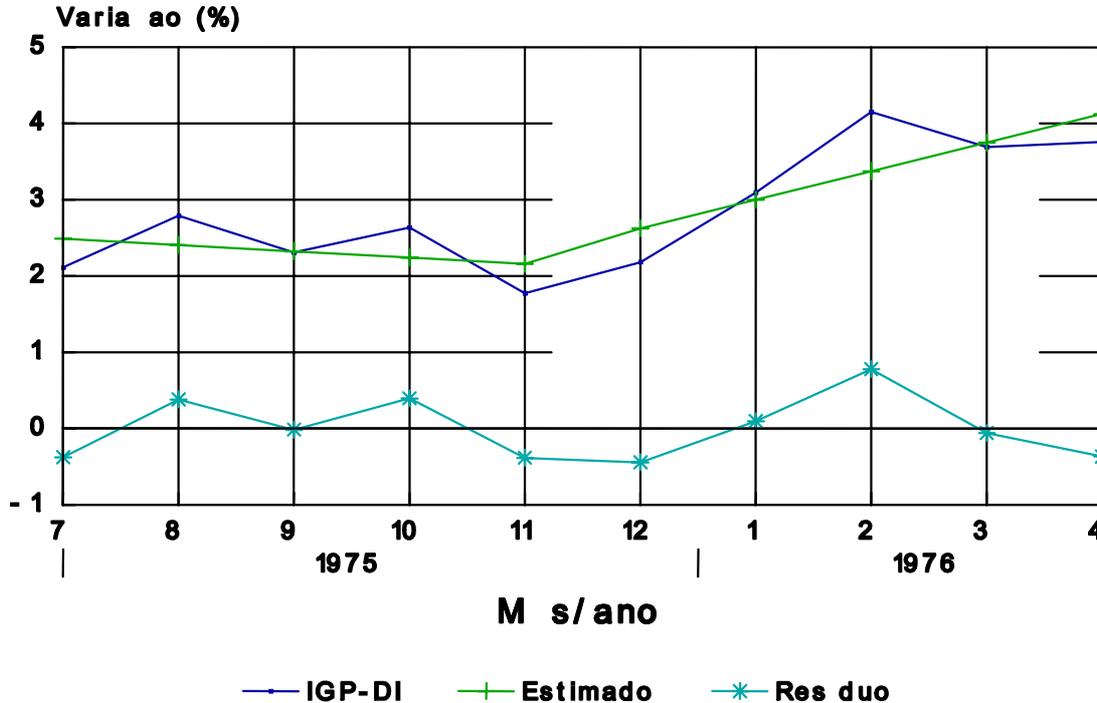


FIGURA 2 - Variações Observadas, Estimadas e Resíduos, Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI), Julho de 1975 a Abril de 1976.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de CONJUNTURA ECONÔMICA (v. números).

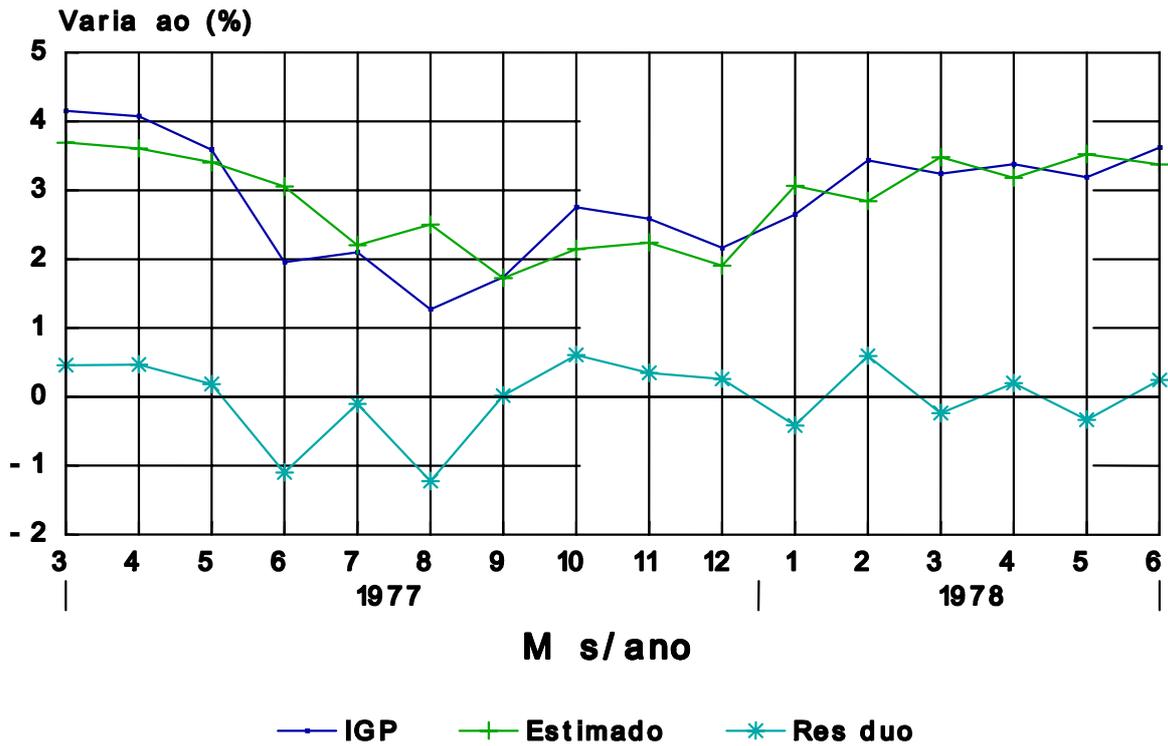


Figura 3 - Variações Observadas, Estimadas e Resíduos, Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI), Março de 1977 a Junho de 1978.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de CONJUNTURA ECONÔMICA (v. números).

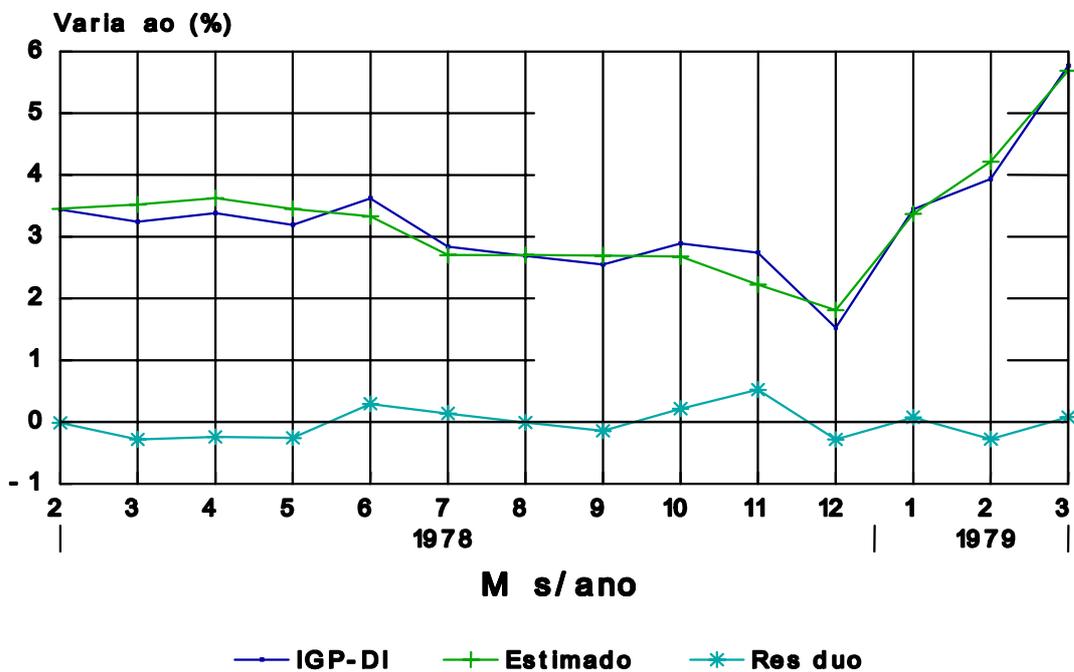


FIGURA 4 - Variações Observadas, Estimadas e Resíduos, Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI), Fevereiro de 1978 a Março de 1979.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de CONJUNTURA ECONÔMICA (v. números).

1979, a tendência foi de elevação, agora significativa, como mostram os coeficientes das variáveis binária e artificial. Os resultados da colheita, que mostraram pequena queda de quantidade nos produtos domésticos e elevações nas quantidades de exportáveis e total, devem ter retirado o fôlego do movimento ascendente, já que em abril e maio as variações do índice foram menores do que as dos meses precedentes.

As variações do índice geral de preços vinham apresentando tendência estatisticamente declinante no segundo semestre de 1981 (modelo 5, Tabela 2 e Figura 5), passando a exibir tendência ascendente a partir de janeiro de 1982 - variável binária negativa e variável artificial positiva e superior ao valor da tendência inicial - até março do mesmo ano; em abril a taxa caiu ao nível observado no novembro anterior, voltando a crescer em maio e junho.

Entre julho e setembro de 1982, percebe-se tendência declinante na variação do IGP, estatisticamente significativa (Tabela 2, modelo 6 e Figura 6). A partir de outubro, ocorreu uma mudança na inclinação (variável binária negativa e variável artificial positiva, ambas significativas), com as variações do índice entrando em ascensão até abril, caindo em maio para patamar próximo ao nível de dezembro e experimentando novo crescimento em junho.

O congelamento de preços que acompanhou a decretação do Plano Cruzado, em 28 de fevereiro de 1986, interrompeu a aceleração que se observava nas variações dos índices inflacionários a partir de novembro de 1985; entre julho e novembro de 1985, não havia uma tendência estatisticamente significativa no comportamento das variações do IGP-DI. Como já frisado anteriormente, no último trimestre de 1985 ocorreram intensas especulações sobre os efeitos da seca na produção agrícola, que apesar de severos, ficaram muito aquém das estimativas então efetuadas. Quando o ponto de partida do ajuste do modelo retrocedeu a janeiro de 1985, para compensar a perda de observações finais devido ao congelamento, os resultados não apresentaram alterações em termos de sinais ou de significância dos parâmetros, com uma tendência de elevação mais acelerada do IGP aparecendo a partir de novembro (modelo 7, Tabela 2 e Figura 7).

No ano agrícola 1987/88, a diminuição na quantidade produzida de exportáveis foi quase que compensada pela elevação na de produtos domésticos (Tabela 1). Quando o ajuste foi efetuado para o período

julho de 1987 a abril de 1988 não se observou alteração no padrão de elevação do IGP-DI a partir de janeiro. Como os efeitos do Plano Bresser, de 12 de junho de 1987, devem estar afetando os resultados, um período de ajuste alternativo, iniciado em agosto de 1987 e terminando em junho de 1988, foi experimentado (modelo 8, Tabela 2 e Figura 8). Nesse caso, os resultados obtidos apontaram para uma diminuição significativa no ritmo de elevação do IGP a partir de janeiro de 1988, provavelmente associada à substituição, então recente, do Ministro da Fazenda por outro que rejeitava as soluções heterodoxas (reduzindo as remarcações preventivas devidas às expectativas de novo congelamento), iniciando a política do "feijão com arroz".

Por último, o modelo ajustado para o ano agrícola 1989/90 teve de ser finalizado em março de 1990, em cuja segunda metade foi decretado o Plano Collor I. As variáveis tendência e artificial apresentaram coeficientes positivos e significância estatística, indicando aceleração ainda maior da inflação a partir de novembro (modelo 9, Tabela 2 e Figura 9). Naturalmente, devido ao ambiente de incerteza que dominou o País antes da posse do novo presidente, é difícil atribuir esse comportamento a um determinado fator. Porém, parece indubitável que a perspectiva de uma queda acentuada na produção das lavouras, que de fato ocorreu, deve ter contribuído para potencializar os problemas esperados.

Um argumento que poderia ser levantado para contradizer as pressuposições deste estudo é o da sazonalidade da oferta de moeda, superior nos finais de ano, atendendo à maior demanda. Isso levaria à possibilidade, através de uma análise mais ortodoxa, de um comportamento como o antes descrito em toda a série. Todavia, em defesa dos argumentos anteriormente apresentados, pode-se acrescentar que nos pontos da série 1971-90 não analisados (11), somente em três (1973/74, 1976/77 e 1986/87) observam-se resultados similares aos dos anos com expectativas de ocorrência de choques agrícolas, ou seja, alteração positiva e significativa no comportamento da variação do IGP em algum mês

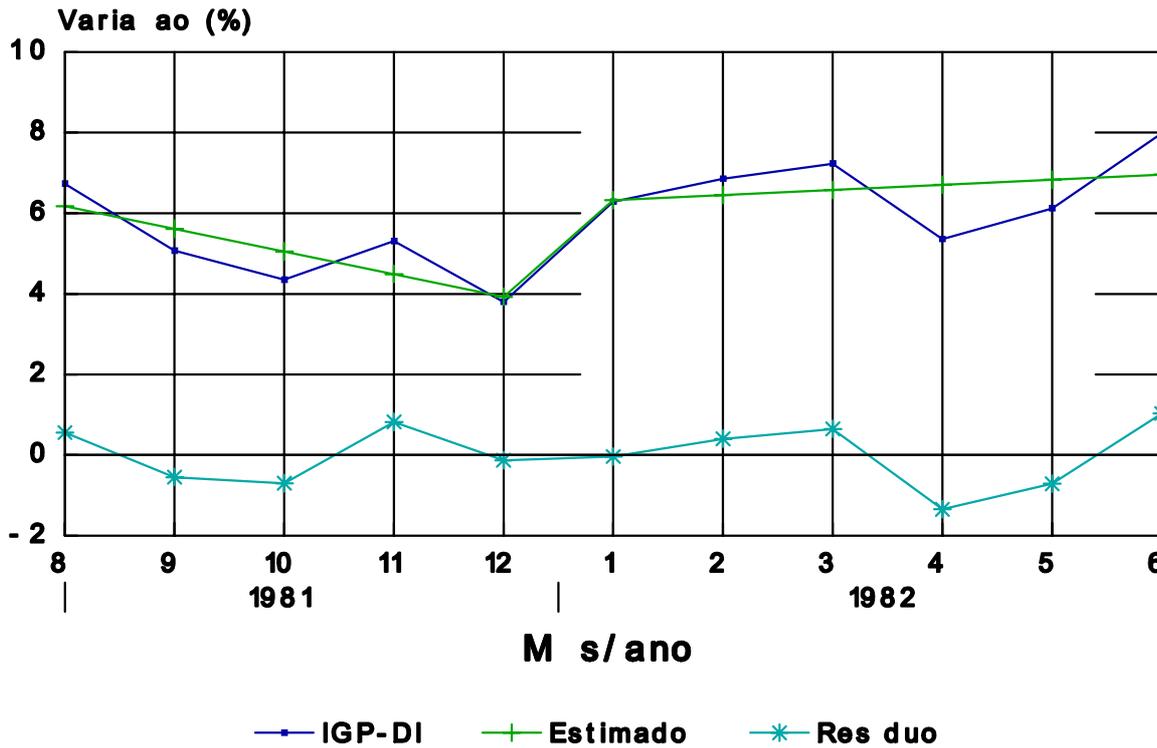


FIGURA 5 - Variações Observadas, Estimadas e Resíduos, Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI). Agosto de 1981 a Junho de 1982.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de CONJUNTURA ECONÔMICA (v. números).

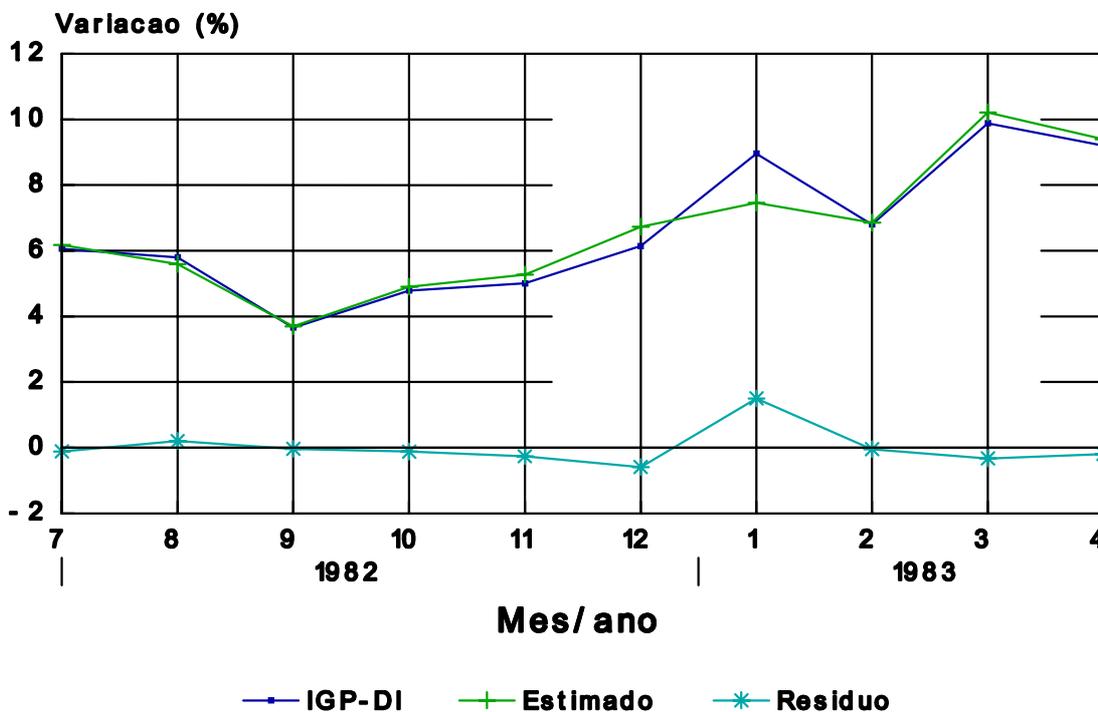


FIGURA 6 - Variações Observadas, Estimadas e Resíduos, Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI). Julho de 1982 a Abril de 1983.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de CONJUNTURA ECONÔMICA (v. números).

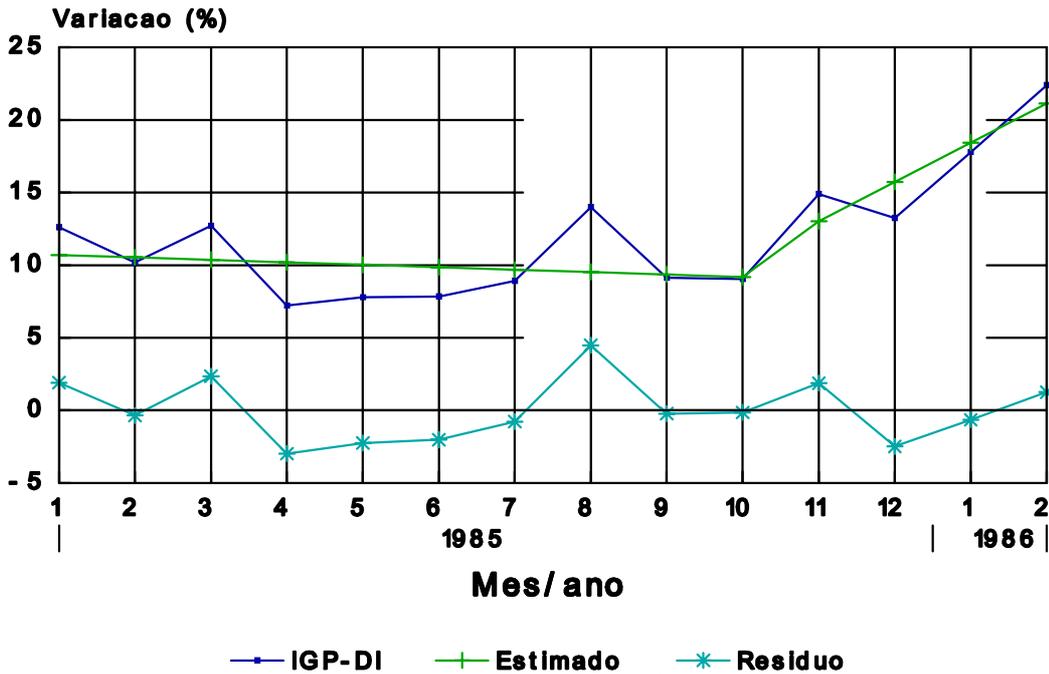


FIGURA 7 - Variações Observadas, Estimadas e Resíduos, Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI), Janeiro de 1985 a Fevereiro de 1986.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de CONJUNTURA ECONÔMICA (v. números).

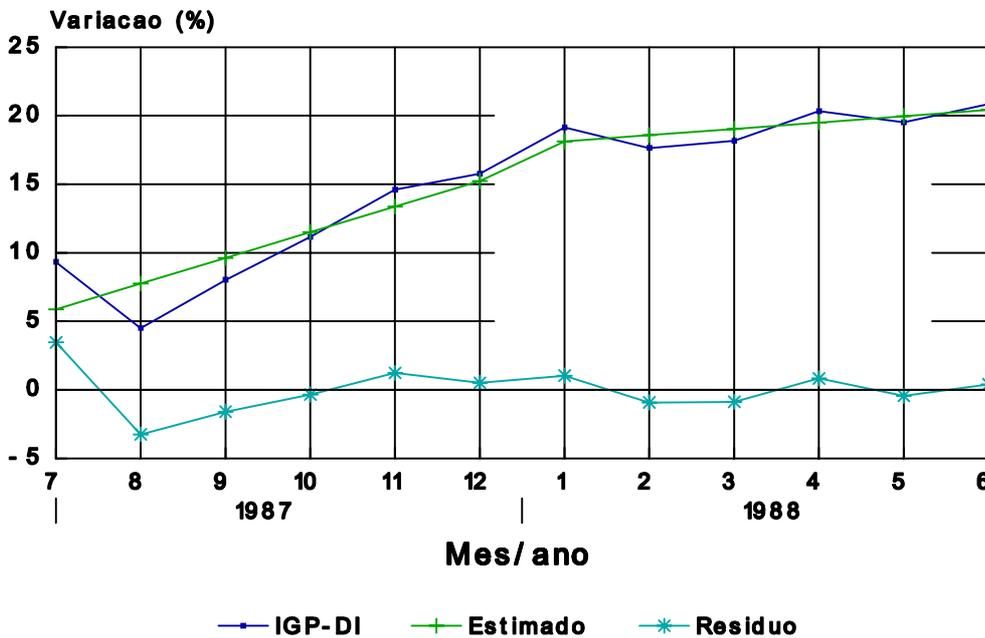


FIGURA 8 - Variações Observadas, Estimadas e Resíduos, Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI), Julho de 1987 a Junho de 1988.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de CONJUNTURA ECONÔMICA (v. números).

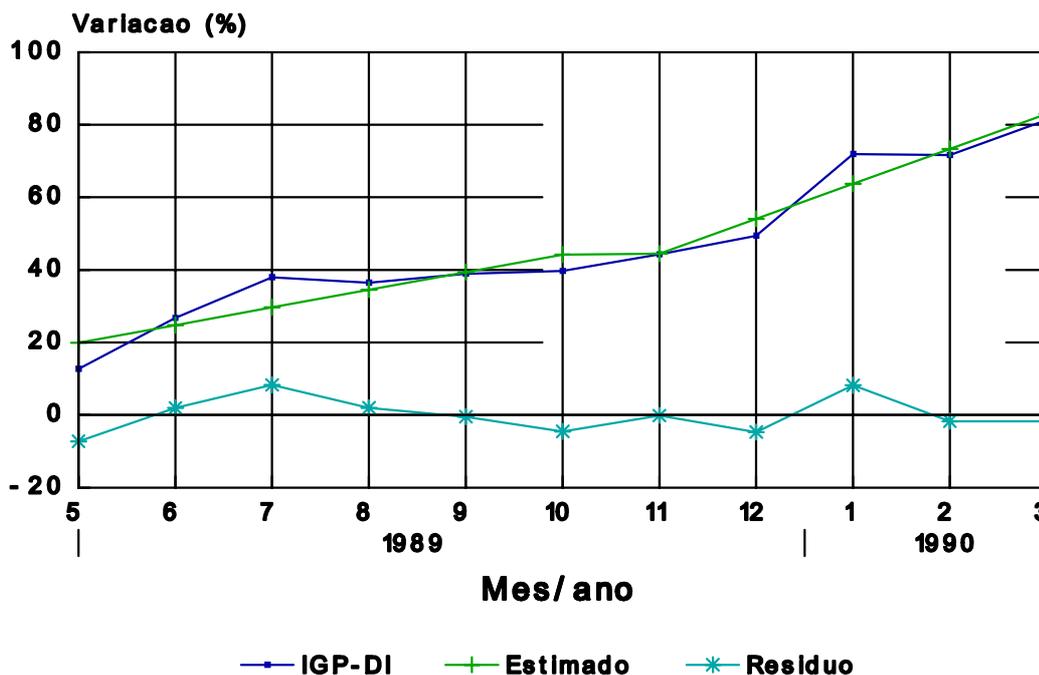


FIGURA 9 - Variações Observadas, Estimadas e Resíduos, Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI), Maio de 1989 a Março de 1990.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de CONJUNTURA ECONÔMICA (v. números).

do último trimestre até, ao menos, o primeiro trimestre do ano posterior; no último ano (1986/87) explicável pelo descongelamento de preços - existente desde a decretação do Plano Cruzado - iniciado em novembro.

O único hiperparâmetro significativo resultante do ajuste do modelo estrutural com duas variáveis de intervenção (D e DP) para a série de variações do IGP-DI/FGV foi o relativo ao nível da tendência, indicando que esse modelo também poderia ser reajustado com tendência e sazonalidade determinísticas, e sem a componente irregular (Tabela 3). As estimativas dos parâmetros do vetor de estado são significativas, para o nível da tendência e para as variáveis de intervenção representativas dos choques agrícolas (positiva) e dos planos econômicos (negativa). Nenhuma das variáveis representativas dos meses do ano apresentou significância estatística, apontando para a inexistência de sazonalidade na série. No exemplo aqui considerado, o valor do coeficiente de determinação (R^2) é elevado (0,8202); todavia, essa medida deve ser vista com cuidado devido à existência

de tendência acentuada. Nos testes efetuados para esse modelo, foram recusadas as hipóteses de normalidade e de ausência de autocorrelação. Reajustes posteriores, tomando-se o logaritmo das variações do IGP ou a primeira diferença da série, não resolveram esses problemas; a diferença mais notável que ocorreu nessas reestimações foi o fato de os hiperparâmetros dos componentes sazonal e irregular apresentarem-se significativos no modelo com os dados em logaritmos²⁸.

No modelo estrutural com uma variável explicativa exógena (DT) e uma variável de intervenção (DP), somente os hiperparâmetros referentes à declividade da tendência e ao componente irregular foram significativos (Tabela 3). As estimativas do vetor de estado indicaram significância estatística para o nível da tendência, para a variável representativa dos choques agrícolas (positiva) e para a variável de intervenção (planos econômicos, negativa); nenhum dos fatores sazonais apareceu estatisticamente

TABELA 3 - Resultados da Estimação dos Parâmetros e Hiperparâmetros de Modelos Estruturais para a Variação do Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna, da Fundação Getúlio Vargas, com duas Variáveis de Intervenção (Modelo 1) ou com uma Variável Explicativa Exógena e Uma Variável de Intervenção (Modelo 2), 1971-90¹

Hiperparâmetro	Modelo 1	Modelo 2
σ_{η}^2 (nível da tendência)	17,0979a	0,00018
σ_{ζ}^2 (inclinação da tendência)	0,004223	1,5404a
σ_{ω}^2 (sazonalidade)	0,008953	0
σ_{ε}^2 (componente irregular)	2,3272	10,748a
Parâmetro	Modelo 1	Modelo 2
Tendência		
Nível	15,9074a	13,5143a
Inclinação	-0,0329	-0,753
Fatores sazonais		
Setembro	0,1139	0,4784
Agosto	0,7267	1,1729
Julho	0,7329	1,1167
Junho	-0,136	-0,7509
Maio	-1,1044	-0,9495
Abril	-1,4998	-1,0282
Março	1,3421	1,0739
Fevereiro	0,5721	0,4153
Janeiro	1,194	0,6001
Dezembro	-1,1846	-1,2379
Novembro	-0,3999	-0,7581
Outubro	-0,3570 ²	0,1328 ²
D (choques agrícolas)	4,4619a	-
DT (choques agrícolas)	-	0,0406a
DP (planos econômicos)	-14,7496a	-16,3083a

¹As letras assinalam o nível de significância do teste t assintótico: $\alpha=1\%$.

²Não foi calculado o valor de t para a estimativa desse parâmetro.

Fonte: Resultados da pesquisa.

diferente de zero a 10% de probabilidade. O valor do coeficiente de determinação desse modelo também é elevado (0,7955), valendo a mesma ressalva do caso anterior. Similarmente à especificação anterior, não é possível concluir por normalidade e ausência de autocorrelação de resíduos, com as alternativas de transformação através de logaritmos ou aplicando diferença na série, não sendo suficientes para solucionar o problema.

Nos modelos ARIMA foi necessário efetuar uma diferença na série de variações do IGP para torná-la estacionária. Na equação com duas intervenções (D e DP), a variável binária representativa dos choques agrícolas apareceu positiva e significativa, enquanto que a representativa dos planos econômicos, também significativa, mostrou o esperado efeito negativo sobre a variável dependente (Tabela 4); os resíduos foram branqueados estimando-se um parâmetro auto-regressivo de ordem três²⁹.

O modelo de função de transferência (variável explicativa exógena DT) e variável de intervenção (DP) apresentou resultados similares, efeitos positivo e significativo dos choques agrícolas e negativo e significativo dos planos econômicos sobre a primeira diferença da série de variações do IGP-DI (Tabela 4), necessitando-se também de um parâmetro auto-regressivo de ordem três para branquear os resíduos³⁰.

Não foi possível obter coeficientes significativos quando procurou-se medir separadamente os efeitos dos choques agrícolas, provavelmente devido à especificação e duração do efeito dos mesmos.

5 - CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS

O arcabouço teórico pós-keynesiano - enfatizando a existência de expectativas, incertezas e contratos monetários - foi capaz de fornecer elementos para a análise da aceleração da inflação devida à possibilidade de choques de oferta agrícola e à existência de indexação.

Dos nove anos pré-selecionados como passíveis de haverem sofrido aceleração nas variações dos índices de inflação desencadeada por expectativas de frustrações de safras, em oito deles esse fato não foi rejeitado pela análise econométrica proposta. Na única exceção, o ano de 1988, as expectativas desencadeadas com a troca ministerial então ocorrida, descartando-se congelamentos a curto prazo, devem ter mascarado as

reações à pequena diminuição na quantidade total produzida, que não atingiu os produtos de mercado interno.

Quando os dados foram analisados de forma agregada - através de modelos estruturais e modelos ARIMA - as variáveis representativas dos choques agrícolas apareceram com significância estatística em todas as especificações experimentadas, o que reforça os resultados anteriores.

Na maioria dos anos analisados, a partir de abril, e portanto em plena safra da maioria dos produtos, os efeitos das diminuições da quantidade produzida sobre a inflação perde força, indicando que, ou os ajustes de preços necessários haviam sido efetuados, ou o volume de perdas previsto não foi confirmado.

A constatação empírica de que essas reações deram-se indistintamente, tanto em anos com grandes quebras de safra atingindo produtos de mercado interno, quanto em outros com perdas modestas e/ou associados a produtos exportáveis, leva a conjecturar sobre a necessidade de sistemas de previsões e estimativas de safras mais adequados e capazes de refletir confiavelmente e com alguma antecedência os níveis das safras a serem colhidas, diminuindo as incertezas dos agentes envolvidos no processo e as margens para manobras especulativas: o preço que a sociedade está pagando pela inexistência de tais serviços pode estar sendo muito elevado.

Os efeitos descritos foram observados tanto na década de 70, em que os mecanismos de indexação de salários eram controlados pelo governo e em que os reajustes salariais legais eram anuais, quanto na década de 80, em que reivindicações salariais, liberdade sindical e menor periodicidade de reajustes ocorreram.

Este estudo poderia ser complementado, verificando-se possíveis efeitos de safras abundantes e de variações de produções e preços externos sobre o Índice Geral de Preços (IGP). De igual interesse seriam tentativas de mensurar os efeitos dessas variáveis e de quebras de safras, nos índices de preços recebidos pelos produtores e em níveis de atacado e varejo.

TABELA 4 - Estimativas dos Parâmetros de Modelos ARIMA Relacionando a Primeira Diferença das Variações do Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna às Variáveis Representativas dos Choques Agrícolas e Planos Econômicos, 1971-90

Modelo com duas variáveis de intervenção				
Variável	Parâmetro	Estimativa	Desvio padrão	t ¹
AR ₃	φ_3	-0,19214	0,06126	-3,14a
D	ω_0	1,44744	0,70685	2,05b
DP	ω_0	-5,55312	0,98475	-5,64a
Resíduo	Defasagem	Q ²	G.L. ³	Sig. ⁴
	6	3,25	5	0,662
	12	10,52	11	0,484
	18	18,82	17	0,339
	24	21,05	23	0,578
	30	24,66	29	0,696
	36	31,38	35	0,644
	42	33,34	41	0,797
Modelo com uma variável exógena e uma intervenção				
Variável	Parâmetro	Estimativa	Desvio padrão	t ¹
AR ₃	φ_3	-0,18676	0,06132	-3,05a
D	ω_0	0,01156	0,004428	2,61a
DP	ω_0	-5,61975	0,98261	-5,72a
Resíduo	Defasagem	Q ²	G.L. ³	Sig. ⁴
	6	2,65	5	0,754
	12	9,81	11	0,547
	18	17,18	17	0,442
	24	19,50	23	0,672
	30	23,61	29	0,748
	36	29,37	35	0,736
	42	31,85	41	0,846

¹Níveis de significância: a=1% e b=5%.

²Teste Q de Ljung-Box.

³Graus de liberdade.

⁴Nível de significância.

Fonte: Resultados da pesquisa.

NOTAS

¹Trabalho referente ao projeto SPTC 16-0035/93. O autor agradece as sugestões de Milton de Abreu Campanário e de Vera Lúcia Fava, da FEA/USP e os comentários de Gabriel Luiz Seraphico Peixoto da Silva, Maria Auxiliadora de Carvalho e Samira Aoun Marques. Recebido em 28/04/94. Liberado para publicação em 14/06/94.

²Engenheiro Agrônomo, MS, Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola.

³Esse ponto de vista era, de certa forma, amparado pela correlação positiva que existia entre taxas de inflação e relações de troca agricultura/indústria (ver SAYAD, 1982); a partir de 1986, todavia, com o fracasso do Plano Cruzado e a mudança do processo inflacionário brasileiro (que teria adquirido certas características de hiperinflação), essa relação passa a ser claramente inversa (REZENDE, 1991).

⁴Descrição analítica dessa corrente encontra-se em SAYAD (1979).

⁵Como exemplo da opinião de correntes monetaristas sobre choques de oferta agrícola e inflação, pode ser citado FARIA (1994): "Quebra de safras agrícolas tampouco causa inflação. ... Se ... causasse ... o mundo viveria em permanente instabilidade monetária, pois nenhum país ... está livre dos azares do clima. ... para o combate à inflação, continua sendo absolutamente essencial controlar estritamente a emissão da moeda..."

⁶SILVA (1988), dentro de uma concepção teórica kaleckiana, utilizou mecanismo semelhante, em que preços de alimentos, ao se elevarem, induziriam os trabalhadores a buscarem recuperação de salários reais e aumentariam os custos industriais, causando elevações no índice geral de preços.

⁷Embora boa parte do vestuário seja sintético (de origem não agrícola) é possível que esse percentual seja até mais elevado, uma vez que fumo e bebidas estão incluídos nos 16% gastos com despesas pessoais.

⁸Choques de oferta e mecanismos de indexação vêm sendo estudados por vários autores, como por exemplo, BARBOSA (1978) e MODIANO (1985, 1986 e 1988).

⁹Essa proposição de Friedman deu origem a uma série de trabalhos, como os de Gray e Fisher (citados por SIMONSEN, 1983), cujas conclusões indicaram que a indexação salarial aumentaria a instabilidade dos preços diante de choques, corroborando as colocações de KEYNES (1983) na capítulo 19 da Teoria Geral.

¹⁰Isso pressupõe um salário real fixo, ou que incorpore a taxa de mudança na produtividade do trabalho.

¹¹A rigor, existem previsões de área a ser plantada desde meados do ano. Dessa forma, influências de expectativas podem ser notadas mesmo antes desse último trimestre.

¹²As previsões de safras são feitas com métodos rudimentares e elevado grau de subjetividade, com a possível exceção dos principais produtos do Estado de São Paulo. Essa situação é antiga e preocupou vários pesquisadores ao longo do tempo, como por exemplo, PASTORE (1973), NICHOLLS (1975) e SILVA (1991a); a Sociedade Brasileira de Economia Rural (SOBER) realizou um Painel sobre o assunto no XXI Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural (AS ESTATÍSTICAS, 1983). O descaso em relação a esse problema - tentativas recentes do IBGE de implementar um sistema mais moderno e baseado em amostras probabilísticas vêm sendo feitas com extrema morosidade - leva a conjecturar sobre a "conveniência" da situação atual: se a inexistência de informações fidedignas, por um lado dificulta o planejamento e a

avaliação de políticas dirigidas ao setor, por outro, possibilita ocultar a ineficiência de algumas dessas políticas.

¹³SILVA; VICENTE; CASER (1986) apresentam evidências dessa influência para várias culturas do Estado de São Paulo e uma re visão de vários trabalhos desenvolvidos para a Região Centro-Sul.

¹⁴Detalhes sobre esse fato podem ser vistos em VICENTE; CASER; SILVA (1988).

¹⁵Essas expectativas não foram as únicas responsáveis pelas maciças importações efetuadas: o governo recorreu a importações para sustentar o congelamento de preços do Plano Cruzado.

¹⁶Boa parte dos produtos agrícolas de mercado interno tem o ponto de origem das oscilações de preços fora do setor produtivo, conforme BARROS & MARTINES FILHO (1987). Essas elevações muitas vezes sequer chegam a beneficiar os produtores; dados apresentados em Conjuntura Econômica (fevereiro de 1992) mostram que durante a década de 80 os preços recebidos pelos produtores de arroz e feijão reduziram-se em até 26% em termos reais, enquanto que os preços pagos pelo consumidor, pelos mesmos produtos, apresentaram crescimento real de até 88%.

¹⁷Sob esse prisma, não seria de todo adequado medir a influência de choques agrícolas através de modelos de decomposição de causas. A elevação de preços desencadeada fora do setor explicaria, de certa forma, resultados que apontam a agricultura mais como vítima do que como causadora do processo inflacionário (ver os trabalhos de FERREIRA FILHO, 1989 e de VIEIRA & TEIXEIRA FILHO, 1989).

¹⁸Para ser coerente com a hipótese de formação de expectativas baseadas em um modelo imperfeito, qualquer quebra de safra, mesmo pequena, merece ser considerada, dada a precariedade das previsões disponíveis antes da colheita.

¹⁹Tentativa similar foi efetuada por MARQUES (1985), concluindo que "o comportamento da oferta agrícola não parece ter desempenhado papel significativo no processo de aceleração inflacionária". Todavia, aquele autor trabalhou com dados anuais, o que eventualmente pode ter influído nos resultados, com os efeitos de formação de expectativas sobre a safra futura (no final do ano), misturando-se aos resultantes da safra que havia sido colhida no início desse mesmo ano. Por outro lado, a rigidez para baixo de preços do setor industrial (onde predominam estruturas oligopolísticas), e mesmo dos salários, limita a influência de safras abundantes sobre o índice geral de preços (ver a esse respeito SAYAD, 1990).

²⁰Os meses em que as *dummies* assumiram valor 1, nos anos analisados, estão descritos na tabela 2.

²¹A formulação em espaço de estados de um processo estocástico (estacionário ou não) baseia-se na propriedade de sistemas Markovianos, em que o futuro do processo independe do passado, dado o presente; o estado do processo condensa, portanto, toda a informação do passado necessária para a previsão do futuro (detalhes em SOUZA, 1989).

²²Comparações entre os resultados de estimações efetuadas no domínio do tempo e no domínio da frequência podem ser vistas em HARVEY & PETERS (1990). Tratamento dos hiperparâmetros segundo uma abordagem bayesiana é apresentado em SOUZA (1989).

²³No presente caso, com duas variáveis, admite-se um efeito aditivo.

²⁴Essa especificação implica em um modelo de regressão com erros ARMA.

²⁵É possível que expectativas não confirmadas da ocorrência de quebras de safras tenham contribuído para a aceleração da inflação em outros anos da série. Conforme CARNEIRO & MODIANO (1992), "No último trimestre do ano [de 1984] a inflação apresentava nítidos sinais de aceleração"... "Em primeiro lugar, porque circulavam estimativas pessimistas quanto às safras de alimentos para o ano seguinte". Em 1985, contrariando as expectativas (vide tabela 1), as safras de produtos domésticos e de exportáveis foram sensivelmente melhores do que as do ano anterior.

²⁶Não obstante, a influência da agricultura nos choques inflacionários é normalmente associada a quebras nas safras para abastecimento interno (ver, por exemplo, LOPES, 1986, cap. 18).

²⁷Observa-se, pelo valor estimado para o coeficiente da média móvel de primeira ordem, que os resíduos desse modelo aparentemente não atendem à condição de inversibilidade; todavia, para aplicar diferenças aos resíduos, o mesmo teria que ser feito nas variáveis dependente e independentes (VANDAELE, 1983), o que descaracterizaria a formulação inicialmente proposta.

²⁸Embora seja possível efetuar correção para autocorrelação nesse tipo de modelo, o *software* disponível não permite essa tentativa. Tentou-se também desagregar a variável representativa dos choques agrícolas em nove intervenções distintas, mas isso excedeu a capacidade do *software* e/ou de memória dos equipamentos utilizados.

²⁹Resultados similares foram obtidos optando-se por uma especificação de médias móveis da mesma ordem. O modelo apresentado foi escolhido através dos indicadores AIC e SBC; quando ambos foram inseridos na equação, a elevada correlação entre os mesmos tornava significativo apenas o coeficiente auto-regressivo. Os parâmetros ajustados para os termos de médias móveis e auto-regressivos de primeira e segunda ordens nunca foram significativos, sendo excluídos dos modelos.

³⁰Valem também para este modelo as considerações da nota anterior.

LITERATURA CITADA

FGV, vários números.

AMADEO, Edward J. & DUTT, Amitava K. Os keynesianos neo-ricardianos e os pós-keynesianos. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, RJ, 17(3):561-604, dez. 1987.

BARBOSA, Fernando H. Correção monetária e realimentação inflacionária. _____, RJ, 8(3):757-780, dez. 1978.

BARROS, Geraldo S.C. & MARTINES FILHO, J. G. **Comercialização de produtos agrícolas e sua relação com a inflação brasileira**. Brasília, ESALQ/FEALQ, 1987.

CARNEIRO, Dionísio D. & MODIANO, Eduardo. Ajuste externo e desequilíbrio interno: 1980-84. In: ABREU, Marcelo P. org. **A ordem do progresso: cem anos de política econômica republicana, 1889-1989**. Rio de Janeiro, Campus, 1992. cap. 12

CARVALHO, Fernando C. Da síntese neoclássica à redescoberta de Keynes. **Análise Econômica**, 6(9):3-21, nov. 1987 - mar. 1988.

CONJUNTURA ECONÔMICA. Rio de Janeiro,

DAVIDSON, Paul & KREGEL, Jan A. Keynes's paradigm: a theoretical framework for monetary analysis. In: NELL, Edward J., ed. **Growth, profits and property: essays in the revival of political economy**. New York, Cambridge University, 1980.

AS ESTATÍSTICAS agrícolas. Painel especial. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL 21, Brasília, 25 a 28 jun. 83. **Anais...** Brasília, SOBER, 1983. p.1-57-255.

FARIA, Lauro V. A importância do controle da moeda. **Conjuntura Econômica**, RJ, 48(5):12-13, maio 1994.

FERREIRA FILHO, Joaquim B. S. Contribuição dos setores agricultura, indústria e serviços para a inflação brasileira, 1970-86. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 27, Piracicaba, 24 a 28 jul. 1989. **Anais...** Brasília, SOBER, 1989. v.1. p.25-37.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. **Distribuição e**

- sazonalidade da produção agrícola.** Rio de Janeiro, FGV, 1980.
- HARVEY, Andrew C. **Forecasting, structural time series models and the Kalman Filter.** Cambridge, Cambridge University, 1989.
- _____. & PETERS, S. Estimation procedures for structural time series models. **Journal of Forecasting**, London, **9(2):89-108**, Mar./Apr. 1990.
- HICKS, John R. **Valor e capital.** São Paulo, Abril Cultural, 1984.
- HOFFMANN, Rodolfo & VIEIRA, Sonia. **Análise de regressão: uma introdução à econometria.** São Paulo, Hucitec, 1977.
- HOMEM DE MELLO, Fernando B. A necessidade da estabilização de preços para as culturas domésticas. **In: BRANDÃO, A. S. P. ed. Os principais problemas da agricultura brasileira: análise e sugestões.** Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1988. cap. 7.
- JUDGE, George G. et ali. **The theory and practice of econometrics.** New York, John Wiley and Sons, 1985.
- KEYNES, John M. **A teoria geral do emprego, do juro e da moeda; inflação e deflação.** São Paulo, Abril Cultural, 1983.
- LOPES, Francisco L. P. **Choque heterodoxo; combate à inflação e reforma monetária.** Rio de Janeiro, Campus, 1986.
- MARQUES, Maria Silvia B. A aceleração inflacionária no Brasil: 1973-83. **Revista Brasileira de Economia**, RJ, **39(4):343-384**, out./dez. 1985.
- MODIANO, Eduardo M. Salários, preços ecâmbio: os multiplicadores dos choques numa economia indexada. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, RJ, **15(1):1-32**, abr. 1985.
- _____. A inflação e a moeda indexada. _____, RJ, **16(1):1-20**, abr. 1986.
- _____. Reajustes mensais x reajustes trimestrais. _____, RJ, **18(1):83-100**, abr. 1988.
- NICHOLLS, William H. A economia agrícola brasileira: desempenho e política recente. **In: CONTADOR, Claudio R. ed. Tecnologia e desenvolvimento agrícola.** Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1975. p. 47-87.
- PASTORE, Affonso C. **A resposta da produção agrícola aos preços no Brasil.** São Paulo, APEC, 1973.
- REZENDE, Gervásio C. A inflação e os problemas atuais do crescimento agrícola. **In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL**, 29. Campinas, 28 jul. 1991 a 01 ago. 1991. **Anais...** Brasília, SOBER, 1991. v.1. p.1-11.
- RODRIGUES, Roberto. Perspectivas da agricultura brasileira. **In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL**, 29. Campinas, 28 jul. 1991 a 01 ago. 1991. **A-nais...** Brasília, SOBER, 1991. v.1. p.12-29.
- SAYAD, João. Inflação e agricultura. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, RJ, **9(1):1-32**, abr. 1979.
- _____. Notas sobre a agricultura no curto prazo. **In: SAYAD, João. org. Economia agrícola: ensaios.** São Paulo, USP/IPE, 1982. p.143-176.
- _____. Inflação e papel da agricultura: aulamagna. **In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL**, 28, Florianópolis, 22 a 27 jul. 1990. **Anais...** Brasília, SOBER, 1990. v.2. p.277-285.
- SILVA, Gabriel L. S. P. Agricultura, indústria, estabilidade e crescimento econômico no Brasil. **Agricultura em São Paulo**, SP, **35 (T.Esp.): 79-100**, 1988.
- _____. Transforming brazilian agriculture. **In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL**, 29, Campinas, 28 jul. a 01 ago. 1991. **Anais...** Brasília, SOBER, 1991a. v.2., p.254-278.

- _____; VICENTE, José R.; CASER, Denise V. **Variações do tempo e produtividade agrícola: um subsídio à previsão de safras no Estado de São Paulo.** Campinas, Fundação Cargill, 1986.
- _____; _____. **Estatísticas da agricultura brasileira.** São Paulo, IEA, 1990.
- SILVA, Marcos E. **Teoria geral: uma interpretação pós-keynesiana.** São Paulo, USP/IPE, 1991b.
- SIMONSEN, Mário H. **Dinâmica macroeconômica.** São Paulo, McGraw-Hill do Brasil, 1983.
- SOUZA, Reinaldo C. **Modelos estruturais para previsão de séries temporais: abordagens clássica e bayesiana.** Rio de Janeiro, CNPq/IMPA, 1989. 171p.
- VANDAELE, Walter. **Applied time series and Box-Jenkins models.** Orlando, Academic Press, 1983.
- VICENTE, José R.; CASER, Denise V.; SILVA, Gabriel L. S. P. Adversidades climáticas: estimativas das perdas de safras no Estado de São Paulo e respostas governamentais. **Agricultura em São Paulo, SP, 35(T.Único): 149-171, 1988.**
- VIEIRA, Rita C. M. T. & TEIXEIRA FILHO, Antonio R. Acréscimos dos preços agrícolas e a inflação brasileira. **In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 27, Piracicaba, 24 a 28 jul. 89. Anais...** Brasília, SOBER, 1989. v.1., p.1-25.