IPEA/CDTI

TEXTO PARA DISCUSSÃO/Nº 216

Fontes Exógenas de Aceleração Inflacionária no Brasil entre 1980 e 1985

Elcyon Caiado Rocha Lima
José W. Rossi

MAIO DE 1991

330.908
L59
TD1 216
ex. 2

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

O Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA é uma Fundação vinculada ao Ministério da Economia, Fazenda e Planejamento

PRESIDENTE
Roberto Brás Matos Macedo

DIRETOR TÉCNICO
Líscio Fábio de Brasil Camargo

DIRETOR TÉCNICO ADJUNTO
Marcos Reginaldo Panariello

DIRETOR DE ADMINISTRAÇÃO E FINANÇAS
Renato Moreira

COORDENAÇÃO DE DIFUSÃO TÉCNICA E INFORMAÇÕES
Antonio Emílio Sandim Marques

COORDENADOR DE POLÍTICA AGRÍCOLA
Adelina Teixeira Baena Paiva

COORDENADOR DE POLÍTICA INDUSTRIAL E TECNOLÓGICA
Luis Fernando Tironi

COORDENADOR DE POLÍTICA MACROECONÔMICA
Eduardo Felipe Ohana

COORDENADOR DE POLÍTICA SOCIAL
Luiz Carlos Eichenberg Silva

COORDENADOR REGIONAL DO RIO DE JANEIRO
Ricardo Varsano

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA
APLICADA
CDTI/DSD
Tombo
Nº 5183-7
DATA 03 / 10 / 91

TEXTO PARA DISCUSSÃO tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos no IPEA, informando profissionais especializados e recolhendo sugestões.

Tiragem: 150 exemplares

DIVISÃO DE EDITORAÇÃO E DIVULGAÇÃO
Brasília:
SGAN Q. 908 - MÓDULO E - Cx. Postal 040013
CEP 70.312
COORDENAÇÃO REGIONAL DO RIO DE JANEIRO
Av. Presidente Antônio Carlos, 51 - 13° ao 17° andares
CEP 20.020

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO

2. DADOS UTILIZADOS

3. METODOLOGIA

4. A DECOMPOSIÇÃO HISTÓRICA UTILIZANDO-SE MODELOS VAR RECURSIVOS

5. A DECOMPOSIÇÃO HISTÓRICA UTILIZANDO-SE MODELOS VAR ESTRUTURAIS

6. SUMÁRIO DOS PRINCIPAIS RESULTADOS ENCONTRADOS

7. CONSIDERAÇÕES FINAIS

BIBLIOGRAFIA

FONTES EXÓGENAS DE ACELERAÇÃO INFLACIONÁRIA NO BRASIL ENTRE 1980 E 1985

Elcyon Caiado Rocha Lima

José W. Rossi

Técnicos da Coordenação Regional do IPEA - Rio de Janeiro

Os autores agradecem a Ricardo Markwald pelos comentários e sugestões.

SINOPSE

Neste artigo procuramos caracterizar o processo de aceleração inflacionária ocorrido no Brasil antes da implantação dos programas de estabilização econômica iniciados com o Plano Cruzado. Em trabalho anterior para a Argentina, Israel e o Brasil, Montiel (1989) concluiu que a inflação no Brasil, neste período, pode ser descrita como *an ongoing process* sem grandes surpresas inflacionárias. No nosso estudo, com base em uma especificação diferente, questionamos este resultado de Montiel. Concluímos que choques na taxa de câmbio e na própria taxa de inflação são fatores importantes para explicar certos episódios de surpresa inflacionária ocorridos entre 1980 e 1985. Não obtivemos qualquer evidência de que alterações erráticas da oferta de moeda sejam responsáveis pela aceleração inflacionária ocorrida no período. Em uma das especificações do nosso modelo os choques (negativos) na demanda de moeda aparecem com uma contribuição importante para a aceleração inflacionária de 1983.

No nosso artigo fazemos uma decomposição histórica da taxa de inflação, usando o procedimento convencionalmente utilizado em modelos de Auto-Regressão Vetorial (VAR) e uma variante desta técnica (VAR estrutural) que permite a estimação e o emprego de modelos explicitamente estruturais na ortogonalização das inovações das variáveis. Mais particularmente, utilizamos o modelo VAR estrutural para identificarmos as equações estruturais da demanda e da oferta de moeda. A metodologia adotada foi desenvolvida e empregada por Blanchard e Watson (1984), Sims(1986) e Bernanke (1986).

Estima-se uma VAR utilizando-se dados trimestrais de 1972 a 1985. As variáveis do modelo são: IGP-DI; M1; índice do salário nominal médio na indústria; nível da produção industrial; taxa de juros nominal; estoque nominal dos títulos federais em poder do público; taxa de câmbio oficial; e prêmio do dólar no mercado paralelo.

1. Introdução

É de fundamental importância que se conheça a natureza dos fatores que resultaram no processo de aceleração inflacionária no Brasil na década de 80. Com esse objetivo, procuramos identificar aqui os fatores responsáveis por inovações, ou surpresas, havidas na taxa de inflação no período de aceleração inflacionária que antecedeu ao Plano Cruzado. Estas inovações são definidas como o erro de previsão, em diversos passos à frente, da variável "taxa de inflação", conforme projetada por um modelo estimado para todo o período amostral, que se estende do segundo trimestre de 1972 ao quarto trimestre de 1985.

Estimamos uma Auto-Regressão Vetorial (VAR), que, acreditamos, parte de hipóteses *a priori* pouco restritivas sobre a especificação do modelo, e obtemos a decomposição histórica das inovações inflacionárias em termos de parcelas representadas por choques exógenos, ou inovações, verificados em um conjunto de variáveis macroeconômicas relevantes, que, no caso, sugerimos sejam a taxa de inflação, a taxa de câmbio oficial, o prêmio no mercado paralelo do dólar, os meios de pagamentos (M1), o índice da produção industrial, o salário nominal médio na indústria, o estoque de títulos federais em poder do público e a taxa de juros nominal.

De fato, estimamos o modelo VAR através de um método bayesiano de estimação (isto é, utilizamos o que na literatura tem sido denominado modelo BVAR), cujas características principais são apresentadas adiante, na seção que descreve os aspectos metodológicos deste estudo.

Como ficará claro, na seção que discute a metodologia empregada neste trabalho, a nossa análise só pode ser conduzida quando se faz uma ortogonalização das inovações das variáveis que constam do modelo, obtendo-se assim as "verdadeiras" inovações estruturais (choques exógenos). As inovações computadas utilizando-se o modelo VAR estimado (isto é, não ortogonalizadas) são em geral contemporaneamente correlacionadas na amostra. Esta ortogonalização pode ser feita através de dois procedimentos alternativos: triangularizando-se o modelo e escolhendo-se uma ordenação para as variáveis (um procedimento tradicional quando se trabalha com modelos VAR) ou partindo-se de uma modelagem explícita da relação contemporânea existente entre as variáveis, utilizando-se a teoria econômica (que na literatura tem sido denominado modelo VAR estrutural). [1] Neste artigo optamos por apresentar resultados utilizando ambos os procedimentos.

Segundo Bernanke (1986), a ortogonalização das inovações exige o comprometimento com um modelo estrutural específico ou talvez com uma classe de modelos estruturais. O primeiro procedimento descrito tem sido tratado como neutro, mas de fato parte de hipóteses bastante fortes sobre a estrutura econômica do modelo: por exemplo, a hipótese de que o modelo estrutural é estritamente recursivo, quando muitas vezes esta hipótese não é motivada por qualquer teoria econômica relevante. O segundo procedimento é mais adequado quando se deseja testar diferentes hipóteses sobre a "estrutura" do modelo.

A nossa análise é inspirada no estudo de Montiel (1989), que procura explicar os processos de aceleração inflacionária recentemente ocorridos na Argentina, Brasil e Israel, no período imediatamente anterior aos seus respectivos Planos de Estabilização Econômica. Em sua análise, Montiel usa um modelo VAR e o primeiro procedimento descrito acima para explicar a aceleração inflacionária nesses três países. As variáveis usadas no seu modelo são, além da taxa de inflação, a taxa de câmbio nominal, a base monetária nominal, o salário nominal, e o PIB real.

O nosso estudo do caso brasileiro tem, de fato, objetivos semelhantes aos do trabalho de Montiel. Diferentemente de Montiel, no entanto, adotamos tanto o primeiro quanto o segundo procedimento descrito acima (VAR estrutural), que nos permite identificar as equações estruturais de demanda e oferta de moeda. Podemos, assim, ser mais rigorosos na identificação da importância de alterações

1 *Neste caso o termo "estrutural" é usado no sentido tradicional de "motivado por uma teoria econômica explícita" e não no sentido moderno de "invariante em relação a uma classe de intervenções específicas".*

exógenas na demanda e oferta de moeda na explicação das inovações inflacionárias estimadas para o período de análise. Conforme é detalhado adiante, consideramos ainda que outras variáveis, além das usadas por Montiel, podem ser importantes para explicar a aceleração inflacionária no Brasil. A utilização do modelo VAR bayesiano (BVAR) representa também um avanço, no sentido de melhorar-se a capacidade preditiva do modelo, relativamente a modelos VAR clássicos como o utilizado por Montiel.

O estudo está assim organizado: na Seção 2 discutimos os dados utilizados; na Seção 3 apresentamos uma breve discussão metodológica sobre o nosso modelo; na Seção 4 apresentamos os resultados da decomposição histórica utilizando modelos estruturais recursivos; na Seção 5 identificamos as equações estruturais de demanda e oferta de moeda e apresentamos a decomposição histórica das inovações inflacionárias obtidas com este procedimento; na Seção 6 apresentamos um sumário dos principais resultados encontrados utilizando-se os diversos modelos estimados; na Seção 7 concluímos o estudo comparando os nossos resultados com os de Montiel.

2. Dados Utilizados

Foram empregados dados trimestrais do segundo trimestre de 1972 ao último trimestre de 1985. Os dados foram obtidos através da trimestralização de dados mensais transformados - conforme descritos adiante - para as seguintes variáveis originais: IGP-DI, taxa de câmbio oficial, prêmio no mercado paralelo do dólar, M1, índice da produção industrial, salário nominal médio na indústria, estoque de títulos federais em poder do público e a taxa de juros nominal. [2]

As transformações dos dados originais são as seguintes: para o IGP-DI, dólar oficial, títulos em poder do Público, M1, índice do salário nominal médio na indústria, foram utilizadas as médias geométricas trimestrais das taxas mensais de variação; quanto à taxa de juros nominal, utilizou-se a média geométrica, no trimestre, das taxas de juros mensais; no que diz respeito à produção industrial, utilizou-se a taxa de variação trimestral (obtida a partir da divisão da soma dos índices mensais da produção industrial no trimestre por esta mesma soma no trimestre anterior); e finalmente o prêmio no mercado paralelo foi obtido dividindo-se a média aritmética, no trimestre, da taxa de câmbio mensal do dólar do mercado paralelo pela média aritmética das taxas de câmbio mensais do dólar oficial no mesmo trimestre.

3. Metodologia

3.1 - A Especificação do Modelo e o Método de Estimação Adotado

Para cada variável foi estimada uma equação com um termo constante e três *dummies* sazonais. Em cada equação as oito variáveis entraram com até três defasagens; as equações

2 *Foram utilizadas as seguintes fontes e dados mensais das séries originais:*
i) O IGP-DI é o índice geral de preços, no conceito de disponibilidade interna, calculado pela Fundação Getúlio Vargas. Foi coletado em diversos números da revista Conjuntura Econômica.
ii) Para a taxa de câmbio oficial e a taxa de câmbio do mercado paralelo, foram usados dados mensais nominais, coletados no último dia do mês (valor de venda).
iii) Quanto ao M1, foram utilizados os saldos nominais do final do mês.
iv) Os índices mensais da produção industrial foram coletados de Estatísticas Históricas do IBGE (séries estatísticas retrospectivas - volume 3), ou da revista Conjuntura Econômica. No período 1972/74 foram utilizados os índices para a indústria de transformação e a partir de 1975 os índices para a indústria geral.
v) Quanto ao salário nominal médio da indústria, foram utilizados, de 1972 a 1983, os índices mensais do "salário nominal médio do pessoal ligado à produção industrial", fornecidos por Estatísticas Históricas do IBGE. No período 1972/75 os índices se referem apenas à indústria de transformação. A partir de 1984 foram empregados os índices de salário nominal médio da Fiesp (coletados apenas para o Estado de São Paulo).
vi) Quanto ao estoque de títulos em poder do público, utilizamos o saldo no final do mês publicado pelo Banco Central e pela revista Conjuntura Econômica.
vii) Para os juros nominais utilizamos as taxas pagas ao tomador das letras de câmbio (a 360 dias de prazo) de 1972 a 1973 (coletadas em Conjuntura Econômica) e a taxa de juros líquida mensal do overnight, de 1974 em diante [fornecidas pela publicação Taxas de Juros no Brasil, 2 edição, edição especial da revista CENÁRIOS (1989)].

foram estimadas separadamente, utilizando dados trimestrais do segundo trimestre de 1972 ao quarto trimestre de 1985. Para lidar com o problema de falta de parcimônia (são 28 coeficientes a se estimar e apenas 55 observações), utilizamos um procedimento bayesiano de estimação.

O procedimento bayesiano adotado consiste em postular no início da amostra, para cada coeficiente de cada equação, *prioris* com distribuição normal e independentemente distribuídas. Todas as *prioris* têm média zero (com exceção da média da distribuição *a priori* do coeficiente da variável dependente com uma defasagem que é igual a 1) e variância que é "estimada" - utilizando-se a amostra - ou é fixada arbitrariamente. [3] As variâncias das distribuições *a priori* do termo constante e das *dummies* foram fixadas em 100000 (são, portanto, *prioris* vagas). As variâncias das distribuições *a priori* dos demais coeficientes foram "estimadas" utilizando-se uma rotina numérica de otimização [ver, a respeito deste método de estimação, Rocha Lima (1990)].

Na Tabela 1 encontram-se os Theil-U, para previsões um passo à frente, do modelo. Essas estatísticas são confrontadas com aquelas correspondentes a dois outros modelos estimados para o mesmo período, seguindo métodos de estimação alternativos. Note-se que essas estatísticas são, para todas as variáveis, substancialmente menores do que aquelas de dois modelos alternativos apresentados. O modelo denominado Clássico 1 tem a mesma especificação do nosso modelo, mas é estimado através de mínimos quadrados ordinários (MQO). O modelo denominado Clássico 2 foi também estimado através de MQO, apresentando porém uma especificação diferente da nossa: não foram incluídas *dummies* sazonais, mas foi incluída uma tendência determinística. O modelo Clássico 2 apresenta uma especificação similar à de Montiel, embora inclua um número maior de variáveis, ao incluir uma tendência determinística e não incluir *dummies* sazonais.

3.2 - Identificação em VARs e a Decomposição Histórica

A identificação do impacto de alterações erráticas de políticas econômicas e outros choques exógenos é uma questão complexa e envolve, quase sempre, um elevado grau de arbitrariedade. Nesta seção procuramos explicitar como esta identificação pode ser conseguida modelando apenas as relações contemporâneas entre as variáveis (isto é, impondo apenas restrições nas relações contemporâneas entre as variáveis), sem nenhuma restrição nos coeficientes dos valores defasados das variáveis em cada equação estrutural (exceto pela especificação do número máximo de defasagens, com os quais as variáveis entram nas diversas equações, e pelas restrições impostas pelo método bayesiano de estimação). Este procedimento foi escolhido tendo em vista a dificuldade de se utilizar a teoria econômica, particularmente no nosso caso, para obter restrições sobre a estrutura das defasagens de cada equação estrutural. Na modelagem das relações contemporâneas entre as variáveis utilizamos dois procedimentos alternativos:

i) no primeiro, que tem sido mais freqüentemente utilizado em VAR, a ortogonalização dos resíduos do modelo VAR é feita triangularizando-se o modelo e utilizando-se a decomposição de Cholesky ;
ii) no segundo, que é uma variante da metodologia VAR, são utilizadas as estimativas de um modelo explicitamente estrutural para obter esta ortogonalização.

Maiores detalhes sobre estes métodos de identificação serão apresentados nesta seção e podem também ser encontrados em Litterman (1984), Blanchard e Watson (1984), Mazon (1985), Sims (1986), Bernanke (1986) e outros.

O procedimento de identificação que será discutido a seguir tem ainda a vantagem, em termos de simplicidade, de identificar políticas com erros de previsão de variáveis de política, separando na trajetória destas variáveis os

3 *Note que a parametrização escolhida implica uma média de* priori, *igual a um passeio aleatório independente. As variâncias "estimadas" podem ser obtidas junto aos autores.*

componentes endógeno e exógeno [para maiores detalhes a este respeito, ver Sims (1986) e Rocha Lima e Sedlacek (1990)].

Ao construirmos o nosso modelo para a economia, admitimos que mudanças comportamentais erráticas (isto é, dos agentes econômicos do setor privado e do governo) e outros choques exógenos (como por exemplo choques de oferta) provocam alterações nas trajetórias das variáveis que constam do nosso modelo econômico. Estes choques exógenos, em cada período t, são representados pelo vetor e(t). Consideramos os componentes de e(t) como forças "primitivas" e exógenas que não têm uma causa comum e às quais a economia está sujeita e reage. Alguns elementos deste vetor representam alterações exógenas de política (isto é, o elemento de e(t) correspondente à equação de juros, no conjunto de equações (1) apresentadas a seguir, pode em alguns casos ser interpretado como alterações exógenas da política monetária). O nosso modelo é uma formalização (racionalização) da ligação entre o vetor e(t) e o vetor dos dados observados Y(t). O modelo para os dados tem a seguinte representação,

$$\sum_{s=0}^{m} A(s)\, Y(t-s) + \beta X(t) = B_0\, e(t) \qquad (1)$$

onde Y(t-s) contem todas as k variáveis endógenas , X(t) é um bloco de variáveis determinísticas (no nosso caso o termo constante e as *dummies* sazonais) e, por hipótese, $B_0 = I$ [esta hipótese é restritiva e implica se ter apenas um componente de e(t) em cada equação de (1)]. Como admitimos que os componentes de e(t) não têm uma causa comum, é natural tratá-los como não correlacionados contemporaneamente [isto é, cov[e(t)] é diagonal]. A todas estas hipóteses adicionamos a de que os e(t)s são serialmente não correlacionados.

Segundo as definições em geral utilizadas em análises do Ciclo de Negócios, os e(t) são os "impulsos" (ou inovações ortogonais) e os A(s) capturam o mecanismo de propagação da economia.

O nosso modelo VAR estimado para Y tem a seguinte forma:

$$Y(t) = \sum_{s=1}^{m} C(s)\, Y(t-s) + \mu X(t) + u(t) \qquad (2)$$

onde $C(s) = -A(0)^{-1} A(s)$, $\mu = -A(0)^{-1} \beta$ e:

$$u(t) = A(0)^{-1} B_0\, e(t) \qquad (3)$$

Note-se que u(t) é o vetor dos erros de previsão um passo à frente ou o vetor das inovações em t dos diversos componentes de Y(t). Em geral cov[u(t)], que denominaremos Σ, não é diagonal. Em outras palavras, as inovações são contemporaneamente correlacionadas e, por esta razão, dificilmente podem ser interpretadas como choques exógenos ocorridos na economia. Mostraremos, mais à frente, como uma estimativa de A(0) pode ser utilizada na identificação do impacto dos choques exógenos, e(t), na economia.

Se utilizarmos a mesma definição de modelo na forma estrutural adotada por Sims (1986), Hurwicz (1962) e Koopmans e Bausch (1950), o modelo descrito pelo conjunto de equações (1) é o nosso modelo estrutural para os dados. Embora os coeficientes do modelo (1) não tenham sempre uma clara interpretação comportamental (isto é, nem sempre podem ser interpretados como coeficientes de uma equação que descreve o comportamento de determinado tipo de agente econômico), o modelo permite obter o impacto de choques exógenos (as inovações ortogonais) sobre a dinâmica das variáveis que compõem Y(t). Devido a esta propriedade, o modelo é dito na sua forma estrutural. Como o modelo VAR, aqui estimado, não permite a análise do impacto destes choques exógenos, é então definido como o modelo na forma reduzida.

3.2.1 Dois Métodos Alternativos de Estimação de A (0)

Do conjunto de equações (3), assumindo que $B_0 = I$, obtemos que

$$\Sigma = A(0)^{-1} D\, A(0)^{-1} \qquad (4)$$

onde D = cov[e(t)].

Como em Σ há k(k+1)/2 parâmetros livres, uma condição de ordem para identificação dos parâmetros livres de A(0) e D é que o seu número não seja superior a k(k+1)/2. Como utilizamos a restrição de que D é diagonal (isto

é, com k parâmetros livres), a matriz A(0) pode ter um máximo de k(k-1)/2 parâmetros livres. Segundo Fackler (1988), não existe uma condição geral simples para a identificação local dos parâmetros contidos em A(0) e D. No entanto, como foi provado por Rothenberg (1971), uma condição necessária e suficiente para identificação local de qualquer ponto regular em $_R{}^n$ é que o determinante da matriz de informação seja diferente de zero. Na prática uma avaliação do determinante da matriz de informação em alguns pontos do espaço de parâmetros, escolhidos aleatoriamente, é suficiente para estabelecer a identificação local de determinado modelo.

Neste artigo, nas estimações dos parâmetros livres de A(0) e D, consideramos modelos exatamente identificados (isto é, com k(k-1)/2 parâmetros livres na matriz A(0)) e um modelo sobreidentificado (em que o número de parâmetros livres de A(0) é menor do que k(k-1)/2). Em ambos os casos checamos sempre o determinante da matriz de informação. Na estimação dos coeficientes impomos ainda a restrição (que permite a normalização dos parâmetros do modelo) de que a matriz A(0) tenha apenas números 1s em sua diagonal principal. Todos os coeficientes que não foram considerados livres foram fixados em zero.

Como sugerido por Blanchard e Watson (1984), Sims (1986), Bernanke (1986) e é explicado com bastante detalhe por Fackler (1988), a matriz de coeficientes A(0) e D podem ser estimadas em dois estágios : no primeiro estágio obtemos uma estimativa de Σ, que denominaremos $\hat{\Sigma}$, através da estimação da equação (2). No segundo estágio, supondo que os u(t) [em (2)] têm uma distribuição normal, maximizamos o logaritmo da verossimilhança, condicionada no Σ estimado no primeiro estágio, em relação ao parâmetros livres de A(0) e D.

Explicando melhor, o logaritmo da função de verossimilhança, desconsiderando-se os termos constantes, do modelo (2) é dada por

$$- T/2 \ln | \Sigma | - (1/2) \sum_{t=1}^{T} u'(t) \Sigma^{-1} u(t)$$

Utilizando-se a equação (4), esta função pode ser expressa, em termos dos parâmetros de A(0) e D, por:

$$T \ln ||A(0)|| - (T/2) \ln |D| - (1/2) \sum_{t=1}^{T} u'(t) A(0)' D^{-1} A(0) u(t)$$

Multiplicando a função acima por (-2/T) e lembrando que $T \hat{\Sigma} = [\sum_{t=1}^{T} \hat{u}(t) \hat{u}'(t)]$, obtemos, após algum algebrismo, a função que deverá ser minimizada em relação aos parâmetros livres de A(0) e D condicionada no Σ estimado no primeiro estágio:

$$-2 \ln ||A(0)|| + \ln |D| + Tr (D^{-1} A(0) \hat{\Sigma} A(0)')$$

No processo de minimização do valor da função acima, é desejável a sua concentração em relação aos parâmetros de D, obtendo-se, então, sem se considerar o termo constante:

$$- 2 \ln || A(0)|| + \sum_{i=1}^{k} \ln (A(0) \hat{\Sigma} A(0)')_{ii}$$

que é minimizada em relação aos parâmetros livres de A(0).

Se a matriz A(0) é triangular inferior (isto é, se triangularizamos o modelo) com números 1 na diagonal principal (isto é, com k(k-1)/2 parâmetros livres) e a matriz D é diagonal, os coeficientes livres de A(0) e D podem ser estimados através de um método de estimação alternativo que é bastante simples, computacionalmente menos dispendioso, e envolve apenas a decomposição de Cholesky de Σ [ver a este respeito Rocha Lima (1990)]. Note-se que em qualquer triangularização do modelo, é necessário que se escolha uma ordenação das variáveis. Nesta escolha da ordenação das variáveis, as mais exógenas devem vir em primeiro lugar. Quando há uma triangularização do modelo, a variável que vem em primeiro lugar na ordenação entra com valores contemporâneos nas equações do modelo (1) de todas as variáveis. A segunda variável, na ordenação, não entra com valores contemporâneos na equação do modelo (1) da primeira variável, mas entra com valores contemporâneos nas demais equações. Assim, todas as variáveis que precedem uma determinada variável, em dada ordenação, não são afetadas pelo seu valor contemporâneo. As variáveis que a sucedem, no entanto, são afetadas por seu valor contemporâneo. Em essência, quando uma variável vem na primeira

posição de uma ordenação, então choques exógenos nessa variável afetam contemporaneamente todas as variáveis que a ela se seguem, tendo, conseqüentemente tendência a apresentar efeito máximo sobre as inovações que se procura explicar. A escolha de determinada ordenação das variáveis é, em geral, arbitrária e afeta os resultados do modelo quando as inovações (os u(t)s) do modelo (2) não são ortogonais.

3.2.2 - A Decomposição Histórica

O VAR pode ser resolvido para obter as matrizes que dão as respostas do modelo às inovações nas variáveis:

$$Y(t) = \sum_{s=0}^{\ell-1} G(s)\, u(t-s) + \sum_{s=0}^{\ell-1} G(s)\, \mu\, X(t-s) + \sum_{s=1}^{m} H(s)\, Y(t-\ell+1-s) \quad (5)$$

onde G(s) é independente de H(s) e dependente de ℓ.

Note-se que se os coeficientes da equação (2), que permitem calcular os G(s) e os H(s), forem estimados utilizando-se dados amostrais até o final da amostra, então:

$$\sum_{s=0}^{\ell-1} G(s)\ \mu\, X(t-s) + \sum_{s=1}^{m} H(s)\ Y(t-\ell+1-s)$$

é a previsão de Y(t), ℓ passos à frente, e:

$$\sum_{s=0}^{\ell-1} G(s)\ u(t-s) \quad (6)$$

é o erro de previsão ℓ passos à frente utilizando os coeficientes "suavizados".

Note-se que se os u(t) são contemporaneamente correlacionados, o conjunto de equações (6) não permite a decomposição dos erros de previsão das variáveis em parcelas atribuíveis a inovações ortogonais. Esta decomposição, contudo, pode ser feita desde que (6) seja expressa em termos dos e(t). Uma vez estimado A(0), é possível reescrever a equação (6) em função dos choques exógenos, e(t), substituindo-se em (6) u(t) por $A(0)^{-1}$ e(t). Com esta transformação da equação (6) o erro de previsão, ℓ passos à frente, pode ser decomposto em parcelas atribuíveis às inovações ortogonais (os e(t)) calculadas na amostra das variáveis incluídas em Y(t). Esta decomposição é denominada decomposição histórica.

4. A Decomposição Histórica Utilizando-se Modelos VAR Recursivos

Dados trimestrais do segundo trimestre de 1972 ao último trimestre de 1985 são usados na estimação do VAR. A decomposição histórica com o objetivo de explicar as inovações inflacionárias só é feita, entretanto, para o período 1980/85. [4] A decomposição histórica foi dividida em três subperíodos distintos: 1980/81, 1982/83 e 1984/85. No início de cada um deles é feita uma previsão da inflação de um a oito trimestres à frente utilizando-se os coeficientes estimados do modelo VAR e dados amostrais até o último trimestre imediatamente anterior ao subperíodo em questão. [5] Este procedimento permite apresentar, em cada subperíodo, apenas as contribuições de choques exógenos nele ocorridos. As previsões da inflação, nos diversos subperíodos incorporam, portanto, as inovações nas variáveis ocorridas nos subperíodos anteriores.

Foram feitas várias triangularizações diferentes do modelo. Na primeira delas foi arbitrada a seguinte ordenação das variáveis: produção industrial (Y), taxa de câmbio oficial (E), estoque de moeda (M1), taxa de inflação (IGP), títulos da dívida federal em poder do público (T), taxa de juros (r), salário nominal na indústria (W), prêmio do dólar no mercado paralelo (P). As funções de resposta a impulsos de todas as variáveis e a decomposição histórica da taxa de inflação utilizando-se esta ordenação das variáveis encontram-se respectivamente no conjunto de gráficos I e na Tabela 2.

4 *De fato um exercício semelhante foi também realizado para o período mais extenso que vai do segundo trimestre de 1972 ao segundo trimestre de 1989. Devido às sérias mudanças estruturais havidas para o período mais recente, detectadas por um teste baseado nos erros recursivos estimados e proposto por Brown et alii (1975), este exercício não será reportado.*

5 *Na estimação dos coeficientes do modelo VAR foram utilizados todos os dados amostrais de 1972 a 1985.*

Analisando-se as respostas das variáveis aos choques (conjunto de gráficos I), percebe-se que os choques em M1 apresentam respostas similares a um choque de oferta de moeda: há um incremento do IGP, redução inicial nos juros nominais, um aumento pequeno nas desvalorizações cambiais (dólar oficial) e incremento na produção industrial. Os choques na taxa de câmbio oficial provocam, como seria de se esperar, aumento no IGP e redução do prêmio no mercado paralelo.

Verifica-se, na Tabela 2, que as inovações inflacionárias entre 1980 e fins de 1982 foram em geral negativas. Vale dizer, a surpresa foi no sentido de uma baixa na taxa de inflação, ou seja, na verdade a inflação aumentou menos do que era previsto, em cerca de 20%, embora estivesse em processo de aceleração, notadamente entre 80.1 e 81.1. Em 1983, entretanto, as inovações inflacionárias foram altamente positivas (estando os valores observados não raro mais de 50% acima dos valores previstos), mas voltam a ser geralmente negativas daí em diante. [6] Note-se que a ordenação escolhida para as variáveis não é aquela que tende a "maximizar" o efeito dos choques exógenos de E, M1 e IGP sobre as inovações inflacionárias, já que tais variáveis são antecedidas pela variável Produção Industrial. Mesmo assim, verifica-se que a taxa de câmbio, por exemplo, tem um importante papel nas inovações inflacionárias, principalmente na surpresa inflacionária de 1983, que é consistente, neste caso, com a maxidesvalorização cambial ocorrida naquele ano. Aliás, nesse episódio de surpresa inflacionária, os choques do próprio IGP são tão importantes quanto as desvalorizações cambiais e podem estar captando a quebra na safra agrícola ocorrida em 1983.

A taxa de câmbio é um fator importante também na surpresa inflacionária (negativa) ocorrida em 1980/81, e pode estar captando, essencialmente, a prefixação da taxa de câmbio que ocorreu neste período. Já a grande surpresa inflacionária (negativa) no segundo trimestre de 1985 pode estar refletindo o atraso nas tarifas públicas durante a gestão do ministro Dornelles, que é captada aqui pelas inovações negativas do IGP.

Quanto ao papel desempenhado por choques em M1, pode-se afirmar, ainda dos resultados da Tabela 2, que os seus efeitos sobre as inovações inflacionárias foram, nos vários períodos, em geral bem menos expressivos do que aqueles, por exemplo, da taxa de câmbio, tendo, não raro, sinal contrário ao da inovação inflacionária que pretendem explicar. Nesse particular os nossos resultados estão de acordo com a análise de Montiel (1989), que conclui serem as desvalorizações cambiais bem mais importantes do que a base monetária para explicar as surpresas inflacionárias entre 1982 e 1985.

Várias outras ordenações distintas daquela da Tabela 2 foram utilizadas e as conclusões gerais quanto ao papel dos choques exógenos das diversas variáveis permanecem parecidas com as da Tabela 2, conferindo, pois, certa robustez aos nossos resultados. Para mostrar apenas mais uma dessas ordenações distintas, na Tabela 3 apresentamos os resultados da decomposição das inovações inflacionárias com a ordenação r, W, Y, E, T, M1, P e IGP. Conforme se constata, mais uma vez, é importante o papel dos choques na taxa de câmbio (maxidesvalorização) e no IGP (quebra de safra agrícola) nas inovações inflacionárias de 1983.

5. A Decomposição Histórica Utilizando-se Modelos VAR Estruturais

Nesta seção, a partir da modelagem explícita da relação contemporânea entre as variáveis, procuramos obter a decomposição das fontes exógenas de aceleração inflacionária observada no Brasil no período 1980/85. Através da identificação das equações estruturais da oferta e da demanda de moeda, podemos indagar até que ponto a política monetária no período foi ativa ou passiva e também se as inovações na demanda de moeda foram importantes na determinação das inovações inflacionárias ocorridas.

Diversos modelos, com especificações alternativas, foram estimados, mas reportaremos apenas os dois que no nosso entender apresentaram maior sucesso (em termos de sinais e significância de alguns coeficientes estimados e funções de resposta a impulsos) na identificação da demanda e da oferta de moeda.

6 *Uma discussão detalhada das mudanças da legislação e outras mudanças institucionais, ocorridas no Brasil no período 1973/83, pode ser encontrada em Marques (1985).*

Nas duas especificações apresentadas a seguir, consideramos o prêmio no mercado paralelo e o IGP (nesta ordem) como as variáveis mais endógenas do modelo. No estabelecimento da relação contemporânea entre demanda e oferta de moeda e as demais variáveis, procuramos seguir de perto o procedimento convencional. Assim, consideramos a demanda real de moeda como sendo afetada contemporaneamente pela taxa de juros nominal, pela renda (aqui representada pela produção industrial) e pela taxa de inflação (esta última foi incluída apenas no primeiro modelo a ser reportado). A oferta nominal de moeda foi alternativamente considerada como relacionada contemporaneamente apenas com a taxa de juros nominal (na segunda especificação adotada), ou com a taxa de juros nominal, a renda e os títulos federais em poder do público (na primeira especificação).

5.1 - A Decomposição Histórica Utilizando-se a Primeira Especificação

No primeiro modelo estimado foi adotada a seguinte especificação: [7]

$$UT_t = e_1(t)$$

$$UW_t = -\underset{(1.23)}{0.170}\, UT_t + e_2(t)$$

$$UE_t = \underset{(1.45)}{0.590}\, UIGP_t - \underset{(0.81)}{0.095}\, UT_t + \underset{(1.19)}{0.147}\, UW_t + e_3(t)$$

$$UY_t = -\underset{(1.42)}{0.527}\, UE_t - \underset{(0.83)}{6.152}\, Ur_t - \underset{(1.05)}{0.263}\, UT_t + \underset{(0.07)}{0.033}\, UW_t + e_4(t)$$

$$UM_{1t} = \underset{(2.35)}{2.482}\, UIGP_t - \underset{(2.04)}{1.765}\, Ur_t + \underset{(1.72)}{0.251}\, UT_t - \underset{(0.09)}{0.017}\, UY_t + e_5(t)$$

$$Ur_t = \underset{(0.56)}{0.657}\, UM1_t - \underset{(0.45)}{0.057}\, UT_t + \underset{(0.37)}{0.178}\, UY_t + e_6(t)$$

$$UIGP_t = \underset{(0.21)}{0.084}\, UE_t - \underset{(0.70)}{1.390}\, UM1_t - \underset{(0.56)}{2.365}\, Ur_t + \underset{(0.70)}{0.408}\, UT_t + \underset{(0.87)}{0.631}\, UW_t + \underset{(0.71)}{0.479}\, UY_t + e_7(t)$$

$$UP_t = \underset{(1.51)}{0.0052}\, UE_t - \underset{(2.60)}{0.0192}\, UIGP_t + \underset{(1.89)}{0.0093}\, UM_{1t} + \underset{(0.72)}{0.0093}\, Ur_t + \underset{(0.08)}{0.0003}\, UT_t + \underset{(3.38)}{0.0104}\, UW_t + \underset{(0.31}{0.0006}\, UY_t + e_8(t)$$

O modelo é exatamente identificável [há um total de 28 coeficientes livres na matriz A(0)] e satisfaz à condição de posto para identificação local. Em termos da notação utilizada na seção 2.2 as equações acima podem ser apresentadas na seguinte forma: [8]

$$u(t) = [I-A(0)]\, u(t) + e(t) \qquad (7)$$

onde: $u(t) = (UT_t\ UW_t\ UE_t\ UY_t\ UM_{1t}\ Ur_t\ UIGP_t\ UP_t)'$

Os componentes do vetor u(t) acima não são os valores observados das variáveis e sim as inovações, estimadas na amostra utilizando-se o modelo VAR, em cada período t. Os componentes do vetor u(t) são, respectivamente, as inovações: nos títulos federais em poder do público, nos salários, na taxa de câmbio oficial, na produção industrial, em M1, na taxa de juros, no IGP, e no prêmio do mercado paralelo.

As primeiras quatro equações foram aproximadamente modeladas como um bloco recursivo, no qual UT_t entra com o maior grau de exogeneidade, adicionando-se, no entanto, $UIGP_t$ na equação do dólar oficial e Ur_t na equação de UY_t.

A equação de demanda de moeda (normalizada em $UM1_t$) apresenta sinais corretos, com exceção do sinal de UY_t (que, no entanto, apresentou um valor pequeno para a estatística t). Pode-se, ainda, questionar a magnitude do coeficiente de UP_t (que mais provavelmente deveria apresentar um valor próximo de um) e talvez de Ur_t.

A equação de oferta de moeda (normalizada em Ur_t) apresentou um sinal correto para $UM1_t$ (sinal positivo), embora com baixo valor para a estatística t.

As respostas das variáveis do modelo a choques (iguais a um desvio-padrão) na demanda e oferta de moeda, apresentadas no conjunto de gráficos II são as esperadas. Um aumento não previsto na demanda de moeda provoca uma queda inicial na produção industrial, queda no nível geral de preços, e aumento da taxa de juros. Uma redução não esperada na oferta de moeda provoca queda do nível geral de preços, redução da produção industrial, e aumento da taxa de juros.

7 *Os valores entre parênteses são os módulos da estatística t.*

8 *Note-se que a equação (7), descrita a seguir, é idêntica à equação (3) apresentada anteriormente no texto.*

Os resultados da decomposição histórica para esta especificação são apresentados na Tabela 4. As principais diferenças entre esta decomposição da inflação e a apresentada na Tabela 2 são discutidas a seguir. Os choques (negativos) na demanda de moeda tornam-se importantes na explicação da aceleração inflacionária ocorrida em 1983. As alterações exógenas na taxa de câmbio e no IGP perdem relevância na explicação da aceleração inflacionária que acontece no período. Aumenta a contribuição do salário e da indústria na aceleração da taxa de inflação de 1983. Os choques na oferta de moeda apresentam uma contribuição, na decomposição da taxa de inflação, bastante parecida com a de M1 apresentada na Tabela 2 (com exceção do período 1980.4 a 1981.4). Deve-se notar ainda que as inovações na oferta de moeda tiveram um impacto negativo na taxa de inflação no período 1982/83, o que parece indicar que a política monetária foi restritiva neste período de aceleração inflacionária.

5.2 - A Decomposição Histórica Utilizando-se a Segunda Especificação

No segundo modelo adotou-se a seguinte especificação:

$$UT_t = e_1(t)$$

$$UW_t = \underset{(0.40)}{-0.170}\, UT_t + e_2(t)$$

$$UE_t = \underset{(0.88)}{-0.107}\, UT_t + \underset{(1.74)}{0.208}\, UW_t + e_3(t)$$

$$UM_{1t} = UIGP_t - \underset{(1.14)}{1.10}\, U_{rt} + \underset{(2.34)}{0.203}\, UT_t + \underset{(0.44)}{0.036}\, UY_t + e_4(t)$$

$$U_{rt} = \underset{(0.68)}{0.121}\, UM1_t + e_5(t)$$

$$UY_t = -\underset{(1.23)}{1.359}\,(U_{rt} - UIGP_t) - \underset{(2.04)}{0.435}\,(UW_t - UIGP_t) + e_6(t)$$

$$UIGP_t = \underset{(1.04)}{0.105}\, UE_t - \underset{(1.14)}{0.298}\, UM1_t - \underset{(0.97)}{0.613}\, U_{rt} + \underset{(0.12)}{0.012}\, UT_t + \underset{(1.17)}{0.110}\, UW_t - \underset{(1.95)}{0.145}\, UY_t + e_7(t)$$

$$UP_t = \underset{(1.51)}{0.0052}\, UE_t - \underset{(2.60)}{0.0192}\, UIGP_t + \underset{(1.89)}{0.0093}\, UM1_t + \underset{(0.72)}{0.0093}\, U_{rt} + \underset{(0.08)}{0.0003}\, UT_t + \underset{(3.38)}{0.0104}\, UW_t + \underset{(0.31)}{0.0006}\, UY_t + e_8(t)$$

O modelo, neste caso, é sobreidentificado: há um total de 22 parâmetros livres em A(0). A aplicação de um teste, da razão de verossimilhança, para a sobreidentificação do modelo não rejeitou a hipótese nula de que os parâmetros estimados são os verdadeiros parâmetros a um nível de significância de 8%. [9]

Nesta versão do modelo, além de sermos cuidadosos na estimação da demanda e da oferta de moeda (normalizadas, respectivamente, em UM1 e Ur), procuramos também identificar uma equação para a oferta agregada, normalizada em UY . Adotou-se a restrição de que a oferta agregada depende contemporaneamente da taxa de juros real e do salário real.

Os coeficientes da demanda e da oferta de moeda, bem como da equação da oferta agregada apresentam os sinais corretos. A demanda real por moeda não é afetada contemporaneamente pela taxa de inflação. Alguns coeficientes estimados apresentam um valor pequeno para a estatística t. Os coeficientes estimados para a equação de demanda por moeda apresentam magnitudes mais próximas do esperado.

As funções de resposta a impulsos encontram-se no conjunto de gráficos III. Novamente choques na demanda e na oferta de moeda apresentam respostas das outras variáveis próximas ao esperado e similares às apresentadas, utilizando-se o primeiro modelo estrutural. Os choques na produção industrial, nesta especificação, se assemelham aos choques de oferta: uma alteração exógena positiva na produção industrial reduz o IGP.

A decomposição histórica, obtida com este modelo estrutural, é apresentada na Tabela 5 e, em alguns aspectos, é diferente da contida na Tabela 4. Os choques na demanda de moeda perdem importância na explicação da aceleração inflacionária ocorrida em 1983 e os choques na oferta de moeda passam a apresentar uma contribuição positiva, embora pequena, para esta aceleração nos três últimos trimestres de 1983. Deve-se ressaltar que as

9 *Utilizamos, no teste, a seguinte estatística :*

$$T\,[\log|\hat{A}(0)|^{-1}\,\hat{D}\,\hat{A}(0)'^{-1}\,|-\log|\hat{\Sigma}|\,] \sim \chi^2\ (6)$$

onde T é o número de observações. Este teste de sobreidentificação é proposto no pacote estatístico RATS.

contribuições dos choques da demanda e da oferta de moeda foram as que mais se alteraram quando se compara a Tabela 5 com a Tabela 4. Estes resultados indicam problemas na identificação da demanda e da oferta de moeda nos dois modelos estruturais estimados. Deve-se ressaltar ainda que as contribuições da produção industrial passam a ser positivas nos anos em que houve redução da produção industrial e negativas em períodos de recuperação da atividade da indústria. [10]

6. Sumário dos Principais Resultados Encontrados

Nesta seção procuraremos apresentar um resumo dos principais resultados obtidos utilizando-se os diversos modelos estimados.

Um primeiro resultado importante é que no período 1980/85 toda a aceleração inflacionária ocorrida pode ser explicada apenas pelos choques exógenos ocorridos no ano de 1983 ou anteriores a 1980, com a possível exceção do último trimestre de 1985. De fato, as inovações inflacionárias negativas, na maioria dos trimestres de 1980/81, indicam que o elevado patamar da taxa de inflação, neste período, decorre de choques ocorridos em períodos anteriores. [11] Além disto, as previsões para a taxa de inflação do subperíodo 1982/83, utilizando dados amostrais até 1981.4, não são substancialmente diferentes dos valores observados (ou mesmo previstos) para esta mesma variável no subperíodo 1980/81. Deve-se também mencionar que as taxas de inflação previstas para o subperíodo 1984/85, utilizando-se dados amostrais até 1983.4, são bastante próximas das observadas para o ano de 1983 e próximas ainda dos seus valores observados em 1984/85. Note-se que as inovações inflacionárias ocorridas em 1984/85 foram em geral negativas.

Dado o exposto acima, é razoável a concentração da nossa análise na decomposição das inovações inflacionárias ocorridas no ano de 1983.

Em todos os modelos estimados a taxa de câmbio oficial (isto é, a desvalorização cambial ocorrida no primeiro trimestre de 1983) entra com uma contribuição importante na explicação das inovações inflacionárias de 1983. O mesmo se pode dizer a respeito da contribuição de choques no IGP, que podem estar captando a quebra da safra agrícola ocorrida neste mesmo ano.

Quanto à oferta de moeda, ou M1 nos modelos recursivos, a sua contribuição ou foi negativa ou muito pequena. Este resultado nos permite concluir que não há evidências de que alterações erráticas da oferta de moeda sejam responsáveis pela aceleração inflacionária ocorrida em 1983. [12]

Os resultados relativos à demanda de moeda são menos conclusivos. Utilizando-se o primeiro modelo estrutural, as alterações erráticas na demanda de moeda dão uma contribuição importante para a aceleração inflacionária ocorrida. No entanto, este mesmo resultado não permanece quando se utiliza o segundo modelo estrutural estimado.

7. Considerações Finais

Os nossos resultados diferem em vários aspectos daqueles obtidos por Montiel (1989). Alguma diferença já era esperada pelo simples fato de o nosso modelo conter um número maior de variáveis econômicas (note-se que a omissão de variável relevante causa, entre outras coisas, um viés nas funções de resposta a impulsos do modelo VAR). Além disso, a adoção aqui de um método bayesiano de estimação, ao invés do modelo VAR clássico usado por Montiel, poderia levar a alguma diferença de resultados. O fato de termos usado para

10 *As taxas anuais de crescimento do PIB, no Brasil, no período 1980/85 foram: 6,6; -3,4; 0,9; -2,5; 5,7; e 8,3.*

11 *No ano de 1979 houve uma desvalorização cambial superior à esperada, utilizando-se a regra de paridade da taxa de câmbio até então vigente.*

12 *Neste artigo utilizamos o termo "alterações erráticas" no sentido de alterações exógenas (grandes ou pequenas) obtidas a partir da ortogonalização dos resíduos do modelo VAR.*

agregado monetário a variável Meios de Pagamento (M1), ao invés da Base Monetária como feito por Montiel, poderia ser responsabilizado por algumas das diferenças encontradas nos dois estudos, já que esses agregados tiveram comportamento distinto no período analisado. A utilização de um VAR estrutural tende a alterar os resultados pelo simples fato de possibilitar a separação das equações estruturais da demanda e da oferta de moeda.

Note-se em particular que a obtenção de maiores surpresas inflacionárias no nosso trabalho permitiu uma interpretação mais interessante da decomposição do erro de previsão da taxa de inflação do que a conclusão de Montiel de que a aceleração inflacionária no Brasil entre 1983 e 1985 foi em grande parte o resultado de um processo já em marcha (*an ongoing process*). [13] Nesta linha os choques exógenos teriam tido presumivelmente um papel secundário nos eventos. [14]

Deve ser enfatizado que, apesar das pequenas surpresas inflacionárias do estudo de Montiel, as suas conclusões básicas quanto ao papel relativo que os choques exógenos na taxa de câmbio oficial e no "agregado monetário" têm sobre a aceleração inflacionária no Brasil são semelhantes aos deste estudo. Qual seja: choques cambiais foram em geral mais importantes do que os choques na oferta de moeda para explicar a aceleração da inflação brasileira no período 1980/85.

Os nossos resultados diferem quanto ao papel de choques no índice geral de preços (IGP). Estes choques, no nosso estudo, foram considerados importantes na aceleração inflacionária ocorrida em 1983, e também na desaceleração verificada no segundo trimestre de 1985 (Domelles), e podem estar captando a quebra da safra agrícola ocorrida naquele ano. Ademais, em uma das especificações do nosso modelo, onde é feita a separação da demanda e da oferta de moeda, os choques na demanda de moeda apareceram como um fator importante na aceleração inflacionária de 1983.

13 *É importante lembrar que no primeiro trimestre de 1983 houve uma forte desvalorização cambial, e parece-nos difícil aceitar que isto não implique alguma alteração na trajetória da inflação.*

14 *Um aspecto que não pode ser ignorado nessa discussão, porém, é que se, por um lado, a obtenção de uma pequena surpresa inflacionária, como a obtida por Montiel, dá pouca margem interpretativa para o processo de aceleração inflacionária no Brasil, por outro pode-se argumentar que isto implica maior poder preditivo de seu modelo. Note, no entanto, que quando as inovações inflacionárias são computadas, nos diversos passos à frente, a parcela da previsão da inflação atribuída às variáveis determinísticas do modelo não são verdadeiramente previsões fora da amostra: os coeficientes destas variáveis foram estimados utilizando-se toda a amostra e conhecendo-se com certeza o valor das variáveis não-estocásticas. Quando, todavia, obtemos a parcela da previsão da inflação atribuída às variáveis estocásticas, nos diversos passos à frente, as previsões são "parcialmente" previsões fora da amostra: usamos os coeficientes suavizados (estimados utilizando-se toda a amostra), mas não usamos, na obtenção da previsão da inflação, os valores observados destas variáveis (e, sim, os seus valores previstos) nas equações de previsão. Este procedimento assimétrico pode reduzir as inovações inflacionárias em modelos especificados com variáveis determinísticas que tenham uma boa correlação, na amostra, com os valores observados das variáveis relevantes omitidas. Seguindo esta linha de argumentação, uma menor inovação inflacionária pode não ter nada a ver com o poder preditivo do modelo: tudo se passa como se estivéssemos utilizando os valores observados das variáveis omitidas e não os seus valores previstos. A pequena surpresa inflacionária, obtida por Montiel, parece ser meramente o resultado do tratamento assimétrico, mencionado acima, do termo de tendência incluído no modelo. Como foi verificado pelos autores, o termo de tendência utilizado por Montiel é responsável pela obtenção, em seu artigo, de menores inovações inflacionárias. Deve-se ressaltar ainda que os Theil-Us do nosso modelo estimado (ver Tabela 1) são menores do que os obtidos por um modelo que usa a mesma especificação de Montiel (modelo Clássico 2).*

Tabela 1

THEIL-U
UM PASSO À FRENTE
(DE: 80,1 A 85,4)

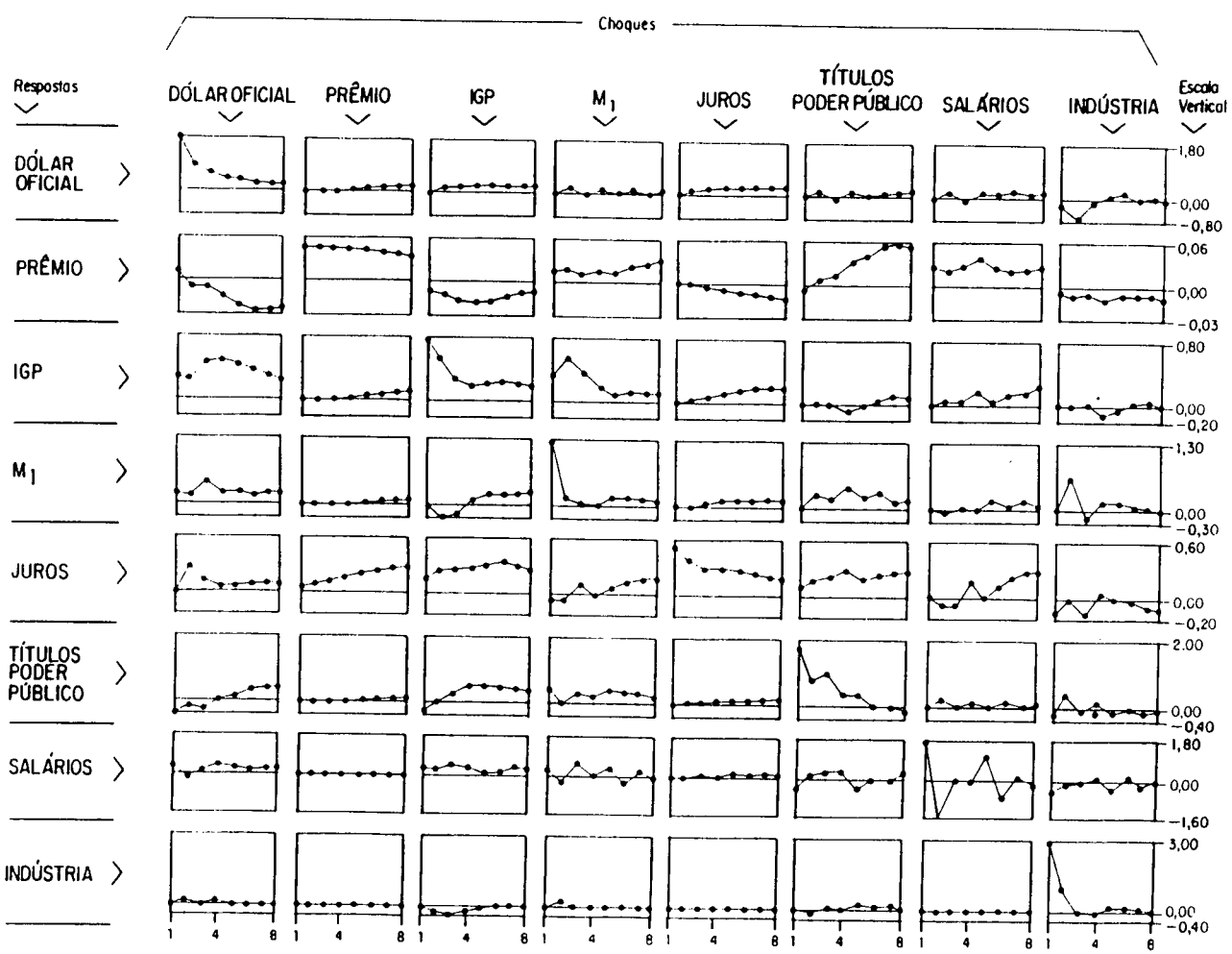
VARIÁVEL	MODELO BAYESIANO	MODELO CLÁSSICO 1[a]	MODELO CLÁSSICO 2[b]
Dólar Oficial	1,12	2,54	1,94
Prêmio	0,88	2,82	2,37
IGP	1,16	3,35	2,30
M1	0,35	0,78	0,69
Juros	1,29	1,61	1,44
Títulos em Poder do Público	0,97	1,81	1,74
Salário	0,31	0,50	0,33
Indústria	0,45	0,87	1,01

a) Com *dummies* e sem tendência.
b) Sem *dummies* e com tendência.

Grafico I

FUNÇÃO DE RESPOSTA DAS VARIÁVEIS DO MODELO VAR– MODELO RECURSIVO

(Choques iguais a um desvio padrão)



ORDENAÇÃO:
INDÚSTRIA, DÓLAR OFICIAL, M_1 IGP, TÍTULOS PODER PÚBLICO, SALÁRIOS, PRÊMIO E JUROS

Trimestres após o choque

TABELA 2

DECOMPOSIÇÃO HISTÓRICA DO IGP

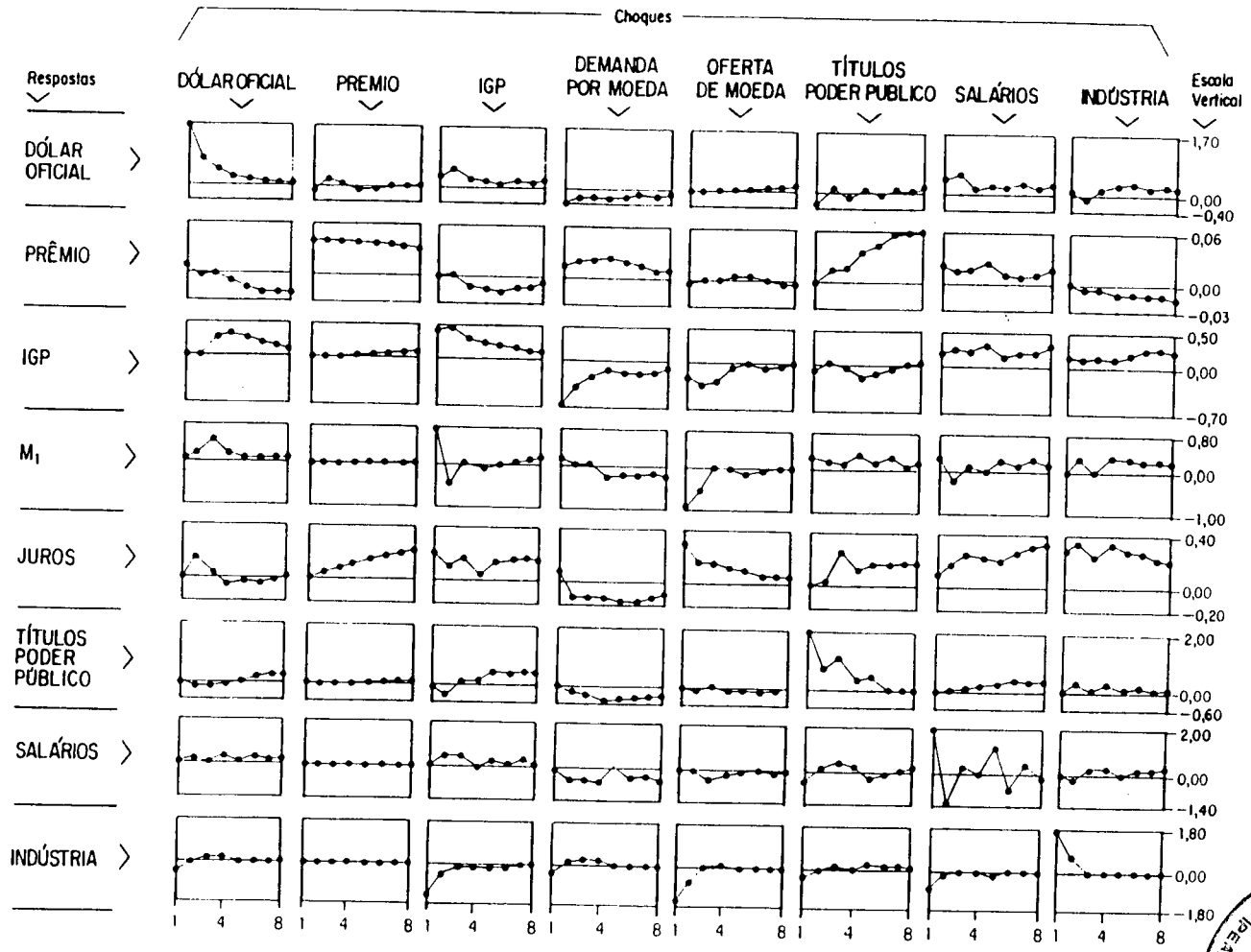
ANO	OBSERVADO	PREVISTO	ERRO	INDÚSTRIA	DÓLAR OFICIAL	M1	IGP	TÍTULOS PODER PÚBLICO	SALÁRIO	PRÊMIO	JUROS
80:1	5.67	7.30	-1.63	0.02	-0.61	0.06	-1.10	0.00	0.00	0.00	0.00
80:2	5.98	7.22	-1.24	-0.02	-0.44	0.14	-0.81	-0.01	0.03	0.00	-0.13
80:3	6.88	7.44	-0.56	0.04	-1.03	0.15	0.42	-0.02	0.03	0.01	-0.16
80:4	7.03	6.31	0.72	-0.11	-1.15	0.26	1.71	0.03	0.15	0.03	-0.20
81:1	7.46	7.25	0.22	0.02	-1.05	0.44	0.81	0.03	0.10	0.05	-0.18
81:2	5.38	5.84	-0.46	-0.02	-1.13	0.58	-0.08	0.00	0.27	0.06	-0.14
81:3	5.62	6.07	-0.45	0.02	-1.00	0.49	-0.48	0.15	0.39	0.09	-0.10
81:4	4.48	5.34	-0.86	0.00	-1.05	0.56	-0.42	-0.33	0.38	0.11	-0.11
82:1	6.79	6.77	0.02	0.01	-0.27	-0.41	0.69	0.00	0.00	0.00	0.00
82:2	6.48	5.57	0.91	0.03	0.18	-0.97	1.64	-0.02	0.03	0.02	0.01
82:3	5.17	6.23	-1.07	0.00	-0.04	-1.28	0.20	0.01	0.03	0.04	-0.03
82:4	5.31	5.44	-0.14	-0.08	0.21	-1.07	0.50	0.05	0.17	0.08	0.01
83:1	8.54	7.16	1.38	-0.10	1.48	-0.72	0.57	-0.04	0.11	0.16	0.01
83:2	9.37	6.38	2.99	-0.12	0.94	-0.73	2.20	0.10	0.31	0.26	0.03
83:3	12.09	7.42	4.67	0.31	1.94	-0.47	1.99	-0.06	0.41	0.37	0.17
83:4	9.70	6.99	2.71	0.35	1.70	-0.79	0.57	-0.11	0.20	0.52	0.26
84:1	10.67	10.80	-0.12	0.00	-0.12	-0.08	0.07	0.00	0.00	0.00	0.00
84:2	9.00	10.18	-1.18	0.03	-0.12	-0.37	-0.72	0.00	-0.07	-0.01	0.08
84:3	10.49	11.50	-1.01	-0.01	-0.07	-0.06	-0.90	0.03	-0.04	-0.03	0.08
84:4	10.99	10.72	0.28	0.04	-0.25	0.60	-0.07	0.06	-0.22	-0.06	0.18
85:1	11.83	11.92	-0.09	-0.17	-0.02	-0.13	0.07	-0.03	0.06	-0.09	0.22
85:2	7.61	10.87	-3.26	-0.11	-0.29	-0.05	-1.82	-0.25	-0.08	-0.13	0.28
85:3	10.66	11.77	-1.11	0.11	-0.39	0.18	-0.45	-0.15	-0.49	-0.18	0.27
85:4	12.37	11.25	1.12	0.00	-0.36	1.46	-0.15	0.24	-0.09	-0.24	0.25

ORDENAÇÃO: INDÚSTRIA, DÓLAR OFICIAL, M1, IGP, TÍTULOS EM PODER DO PÚBLICO, SALÁRIO, PRÊMIO, JUROS

Gráfico II

FUNÇÃO DE RESPOSTA DAS VARIÁVEIS DO MODELO VAR — PRIMEIRO MODELO ESTRUTURAL

(Choques iguais a um desvio padrão)



Trimestres após o choque

IPEA/CGTI
BIBLIOTECA DE PESQUISA E DOCUMENTAÇÃO

TABELA 3

DECOMPOSIÇÃO HISTÓRICA DO IGP

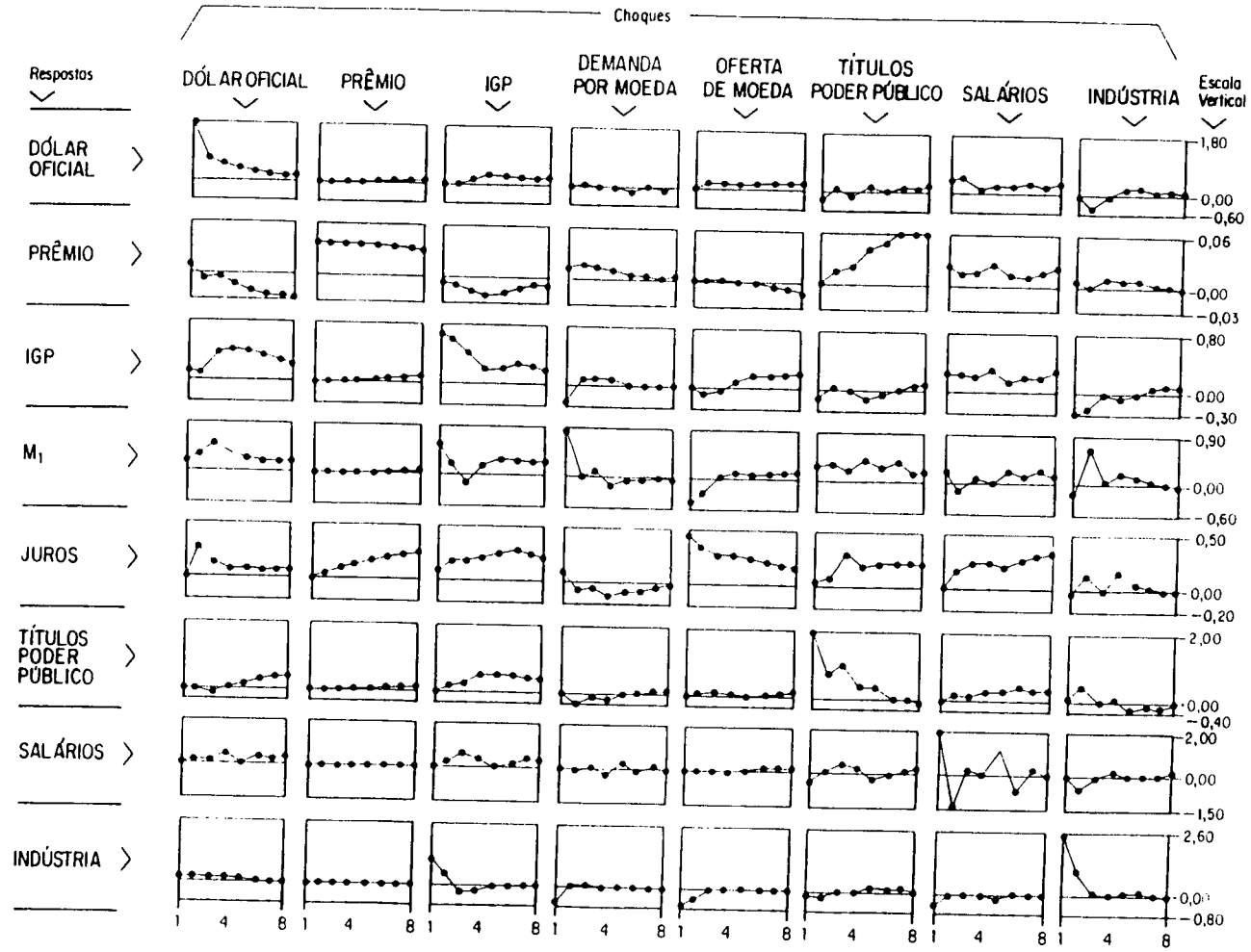
ANO	OBSERVADO	PREVISTO	ERRO	INDÚSTRIA	DÓLAR OFICIAL	M1	IGP	TÍTULOS PODER PÚBLICO	SALÁRIOS	PRÊMIO	JUROS
80:1	5.87	7.30	-1.63	0.00	-0.66	-0.10	-0.41	0.00	0.10	-0.23	-0.32
80:2	5.98	7.22	-1.24	-0.03	-0.42	-0.06	-0.57	0.00	0.14	-0.19	-0.12
80:3	6.88	7.44	-0.56	0.05	-1.12	0.07	0.53	-0.08	0.18	-0.33	0.14
80:4	7.03	6.31	0.72	0.07	-1.27	0.25	0.82	0.02	0.60	0.29	-0.06
81:1	7.46	7.25	0.22	0.02	-1.22	0.22	0.30	-0.11	0.62	0.37	0.01
81:2	5.38	5.84	-0.46	-0.26	-1.34	0.04	0.42	0.27	0.70	-0.22	-0.07
81:3	5.62	6.07	-0.45	-0.33	-1.20	0.14	-0.22	0.33	0.87	-0.08	0.04
81:4	4.48	5.34	-0.86	-0.30	-1.22	0.33	-0.70	-0.18	0.86	0.33	0.21
82:1	6.79	6.77	0.02	0.09	-0.25	-0.36	0.69	-0.01	0.07	-0.29	0.09
82:2	8.48	5.57	0.91	0.17	0.18	-0.86	1.81	-0.17	0.09	-0.25	-0.03
82:3	5.17	6.23	-1.07	0.20	-0.12	-1.11	0.17	-0.12	0.21	-0.38	0.08
82:4	5.31	5.44	-0.14	-0.05	0.05	-0.98	0.72	-0.19	0.70	-0.70	0.38
83:1	8.54	7.16	1.38	-0.18	1.15	-0.84	0.79	-0.07	0.83	-0.48	0.18
83:2	9.37	6.38	2.99	0.02	0.69	-0.51	1.59	-0.05	0.72	-0.04	0.57
83:3	12.09	7.42	4.67	0.28	1.74	0.01	1.86	-0.28	0.62	-0.19	0.66
83:4	9.70	6.99	2.71	0.40	1.55	-0.22	0.49	-0.42	0.24	0.23	0.44
84:1	10.67	10.80	-0.12	0.02	0.05	0.13	-0.32	0.00	-0.42	0.28	0.15
84:2	9.00	10.18	-1.18	0.11	-0.05	-0.20	-0.79	-0.03	-0.45	0.32	-0.09
84:3	10.49	11.50	-1.01	0.14	0.15	-0.35	-1.02	0.13	-0.27	0.21	0.01
84:4	10.99	10.72	0.28	0.09	0.08	0.10	0.41	0.53	-0.95	-0.15	0.18
85:1	11.83	11.92	-0.09	0.02	0.21	-0.33	0.07	0.42	-0.54	0.08	0.00
85:2	7.61	10.87	-3.26	-0.14	0.02	-0.82	-1.58	-0.20	-0.58	-0.03	0.06
85:3	10.66	11.77	-1.11	0.39	-0.15	0.12	-0.45	-0.12	-0.75	0.06	-0.21
85:4	12.37	11.25	1.12	0.19	-0.17	1.26	-0.18	0.37	-0.28	-0.05	-0.01

ORDENAÇÃO: JUROS, SALÁRIOS, INDÚSTRIA, DÓLAR OFICIAL, TÍTULOS EM PODER DO PÚBLICO, M1, PRÊMIO, IGP

Gráfico III

FUNÇÃO DE RESPOSTA DAS VARIÁVEIS DO MODELO VAR — SEGUNDO MODELO ESTRUTURAL

(Choques iguais a um desvio padrão)



Trimestres após o choque

TABELA 4

DECOMPOSIÇÃO HISTÓRICA DO IGP

(1º Modelo Estrutural)

ANO	OBSERVADO	PREVISTO	ERRO	DÓLAR OFICIAL	PRÊMIO	IGP	DEMANDA POR MOEDA	OFERTA DE MOEDA	TÍTULOS PODER PÚBLICO	SALÁRIO	INDÚSTRIA
180:1	5.67	7.30	-1.63	0.05	0.00	-0.92	-0.35	0.82	-0.03	0.01	-0.42
180:2	5.98	7.22	-1.24	0.01	0.00	-0.64	-0.79	0.27	0.07	0.04	-0.24
180:3	6.08	7.44	-0.56	-0.52	0.01	-0.04	-0.05	0.08	-0.09	0.18	-0.12
180:4	7.03	6.31	0.72	-0.34	0.02	0.37	0.31	-0.23	0.14	0.38	0.04
181:1	7.46	7.25	0.22	-0.69	0.04	0.40	0.23	-0.30	-0.29	0.86	-0.03
181:2	5.38	5.84	-0.46	-0.99	0.05	0.31	-0.13	-0.80	0.13	0.93	-0.67
181:3	5.42	6.07	-0.45	-0.86	0.08	0.66	-0.54	-0.33	0.28	0.98	-0.71
181:4	4.40	5.34	0.06	-0.60	0.10	0.82	-0.76	-0.30	-0.45	0.94	-0.60
182:1	6.79	6.77	0.02	0.04	0.00	-0.39	0.30	-0.20	0.10	0.06	0.12
182:2	6.48	5.57	0.91	-0.01	0.01	-0.78	1.72	-0.24	-0.05	0.04	0.23
182:3	5.17	6.23	-1.07	-0.41	0.03	-0.98	0.03	-0.33	0.14	0.12	0.35
182:4	5.31	5.44	-0.14	-0.24	0.05	-0.34	0.00	-0.56	0.03	0.73	0.19
183:1	8.54	7.16	1.38	-0.16	0.10	0.02	0.89	-0.07	0.30	0.87	0.23
183:2	9.37	6.38	2.99	-0.01	0.18	0.87	1.02	-0.88	0.31	0.81	0.70
183:3	12.09	7.42	4.67	1.10	0.20	1.17	1.14	-0.33	0.08	0.79	0.71
183:4	9.70	6.99	2.71	0.84	0.40	0.27	0.54	-0.34	0.08	0.23	0.68
184:1	10.67	10.80	-0.12	0.00	0.00	0.46	-0.27	-0.13	-0.01	-0.39	0.20
184:2	9.00	10.18	-1.18	0.00	-0.01	-0.60	-0.05	-0.10	-0.04	-0.49	0.11
184:3	10.49	11.50	-1.01	-0.04	-0.02	-0.79	-0.47	0.14	-0.16	-0.13	0.47
184:4	10.99	10.72	0.28	-0.01	-0.04	0.01	0.32	0.39	0.01	-0.73	0.33
185:1	11.83	11.92	-0.09	0.17	-0.07	-0.49	0.34	-0.04	0.06	-0.52	0.46
185:2	7.61	10.87	-3.26	0.21	-0.11	-0.85	-1.18	-0.53	-0.40	-0.40	0.22
185:3	10.66	11.77	-1.11	0.31	-0.16	-0.56	-0.28	0.20	-0.37	-0.78	0.53
185:4	12.37	11.25	1.12	0.25	-0.21	0.27	-0.38	1.14	-0.01	-0.34	0.40

TABELA 5

DECOMPOSIÇÃO HISTÓRICA DO IGP

(2º Modelo Estrutural)

ANO	OBSERVADO	PREVISTO	ERRO	DÓLAR OFICIAL	PRÊMIO	IGP	DEMANDA POR MOEDA	OFERTA DE MOEDA	TÍTULOS PODER PÚBLICO	SALÁRIO	INDÚSTRIA
180:1	5.67	7.30	-1.63	-0.87	0.00	-1.06	0.01	0.05	-0.04	0.01	-0.33
180:2	5.98	7.22	-1.24	-0.23	0.00	-0.97	-0.21	0.20	0.08	0.08	0.19
180:3	6.88	7.44	-0.56	-0.96	0.01	0.15	0.13	0.00	-0.09	0.20	0.00
180:4	7.03	6.31	0.72	-1.08	0.02	1.33	-0.03	-0.36	0.20	0.63	-0.01
181:1	7.46	7.25	0.22	-1.08	0.04	0.85	0.12	-0.43	-0.35	0.84	0.24
181:2	5.38	5.84	-0.46	-1.28	0.05	-0.60	-0.08	-0.21	-0.02	0.88	0.79
181:3	5.62	6.07	-0.45	-1.08	0.08	-1.29	-0.09	0.06	0.28	0.88	0.70
181:4	4.40	5.34	-0.06	-0.90	0.10	-0.80	-0.22	0.16	-0.51	0.91	0.47
182:1	6.79	6.77	0.02	-0.15	0.00	-0.03	0.25	-0.02	0.15	0.07	-0.24
182:2	6.48	5.57	0.91	0.00	0.01	0.82	0.41	-0.10	0.01	0.02	-0.26
182:3	5.17	6.23	-1.07	-0.43	0.03	-0.23	-0.39	-0.01	0.24	0.15	-0.39
182:4	5.31	5.44	-0.14	-0.11	0.05	-0.69	-0.45	-0.03	0.08	0.84	0.17
183:1	8.34	7.16	1.38	0.35	0.10	-1.07	0.14	0.06	0.31	0.83	0.76
183:2	9.37	6.38	2.99	0.17	0.18	1.10	-0.04	0.09	0.34	0.72	0.42
183:3	12.09	7.42	4.67	1.41	0.28	1.51	0.20	0.18	0.07	0.62	0.40
183:4	9.70	6.99	2.71	1.19	0.40	0.06	0.14	0.42	0.04	0.16	0.30
184:1	10.67	10.80	-0.12	0.00	0.00	0.41	-0.05	-0.03	-0.01	-0.48	0.03
184:2	9.00	10.18	-1.18	-0.03	-0.01	-0.37	0.28	-0.09	-0.07	-0.46	-0.44
184:3	10.49	11.50	-1.01	0.05	-0.02	0.15	-0.36	0.05	-0.30	-0.03	-0.53
184:4	10.99	10.72	0.28	0.01	-0.04	0.84	0.18	0.14	-0.16	-0.80	0.11
185:1	11.83	11.92	-0.09	0.18	-0.07	-0.19	0.30	0.07	0.05	-0.46	0.03
185:2	7.61	10.87	-3.26	0.24	-0.11	-1.84	-0.41	-0.05	-0.59	-0.38	-0.12
185:3	10.66	11.77	-1.11	0.09	-0.16	0.68	-0.30	0.06	-0.36	-0.71	-0.41
185:4	12.37	11.25	1.12	0.00	-0.21	1.14	-0.11	0.34	0.11	-0.30	0.15

BIBLIOGRAFIA

BERNANKE, B.S. 1986. Alternative explanations of the money-income correlation. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, v. 25, p. 49-100, 1986.

BLANCHARD, Oliver, WATSON, Mark. Are all business cycles alike? In: National Bureau of Economic Research Conference on Business Cycles, March 1984.

BROWN, R., DURBIN, J., EVANS, J. Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. Journal of the Royal Statistical Society, Series B, p. 149-63, 1975.

FACKLER, P.L. Vector autoregressive techniques for structural analysis. Revista de Análisis Económico, v. 3, n. 2, p. 119-134, Nov. 1988.

HURWICZ, Leonid. On the structural form of interdependent systems. In: Logic and Methodology in the Social Sciences. Stanford: Stanford University Press, 1962, p. 232-239.

KOOPMANS, Tjalling, BAUSCH, Augustus F. Selected topics in economics involving mathematical reasoning. SIAM Review, v. 1, p. 138-148, 1959.

LITTERMAN, Robert B. 1984. The costs of intermediate targeting . s.l.: Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1984. (Research Department Working Paper, 154).

MARQUES, Maria S. B. A aceleração inflacionária no Brasil: 1973-83. Revista Brasileira de Economia, v. 39, n. 4, p. 343-384, out./dez. 1985.

MAZON, Cristina. The impact of government policy on the U.S. steel and cigarette industries. s. l.: Ph.D. University of Minnesota, 1985.

MONTIEL, Peter J. Empirical analysis of high-inflation episodes in Argentina , Brazil and Israel. IMF Staff Papers, v. 36, n. 3, Sept. 1989.

ROCHA LIMA, E. C. Inflação e ativos financeiros no Brasil: uma análise de auto-regressão vetorial . Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, v. 20, n. 1, p. 21-48, abr. 1990.

------- , E.C., SEDLACEK, G. L. Estabilização da taxa de inflação via uma política monetária ativa: um exercício de simulação. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, ago. 1990. No prelo.

ROTHENBERG, T. J. Identification in parametric models. Econometrica, v. 39, n. 3, p. 577-591, May 1971.

SIMS, C. A. Are forecasting models usable for policy analysis? Federal Reserve Bank of Minneapolis. Quarterly Review, p. 1-16, Winter 1986.

PUBLICAÇÕES DO IPEA (TEXTOS)
1990/1991

TEXTO PARA DISCUSSÃO INTERNA - TDI

Nº 185 - "Trade Policies in Brazil", Helson C. Braga e William G. Tyler, março 1990, 25 p.

Nº 186 - "Restrições Externa, Restrição Orçamentária e Restrição de Capacidade: O Caso Brasileiro", Fábio Giambiagi, março 1990, 40 p.

Nº 187 - "Brazil 1950-1980: Three Decades of Growth-Oriented of Economic Policies", Pedro Malan e Regis Bonelli, março 1990, 71 p.

Nº 188 - "Oferta Monetária, Nível de Atividade Econômica e Inflação", José W. Rossi, março 1990, 14 p.

Nº 189 - "Measuring and Explaining Total Factor Productivity Growth: Brazilian Manufacturing in the Seventies", Armando Castelar Pinheiro, março 1990, 71 p.

Nº 190 - "Technical Efficiency in Brazilian Manufacturing Establishments: Results for 1970 and 1980", Armando Castelar Pinheiro, julho 1990, 17 p.

Nº 191 - "Why the Market Reserve is Not Enough: the Diffusion of Industrial Automatic Technology in Brazilian Process Industries and its Policy Implications", Ruy de Quadros Carvalho, julho 1990. (em processo de edição).

Nº 192 - "Salário Mínimo e Taxa de Salários: O Caso Brasileiro", Ricardo Cicchelli Velloso, agosto 1990, 36 p.

Nº 193 - "O Desempenho do Governo Brasileiro e do Banco Mundial com Relação à Questão Ambiental do Projeto Ferro Carajás", Sergio Margulis, agosto 1990, 83 p.

Nº 194 - "O Desempenho do Governo Brasileiro e Banco Mundial com Relação à Questão Ambiental em Projetos Co-Financiados pelo Banco", Sergio Margulis, agosto 1990, 35 p.

Nº 195 - "The Road Transportation Industry in Brazil: Market Structure, Performance and Government Regulation", Newton de Castro, setembro 1990, 53 p.

Nº 196 - "Do Cruzado ao Collor. Os Planos de Estabilização e a Agricultura", Gervásio Castro de Rezende, setembro 1990, 25 p.

Nº 197 - "A Agricultura de Grãos no Centro-Oeste: Evolução Recente, Vantagens Comparativas Regionais e o Papel da Política de Preços Mínimos", Gervásio Castro de Rezende, outubro 1990, 36 p.

Nº 198 - "A Integração das Américas: Por que? Para Quem? Quando? Como?", Roberto Cavalcanti de Albuquerque, outubro 1990, 48 p.

Nº 199 - "A Evolução da Distribuição de Renda entre 1983 e 1988", Regis Bonelli e Guilherme Luis Sedlacek, outubro 1990, 15 p.

Nota: A partir nº 200 esta série passou a ser denominada TEXTO PARA DISCUSSÃO, absorvendo a antiga série TD, editada pelo IPLAN.

TEXTO PARA DISCUSSÃO - TD

Nº 200 - "Determinadores da Participação de Menores na Força de Trabalho", Ricardo Paes de Barros e Rosane Silva Pinto Mendonça, novembro 1990.

Nº 201 - "Índices de Exportações para o Brasil: 1974/88", Armando Castelar Pinheiro e Ronaldo Serôa da Motta, novembro 1990.

Nº 202 - "Infância e Adolescência no Brasil: As Conseqüências da Pobreza Diferenciadas por Gênero, Faixa Etária e Região de Residência", Ricardo Paes de Barros e Rosane Silva Pinto Mendonça, novembro 1990.

Nº 203 - "Wages in Urban Brazil: Evidence of Regional Segmentation of National Markets", William D. Savedoff, dezembro 1990, 23 p.

Nº 204 - "Crescimento da Agricultura Brasileira e Política Agrícola nos Anos 80", José Garcia Gasques e Carlos M. Villa Verde, novembro 1990, 15 p. + anexos.

Nº 205 - "Quem se beneficia dos Programas Governamentais de Suplementação Alimentar", Ana Maria Peliano, novembro 1990, 10 p. + anexos.

Nº 206 - "Determinação da Taxa de Câmbio: Testes Empíricos para o Brasil", José W. Rossi, dezembro 1990.

Nº 207 - "A Colonização Oficial na Amazônia nos Anos 80", Anna Luiza Ozório de Almeida e Charley Francisconi Veloso dos Santos, dezembro 1990.

Nº 208 - "A Colonização Particular na Amazônia nos Anos 80", Anna Luiza Ozório de Almeida e Charley Francisconi Veloso dos Santos, dezembro 1990.

Nº 209 - "A Mulher Cônjugue no Mercado de Trabalho como Estratégia de Geração de Renda Familiar", Guilherme Luis Sedlacek e Eleonora Cruz Santos, fevereiro 1991.

Nº 210 - "Índices Ponderados de Agregados Monetário para o Brasil", José W. Rossi e Maria da Conceição Silva, março 1991.

Nº 211 - "Interpretando Variações nos Índices de Theil", Lauro Ramos, março 1991.

Nº 212 - "O Custo Financeiro Real da Dívida Mobiliária Federal: Mensuração Diretas", Maria da Conceição Silva, abril 1991.

Nº 213 - "Desigualdade de Renda e Crescimento Econômico no Brasil: 1976/85", Lauro Ramos, abril 1991.

Nº 214 - "Vantagens Comparativas Reveladas, Custo Relativo de Fatores e Intensidade de Recursos Naturais: Resultados para o Brasil", Marcelo J.B. Nonnemberg, abril 1991.

Nº 215 - "Perspectivas Econômicas do Desflorestamento da Amazônia", Eustáquio José Reis e Sergio Margulis, maio 1991.

RELATÓRIO INTERNO - RI

Nº 013 - "Fatores Sazonais da Receita Tributária", Fábio Giambiagi, março 1990, 19 p.

Nº 014 - "O Déficit Fiscal: Caixa ou Competência", Maria da Conceição Silva, julho 1990, 12 p.

Nota: Esta série, Relatório Interno (Rio de Janeiro), mudou a numeração a partir da reestruturação editorial começando do número 01, em cada Coordenação, a saber:

Coordenação de Política Agrícola - CPA

Nº 01/90 - "Nota sobre Gastos Públicos na Agricultura", Carlos M. Villa Verde e José Garcia Gasques, setembro 1990, 4 p.

Nº 02/90 - "Mercados Agrícolas, Instabilidade e Condições para uma Regulamentação Econômica", Guilherme Costa Delgado, janeiro 1991, 11 p.

Coordenação de Política Macroeconômica - CPM

Nº 01/90 - "Execução Financeira do Tesouro Nacional", Paulo Furtado de Castro e José Romeu de Vasconcelos, setembro 1990, 3 p.

Nº 02/90 - "Aspectos Básicos dos Efeitos do Programa de Estabilização Econômica na Contabilidade das Instituições Financeiras e Banco Central", Paulo Zolhof, setembro 1990, 2 p.

Nº 03/90 - "Dívida Externa: A Proposta Brasileira - 1990", Eduardo Felipe Ohana, novembro 1990, 1 p.

Nº 04/90 - "A Questão Inflacionária", Eduardo Felipe Ohana e José Hamilton de O. Bizzaria, novembro 1990, 1 p.

Nº 05/90 - "A Execução da Política Monetária em 1990", José Romeu de Vasconcelos, novembro 1990, 1 p.

Coordenação de Difusão Técnica e Informações - CDTI

Nº 01/90 - "As Exportações Brasileiras no Último Trimestre de 1990", Moysés Tenenblat (CDTI) e Mary de Melo Souza (CPM), novembro 1990, 1 p.

Nº 02/90 - "Forecasting with Trading Day Variation, a Seasonal Common Factor, and Variance Change", Carlos Henrique Motta Coelho e Moysés Tenenblat, janeiro 1991, 4 p.

Nº 03/90 - "As Importações Brasileiras no Primeiro Bimestre de 1991", Mary de Melo Souza e Moysés Tenenblat, janeiro 1991, 2 p.

Nº 04/90 - "A Estimativa da Receita de Divisas pelo Modelo Função Transferência", Mary de Melo Souza e Moysés Tenenblat, fevereiro 1991, 2 p.

Nº 05/90 - "Notas sobre Salários, a Indexação e a Livre Negociação", Luiz Zottmann, abril 1991, 5 p.

Nº 06/90 - "A Hiperinflação, o Plano Collor e a Modelagem", Luiz Zottmann, abril 1991, 2 p. + anexos.

Nº 07/90 - "Indicadores e Antecedentes para as Exportações e Importações Totais Brasileiras", Mary de Melo Souza e Moysés Tenenblat, maio 1991, 11 p.

Coordenação de Política Social - CPS

Nº 01/90 - "Informações Demográficas: O que tem, o que se usa e como se usa?", Ana Amélia Camarano, janeiro 1991, 5 p.

Nº 02/90 - "Dinâmica Demográfica por Nível de Renda", Ana Amélia Camarano (IPEA) e Kaizô Beltrão (IBGE), março 1991, 8 p.

DOCUMENTO DE POLÍTICA - DP

Nº 01 - "Política Industrial e de Comércio Exterior: Apoio à Capacitação Tecnológica da Indústria", agosto 1990 (Diretoria Técnica).

Nº 02 - "O Sistema Financeiro Pós-Brasil Novo: Uma Agenda de Reformas", Carlos von Doellinger, janeiro 1991.

DOCUMENTO AVULSO - DA

Nº 01 - "O Movimento da Produtividade no Japão", textos selecionados por Dorothea Werneck, abril 1991.

ESTUDOS DE POLÍTICA INDUSTRIAL E COMÉRCIO EXTERIOR - ÉPICO

Nº 015 - "As Operações de Serviços no Brasil: Construção e Engenharia: Coleta de Informações e Análise", Reinaldo Gonçalves, março 1990, 136 p.

Nº 016 - "As Operações de Serviços no Brasil: Vídeo-Coleta de Informações e Análise", Reinaldo Gonçalves e Nivalde J. Castro, março 1990, 65 p.

Nº 017 - "Política Tarifária Brasileira no Período 1980-88: Avaliação e Reforma", Honorio Kume.

Nº 018 - "O Protecionismo dos Países Desenvolvidos e o Acesso de Produtos Brasileiros aos Mercados Externos", Lia Valls Pereira, março 1990, 332 p.

Nota: Esta série foi incorporada à atual série TD.

SÉRIE FAC-SIMILE

Nº 035 - "A Competição Espacial da Indústria Siderúrgica: as Implicações da Localização de Indústrias Produtoras de Ação na Amazônia", Carlos Maurício de Carvalho Ferreira, março 1990, 133 p.

Nº 036 - "Salários Nominais, Política Salarial e Ativismo Sindical", José Márcio Camargo, março 1990, 78 p.

Nº 037 - "A Teoria do Equilíbrio Geral e a Programação com um Número Infinito de Bens", A. Araújo, março 1990, 52 p.

Nº 038 - "Desenvolvimento da Agricultura no Norte-Fluminense, 1975/85. A Estrutura Geral do Agro Norte-Fluminense Atual (1975/1985)", Carlos Eduardo Rebello de Mendonça, junho 1990, 28 p.

Nº 039 - "Formação do Estado e de sua Fiscalidade. A Gênese do Imposto de Renda no Brasil", Maria Valéria Junho Pena, junho 1990, 78 p.

Nº 040 - "A Contribuição da Dívida Pública ao Financiamento do Setor Público", Alexandre Rodrigues D'Almeida, junho 1990, 91 p.

SÉRIE ESEP

Nº 004 - "Metodologia de Projeção dos Gastos Previdenciários e Assistenciais", Francisco E.B. de Oliveira, Hilda Maria Cabral, Kaizô Beltrão e Sheyla Jarmouch Brito, março 1990, 174 p.

Nota: Esta série foi incorporada à atual série TD.

NOTA PARA DISCUSSÃO - ND

Nº 009 - "Aspectos Complementares da Circulação Urbana", Charles Leslie Wright, fevereiro 1990, 26 p.

Nº 010 - "País Rodoviário e Outros Mitos", Charles Leslie Wright, março 1990, 24 p.

Nota: Esta série foi incorporada à atual série TD.

TEXTO PARA DISCUSSÃO - TD

Nº 026 - "Salário Real e Oferta de Alimentos Básicos: Análise do Caso Brasleiro", Carlos Antônio Luque e José Paulo Zeetano Chahad, janeiro 1990, 94 p.

Nº 027 - "O Estado e o Transporte Rodoviário de Carga", Ieda Maria de O. Lima, janeiro 1990, 142 p.

Nº 028 - "O Brasil e o Banco Mundial: Um Diagnóstico das Relações Econômicas - 1949/1989", Coordenadoria de Programas Setoriais de SEAIN/SEPLAN-PR, fevereiro 1990, 190 p.

Nº 029 - "Heterodoxy and Inflation in Brazil", Luiz Zottmann, março 1990, 45 p.

Nota: Esta série foi incorporada à atual série TD.

ACOMPANHAMENTO DE POLÍTICAS PÚBLICAS - APP

Nº 023 - "A Criança no Brasil: O que fazer?", Convênio IPEA/IPLAN-UNICEF, fevereiro, 98 p.

Nº 024 - "Educação Básica: Perspectivas para a Década de 90", Coordenadoria de Educação e Cultura, fevereiro 1990, 36 p.

Nº 025 - "Mudança Tecnológica, Aumento de Produtividade e Participação dos Trabalhadores em Empresas Estatais: Elementos para o Planejamento - Pesquisa do DIEESE e CEDAC", Coordenadoria de Emprego e Salários, março 1990, 80 p.

Nº 026 - "Acesso à Informação: Limites Culturais do Desenvolvimento", Coordenadoria de Educação e Cultura, março 1990, 18 p.

Nota: Esta série foi incorporada a atual série TD.

SETOR DE DOCUMENTAÇÃO

330.908 5183-7/91
I59 LIMA, Elcyon Caiado Rocha &
TDI216 ROSSI, José W. - Fontes exógenas de aceleração inflacionária
ex.2 no Brasil entre 1980 e 1985.

IPEA-21

5183-7