

IDEA

Instituto de Planejamento Econômico e Social

INPES

Instituto de Pesquisas

TEXTOS PARA DISCUSSÃO INTERNA

Nº 170

"INFLAÇÃO E ATIVOS FINANCEI
ROS NO BRASIL: UMA APLICAÇÃO
DA TÉCNICA DE AUTO-REGRESSÕES
VETORIAIS"

Elcyon Caiado Rocha Lima

Agosto de 1989

TEXTOS PARA DISCUSSÃO INTERNA

Nº 170

"INFLAÇÃO E ATIVOS FINANCEI
ROS NO BRASIL: UMA APLICAÇÃO
DA TÉCNICA DE AUTO-REGRESSÕES
VETORIAIS"

Elcyon Caiado Rocha Lima

Agosto de 1989

Tiragem: 100 exemplares

Trabalho concluído em: Maio de 1989

Instituto de Pesquisas do IPEA
Instituto de Planejamento Econômico e Social
Avenida Presidente Antonio Carlos, 51 - 13º/17º andares
Rio de Janeiro/RJ
20020

Este trabalho é de inteira e exclusiva responsabilidade de seu autor. As opiniões nele emitidas não exprimem, necessariamente, o ponto de vista da Secretaria de Planejamento e Coordenação da Presidência da República.

INFLAÇÃO E ATIVOS FINANCEIROS NO BRASIL:
UMA APLICAÇÃO DA TÉCNICA DE AUTO-REGRESSÕES VETORIAIS*

ELCYON CAIADO ROCHA LIMA**

- I - Introdução
- II - A Relação entre ARVs e Modelos Econométricos
Convencionais
- III - A Análise do Impacto de Políticas Governamentais
em ARVs
- IV - O Procedimento Bayesiano de Estimação de ARVs
- V - O Modelo Probabilístico
- VI - A Parametrização Adotada
- VII - O Procedimento de Estimação
- VIII - Os Parâmetros de Priori Estimados e o Desempenho
Preditivo do Modelo
- IX - A Função de Resposta a Choques
- X - Previsões Condicionais e a Análise do Efeito de
Políticas Governamentais Alternativas
- XI - Conclusões
- XII - Referências Bibliográficas

* O autor agradece os comentários feitos a uma primeira versão do trabalho por Guilherme L. Sedlacek, Pedro L. Valls Pereira e José W. Rossi.

** Do INPES/IPEA.

SINOPSE

Neste artigo estima-se uma Auto-Regressão Vetorial (ARV), utilizando-se variáveis macroeconômicas brasileiras, com vistas à obtenção de alguns "fatos estilizados" (stylized facts) a respeito da interdependência estatística e dinâmica, no Brasil, entre a taxa de inflação e a taxa de crescimento de alguns ativos financeiros. Modelos como o estimado podem ser utilizados na identificação do impacto de políticas econômicas alternativas. Mostra-se, por exemplo, que os choques na "equação de oferta de moeda" são similares aos esperados por um "monetarista convencional", no que diz respeito a seus efeitos em outras variáveis de modelo. Faz-se também uma exposição da técnica de Auto-Regressões Vetoriais (ARVs), sugerida por Sims (1980), e descreve-se um método bayesiano de estimação de ARVs semelhante ao proposto em Doan, Litterman e Sims (1984).

I. INTRODUÇÃO

Nosso objetivo é estimar um modelo multivariado que apresente boas previsões e permita obter uma caracterização detalhada da interdependência estatística e dinâmica, no Brasil, entre a taxa de inflação e a taxa de crescimento nominal de alguns ativos financeiros.

Modelos como o nosso podem ser utilizados, quando submetidos a restrições que permitam identificação, na análise do impacto de políticas governamentais alternativas. Neste artigo, entre as equações estruturais encontra-se uma que apresenta "propriedades similares"- que serão melhor caracterizadas mais adiante - às de uma equação de oferta de moeda.

As seguintes variáveis macroeconômicas foram utilizadas na análise: o índice geral de preços (IGP-DI), o saldo dos meios de pagamento, M1, a taxa de juros das letras de câmbio, o emprego na indústria, o saldo de títulos da dívida pública (federal e estadual) em poder do público e o saldo dos depósitos das cadernetas de poupança.¹ O modelo foi estimado com dados mensais de fevereiro de 1971 a dezembro de 1985. À exceção da taxa de juros, todas as demais variáveis foram transformadas para taxas mensais de va-

¹A série de dados para a taxa de juros foi obtida adotando-se os seguintes procedimentos: a) para as taxas de juros de fevereiro de 1971 a novembro de 1983 utilizou-se a média mensal das taxas tomadas a 360 dias de prazo fornecidas pelo Banco Central; e b) para as taxas de juros de dezembro de 1983 a dezembro de 1985 utilizou-se a média mensal das taxas de juros das financeiras fornecidas pela revista Exame a 180 dias de prazo.

O saldo dos meios de pagamento, dos títulos da dívida pública e dos depósitos das cadernetas de poupança referem-se aos saldos no último dia do mês e foram coletados dos Boletins do Banco Central e da revista Conjuntura Econômica. O índice de emprego na indústria foi extraído das Estatísticas Históricas do Brasil, do IBGE.

riação.² As variáveis já transformadas em taxas, foram dessazonalizadas (com exceção da taxa de juros).³

Na especificação do modelo utilizou-se uma auto-regressão vetorial (ARV) que, acreditamos, parte de hipóteses a priori, com relação à especificação do modelo, pouco restritivas.

A estratégia de modelagem e identificação que adotamos neste trabalho é diferente da convencional. Na estratégia convencional (o approach da comissão Cowles) parte-se de um modelo econômico que impõe restrições, na forma de definição a priori de um bloco de variáveis exógenas e hipóteses de identificação, em cada equação estrutural do modelo econométrico. As restrições impostas, em geral na forma de exclusão de variáveis nas diversas equações estruturais, atingem dois objetivos principais: permitem a identificação dos parâmetros das equações estruturais e maior parcimônia na introdução de variáveis nas diversas equações do modelo (efeito desejável para quem está trabalhando com poucos graus de liberdade).

No nosso caso, primeiro estimamos as formas reduzidas (as equações da ARV são interpretadas como formas reduzidas irrestritas) e depois impomos restrições nas equações estruturais - utilizando apenas aquelas que não impliquem restrições nas formas reduzidas. Nesse caso, como as hipóteses que permitem identificação não geram restrições nas formas reduzidas, não se consegue chegar,

²Esta transformação (cada variável x_t foi transformada para $\Delta x_t / x_t$) torna o modelo, para cada variável, mais próximo de um modelo univariado linear com termo de erro aditivo. Como se verá mais adiante, estes modelos são mais consistentes com as distribuições a priori adotadas neste artigo.

³Na dessazonalização do IGP e de M1, foi utilizado um modelo univariado que decompõe as séries nos seguintes componentes [ver a esse respeito Harvey (1984)]: nível, ciclo e fatores sazonais. Para as demais variáveis, utilizou-se o procedimento X11, do Bureau of the Census do Departamento de Comércio dos Estados Unidos da América, com fatores sazonais aditivos e conforme a versão adotada pelo pacote estatístico SAS.

através delas, a um modelo parcimonioso. Ademais, já que não partimos de um modelo econômico, nada há que justifique a especificação da forma reduzida adotada. É necessário, então, adotarmos um procedimento de estimação que dê tratamento probabilístico à incerteza quanto à especificação da forma reduzida e resolva o problema de falta de parcimônia.

O procedimento de estimação, utilizado neste trabalho, é semelhante ao proposto em Doan, Litterman e Sims (1984), e permite lidar com os problemas de falta de parcimônia e incerteza com relação à especificação da forma reduzida.

II. A RELAÇÃO ENTRE AS ARVs E OS MODELOS ECONOMÉTRICOS CONVENCIONAIS

As diferenças básicas entre as ARVs e os modelos econométricos convencionais podem ser resumidas em dois aspectos principais: a) em ARVs, as variáveis que refletem escolhas de política econômica são consideradas endógenas (predeterminadas, em modelos econométricos convencionais); e b) evita-se a construção de histórias comportamentais sob cada equação do modelo, histórias estas que em geral não advêm de uma sólida teoria econômica. As equações de uma ARV são formas reduzidas, estimadas sem restrições, tratando todas as variáveis como endógenas. Uma exposição detalhada das semelhanças e dessemelhanças entre as ARVs e os modelos econométricos convencionais pode ser encontrada em Sims (1980 e 1982).

A seguir, procuraremos exemplificar a estratégia de modelagem das ARVs. Suponhamos que a economia esteja sujeita a "choques", que têm origens comportamentalmente distintas, e que os diversos choques possíveis sejam representados por um vetor de choques, $e(t)$. Alguns dos elementos de $e(t)$ representam mudanças aleatórias de política econômica. Admita-se, ainda, que o sistema de equações "estruturais" que relaciona o vetor de dados observados, $Y(t)$, a valores correntes e passados dos "choques" seja dado por:

$$\sum_{S=0}^{\infty} A(s) Y(t-s) = \sum_{S=0}^{\infty} B(s) e(t-s) \quad (1)$$

onde:

$e(t)$ é independente serialmente.

O modelo ARV para os dados (vetor Y) tem a seguinte forma:

$$Y(t) = \sum_{S=1}^{\infty} C(s) Y(t-s) + n(t) \quad (2)$$

onde:

$n(t)$ é o erro um passo à frente na previsão de $Y(t)$.

As equações acima (a ARV) são uma possível forma reduzida do modelo estrutural considerado. Isto é tão mais verdade se não desejamos colocar restrições nas equações estruturais acima (pois não estamos certos de que a teoria econômica nos indique restrições que sejam confiáveis), que impliquem restrições na "forma reduzida" do modelo estrutural, e tratamos todas as variáveis do modelo como endógenas.

Uma maneira de se imporem restrições nas formas estruturais, que não impliquem restrições nas formas reduzidas e permitam obter o impacto das alterações aleatórias na política econômica, é fazê-lo apenas em $A(0)$, $B(0)$ e $\text{var}(e(t))$ [ver, por exemplo, Sims (1986)]. Uma descrição de um dos conjuntos possíveis desses tipos de restrições pode ser vista na seção seguinte.

III. ANÁLISE DO IMPACTO DE POLÍTICAS GOVERNAMENTAIS EM ARVs.

Críticas ao uso da Auto-Regressão Vetorial na análise de efeitos de políticas econômicas têm sido feitas por Sargent (1979 e 1984) e, mais recentemente, por Leamer (1985). Há duas versões

da argumentação contrária ao uso de modelos ARV na análise dos im pactos de diferentes políticas econômicas.

A primeira parte da constatação de que tais modelos nada mais são do que uma descrição sumária dos dados históricos usualmente baseada em correlações observadas na amostra. Embora esta descrição dos dados possa ser extrapolada em previsões úteis, admitir que possam ser base para projeção dos efeitos de diferentes escolhas de política implica uma confusão entre correlação e causalidade.

A segunda versão, atribuída a Sargent (1984), critica a maneira como as variáveis de política são introduzidas nos modelos ARV. As variáveis de política econômica são incorporadas nestes modelos de maneira simétrica (quando comparadas às demais variáveis do modelo) tratando todas as outras variáveis como aleatórias. Embora policy choices sejam variáveis aleatórias, a escolha de determinada política não é aleatória mas, em geral, única e portanto pode ser considerada de caráter determinístico.

Quando corretamente interpretadas, ambas as versões do argumento estão corretas. Não é possível utilizarmos um modelo estatístico para analisar uma política econômica sem irmos além das correlações e fazermos uma interpretação econômica das mesmas. Uma tal interpretação é o que os econométricos chamam de identificação do modelo.

A maneira mais simples de se conseguir identificação em modelos ARV, que permita a análise de efeitos de políticas alternativas, é supor-se que alterações de política possam ser identificadas com os resíduos em alguma (ou mais de uma) equação do modelo na forma reduzida. Neste caso, projeções de política podem ser feitas de forma convencional: eliminando-se as equações que determinam as variáveis de política e utilizando-se as demais equações (supondo-se que os resíduos de cada equação sejam iguais a zero) para se projetar o valor das demais variáveis.

Existe, no entanto, uma maneira alternativa de se obter a identificação de efeitos de política, que possui a vantagem de não ser tão restritiva quanto a anterior, a qual é explicada a seguir. Uma explicação mais detalhada desta maneira alternativa de se identificarem impactos de política econômica, pode ser vista em Sims (1986).

Retomando a nossa descrição da economia da seção anterior - equações (1) e (2), e aplicando-se o operador esperança matemática, condicional nos dados amostrais até $t-1$ e denotado por $E_{t-1}(\cdot)$, a cada lado da equação (1) - obtemos, após algum "algebrismo".

$$A(0) (Y(t) - E_{t-1}Y(t)) = B(0) e(t)$$

Como, por hipótese, $n(t) = Y(t) - E_{t-1}Y(t)$, então

$$A(0) n(t) = B(0) e(t) \quad (3)$$

A imposição de restrições em $A(0)$, $B(0)$ e Ω ($\Omega = \text{var}(e(t))$) não implica restrições nos coeficientes do modelo ARV para Y . Assim, podemos utilizar o referido modelo para estimarmos o vetor $n(t)$ no período amostral e colocar restrições em $A(0)$, $B(0)$ e Ω que permitam a estimação de $A(0)$, $B(0)$ e Ω . Essa estimação é feita utilizando-se cada elemento do vetor $n(t)$ como uma variável distinta, passando, então, $n(t)$, $t=1,2,\dots,T$, a ser o nosso conjunto de dados.⁴ Por exemplo, se supomos que $B(0) = I$, então o sistema de equações (3) é idêntico a um sistema de equações simultâneas convencional. Neste caso, as condições de ordem e posto, que garantem a identificação dos parâmetros das equações estruturais, também são aplicáveis aqui.

⁴A teoria convencional da distribuição assintótica aplica-se sem nenhuma modificação aos estimadores, de dois estágios, construídos a partir de (3). Isto se deve ao fato de a verossimilhança apresentar uma matriz de informação que é bloco diagonal [ver, por exemplo, Durbin (1970)].

A partir do conjunto de equações (2) podemos obter a matriz de respostas de $Y(t)$ a impulsos, $G(s)$, que satisfaz às seguintes equações:

$$Y(t) = \sum_{S=0}^m G(s)n(t-s) + H(m)Y(t-m) \quad (3)'$$

onde a seqüência G não depende de m .

Como a partir de (3) obtemos que $n(t) = A(0)^{-1}B(0)e(t)$, podemos substituir em (3)' $n(t-s)$ por $A(0)^{-1}B(0)e(t-s)$ e obter o impacto em $Y(t)$ de alterações de política econômica (identificadas como valores diferentes de zero para alguns dos componentes do vetor $e(t-s)$, $m \geq s \geq 0$).

Em ARVs têm sido utilizadas as hipóteses - que também serão consideradas neste artigo - de que Ω é diagonal, que $B(0) = I$ e que a matriz $A(0)$ é triangular inferior. Note-se que neste caso podemos identificar os parâmetros contidos em $A(0)$ pois caímos num modelo recursivo.

IV. O PROCEDIMENTO BAYESIANO DE ESTIMAÇÃO DE ARVs

Os métodos convencionais empregados no desenvolvimento de modelos de probabilidade para séries de tempo macroeconômicas não são confiáveis porque não dão tratamento probabilístico à incerteza gerada pelo conhecimento inexato da verdadeira especificação do modelo. O procedimento de estimação, descrito a seguir, é semelhante ao desenvolvido em Doan, Litterman e Sims (1984), e permite lidar com esta incerteza.

Seja y o vetor que contém toda a informação amostral e α o vetor de coeficientes de cada equação. Na formulação bayesiana convencional, dado um modelo para os dados, na forma de uma função de densidade para y condicionada em α , $p(y/\alpha)$, a função de densidade conjunta de y e α é obtida multiplicando-se $p(y/\alpha)$ por $q(\alpha)$, onde $q(\alpha)$ é a densidade a priori para α .

No método de estimação proposto neste artigo é introduzido um outro nível de parametrização: a distribuição a priori para o coeficiente α é condicionada por um novo conjunto de parâmetros x . A função densidade conjunta de y e α é então dada por $k(y, \alpha/x) = p(y/\alpha) \cdot q(\alpha/x)$. Se integrarmos $p(y/\alpha) \cdot q(\alpha/x)$, em relação a α , podemos obter a distribuição marginal de y dado x , $m(y/x)$.

Para determinada amostra, $m(y/x)$ tem o mesmo papel formal de uma verossimilhança. Se a densidade a priori de x é difusa, na região onde $m(y/x)$ assume seus maiores valores, a função densidade de probabilidade a posteriori de x será proporcional a $m(y/x)$. Neste caso, ao inferir os valores mais prováveis de x , estaremos adotando um método de estimação equivalente ao procedimento clássico de se estimarem parâmetros a partir dos dados amostrais. A distribuição marginal de y dado x , $m(y/x)$ é, no caso, a verossimilhança.

Não estamos, no entanto, interessados em x mais sim em α . Seja $f(\alpha/y, x)$ a distribuição a posteriori de α dado x e $h(x)$ a distribuição a priori de x . Então $f(\alpha/y, x) = k(y, \alpha/x) / m(y/x)$ e a distribuição a posteriori de α , $g(\alpha/y)$, é igual a:

$$\int_{\infty^-}^{\infty^+} f(\alpha/y, x) \left[m(y/x) h(x) / \int_{\infty^-}^{\infty^+} m(y/x) h(x) dx \right] dx.$$

A distribuição a posteriori de α , portanto, é uma média ponderada das distribuições a posteriori que obtemos fixando os valores de x onde o peso - caso a densidade a priori de x seja difusa na região relevante - de cada posteriori é dado por $m(y/x)$. No presente trabalho utilizamos as estimativas de α , obtidas considerando-se apenas a distribuição a posteriori associada ao maior valor encontrado para $m(y/x)$.

V. O MODELO PROBABILÍSTICO

O procedimento de estimação que será apresentado com detalhes a seguir é similar ao sugerido em Litterman (1980,1981,1982), Sims (1980 e 1982) e Doan, Litterman e Sims (1984). O modelo foi estimado equação por equação e, portanto, não como um sistema de equações.

Foi estimada uma ARV com tendência local na qual o modelo, para cada uma das seis variáveis endógenas ($Y_i(t)$; $i=1,2,\dots,6$), pode ser representado pelo seguinte sistema de equações.

$$Y_i(t) = \mu_i(t) + \sum_{j=1}^6 \sum_{k=1}^6 C_{ij}(t,k) Y_j(t-k) + u_i(t)$$

e

$$\mu_i(t) = \mu_i(t-1) + \beta_i(t-1) + w_{1i}(t) ;$$

$$\beta_i(t) = \beta_i(t-1) + w_{2i}(t) ;$$

$$C_{ij}(t,k) = C_{ij}(t-1,k) + \delta_{ij}(t,k) ; \quad \begin{array}{l} k = 1,2,\dots,6; \\ j = 1,2,\dots,6. \end{array}$$

A segunda e terceira equações são necessárias à modelagem da tendência local [para uma explicação deste tipo de tendência ver Harvey (1984)]. Os coeficientes das variáveis defasadas são modelados segundo um passeio aleatório.

É conveniente adotar uma notação matricial que facilite a exposição da metodologia usada.

Seja:

$$\alpha_i(t) \equiv (\mu_i(t), \beta_i(t), \{C_{i1}(t,k)\}_{k=1}^6, \{C_{i2}(t,k)\}_{k=1}^6, \dots, \{C_{i6}(t,k)\}_{k=1}^6)'$$

$$z(t) \equiv (1, 0, \{Y_1(t-k)\}_{k=1}^6, \{Y_2(t-k)\}_{k=1}^6, \dots, \{Y_6(t-k)\}_{k=1}^6)$$

$$e_i(t) \equiv (w_{1i}(t), w_{2i}(t), \{\delta_{i1}(t,k)\}_{k=1}^6, \{\delta_{i2}(t,k)\}_{k=1}^6, \dots, \{\delta_{i6}(t,k)\}_{k=1}^6)'$$

$$T \equiv \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \dots & 0 & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

O modelo acima, para cada variável "i", pode ser descrito pelo seguinte conjunto de equações:

$$Y_i(t) = z(t) \alpha_i(t) + u_i(t)$$

$$\alpha_i(t) = T \alpha_i(t-1) + e_i(t).$$

Esta representação do modelo é também conhecida na literatura como representação em espaço de estado.

As seguintes hipóteses adicionais são convencionalmente feitas: os erros $u_i(t)$ e $e_i(t)$ são serialmente não correlacionados; $u_i(t)$ e $e_i(t)$ não são correlacionados em qualquer período t ; e $u_i(t)$ e $e_i(t)$ não são correlacionados com $\alpha_i(0)$. Além disso, seja $u_i(t) \sim N(0, \sigma_i^2)$, $e_i(t) \sim N(0, V_i)$ e

$$\alpha_i(t)/t \sim N[\alpha_i(t), \Omega_i(t)]$$

Então,

$$\alpha_i(t+1)/t, \alpha_i(t) \sim N[T \alpha_i(t), V_i] \quad (6)$$

$$Y_i(t+1)/t, \alpha_i(t+1) \sim N[z(t+1)\alpha_i(t+1), \sigma_i^2] \quad (7)$$

A notação "X/Y" utilizada anteriormente significa X condicionado por Z.

As distribuições condicionais acima determinam a distribuição normal conjunta de $Y_i(t+1)$, $\alpha_i(t+1)$, e $\alpha_i(t)$ condicionada por dados até o período t . O filtro de Kalman é um conjunto de recursões que permite - utilizando-se esta distribuição conjunta - obter-se a distribuição marginal de $\alpha_i(t+1)$ usando-se dados amostrais até $t+1$ [ver Harvey (1981)].

Para utilizarmos o filtro de Kalman, em sua versão mais conhecida, a partir de $t=1$ (primeiro período amostral), precisamos de:

$$\alpha_i(0)/0 \sim N[\hat{\alpha}_i(0), \hat{\Omega}_i(0)]$$

(a distribuição a priori de $\alpha_i(0)$)

$$\alpha_i(1)/0, \alpha_i(0) \sim N [T \alpha_i(0), V_i]$$

e

$$Y_i(1)/0, \alpha_i(1) \sim N [z(1) \alpha_i(1), \sigma_i^2]$$

É na determinação da distribuição a priori para $\alpha_i(0)$, $\alpha_i(0)/0$, e das distribuições condicionais $\alpha_i(1)/0$, $\alpha_i(0)$ e $Y_i(1)/0$, $\alpha_i(1)$ que se adota a parametrização de prioris mencionada na seção anterior. As duas últimas distribuições condicionais ficam completamente de finidas quando as matrizes V_i e σ_i , respectivamente, são conhecidas. No procedimento de parametrização de prioris adotado a seguir, V_i é considerada uma matriz diagonal, e tanto os elementos de sua diagonal quanto σ_i são considerados parâmetros com distribuição priori difusa.

O modelo probabilístico e o vetor de parâmetros X^5 (que inclui os parâmetros necessários à completa especificação da distribuição a priori para $\alpha_i(0)$, da matriz V_i e de σ_i determina a distribuição conjunta de $Y_i(1)$, $\alpha_i(1)$ e $\alpha_i(0)$ condicionada por dados até $t=0$ e a X .

Começando com $\alpha_i(1)/1, X$, o filtro de Kalman pode ser utilizado, recursivamente, para se obter $\alpha_i(t)/t, X$ e, dados V_i e σ_i que são determinados por elementos do vetor X e, por hipótese, não variam no tempo -, obter-se a distribuição conjunta de $\alpha_i(t)$, $\alpha_i(t+1)$ e $Y_i(t+1)$ condicionada por dados até t e pelo vetor de parâmetros X .

⁵Para simplificar, no que se segue não utilizaremos o subscrito "i" para o vetor X .

VI. A PARAMETRIZAÇÃO ADOTADA

6.1 - Parametrização da Distribuição a Priori de $\alpha_i(0)$

Foram utilizadas prioris normais independentes em cada elemento de $\alpha_i(0)$ (ou seja, em cada coeficiente de cada equação). Quase todas as prioris têm média zero e estas médias são, portanto, consideradas "conhecidas" e não são tratadas como parâmetros a serem "estimados". As únicas exceções são as médias de prioris para $C_{ij}(0,1)$, quando $i=j$, que é considerada um parâmetro com priori difusa ($x(1)$). Em outras palavras, as médias das prioris de todos os coeficientes são iguais a zero com exceção da média igual a $x(1)$ para o coeficiente da variável dependente com uma defasagem.

Quanto a $\Omega_i(0)$, em cuja diagonal são colocadas as variâncias das prioris de cada elemento de $\alpha_i(0)$, adotou-se a seguinte parametrização: i) as variâncias de $\mu_i(0)$ e de $\beta_i(0)$ ($x(2)$ e $x(3)$) são considerados parâmetros de $\Omega_i(0)$; e b) para os coeficientes de lags das seis variáveis utilizadas, $\text{var}(C_{ij}(0,k)) = x(j+3)/k^{x(10)}$; $j=1, \dots, 6$.

6.2 - Parametrização de V_i

Quanto a V_i , a matriz de variância e covariância de $e_i(t)$, adotou-se o seguinte procedimento:

a) A variância de w_{i1} e de w_{i2} ($x(11)$ e $x(12)$) são parâmetros de V_i .

b) $\text{var}(\delta_{ij}(0,k)) = x(13) * \text{var}(C_{ij}(0,k))$ se $i=j$

e

$\text{var}(\delta_{ij}(0,k)) = x(14) * \text{var}(C_{ij}(0,k))$ se $i \neq j$, onde $x(13)$ e $x(14)$ são parâmetros de V_i .

Note-se que, na parametrização acima, quanto mais próxima de zero for a $\text{var}(C_{ij}(0,k))$, mais próximo o coeficiente $C_{ij}(t,k)$ será de zero se $i \neq j$, ou de $x(1)$ se $i=j$. Então, no limite, à medida que a variância das prioris - das variáveis defasadas - se aproxima de zero, o modelo para cada variável i se aproxima do seguinte modelo univariado:

$$Y_i(t) = \mu_i(t) + x(1) Y(t-1) + u_i(t)$$

e

$$\mu_i(t) = \mu_i(t-1) + \beta_i(t-1) + w_{1i}(t)$$

$$\beta_i(t) = \beta_i(t-1) + w_{2i}(t)$$

Ou, desde que $x(1)=0$, aproxima-se de um modelo univariado com tendência local.

Desta forma os parâmetros $x(4), x(3), \dots, x(9)$ permitem a exclusão (parcial ou total) de variáveis do modelo multivariado para cada variável endógena. De forma similar, o parâmetro $x(10)$, ao reduzir $\text{var}(C_{ij}(0,k))$, para $k > 1$, permite a exclusão (parcial ou total) de variáveis com defasagens maiores do que um.

Se além das restrições acima adicionamos as restrições $x(2) = x(3) = x(11) = x(12) = 0$ - o que equivale à eliminação da tendência local - e alteramos a restrição em $x(1)$ para $x(1) = 1.0$, então o modelo para cada variável i é dado por:

$$Y_i(t) = Y_i(t-1) + u_i(t),$$

ou seja, cada variável segue um passeio aleatório.

VII. O PROCEDIMENTO DE ESTIMAÇÃO

Dado o modelo probabilístico - definido na seção anterior - e o vetor de parâmetros X , das prioris, a distribuição conjunta de $Y_i(t+1)$, $\alpha_i(t+1)$ e $\alpha_i(t)$, condicionada a dados até t e a X , pode ser obtida utilizando-se o filtro de Kalman. Esta mesma distribuição conjunta pode ser marginalizada para que se obtenha a distribuição de $Y_i(t+1)$ condicionada a dados até t e a X .

Mais especificamente,

$$Y_i(t+1)/t, X \sim N[z(t+1)T \hat{\alpha}_i(t), s_i^2(t+1)]$$

onde: $s_i^2(t+1) \equiv z(t+1) [T\Omega_i(t)T' + V_i]z'(t+1) + \sigma_i^2$ é a variância do erro um passo à frente na previsão de $Y_i(t+1)$;

$\alpha_i(t)$ e $s_i^2(t+1)$ são funções de X (para evitar confusões de notaçãõ não foi explicitada a dependência em relação a X).

Seja $e_i(t, X)$ o erro um passo à frente na previsão de $Y_i(t+1)$, condicionada por X e dados até t , então:

$$e_i(t, X) \equiv Y_i(t+1) - z(t+1) T \hat{\alpha}_i(t).$$

O log da função densidade de probabilidade acima, ignorando o termo constante, é igual a:

$$- 5 (\log s_i^2(t) + e_i^2(t+1, X)/s_i^2(t))$$

O log da verossimilhança da amostra é a soma para todo t pertencente à amostra do termo acima. A verossimilhança pode ser concentrada em relação a σ_i^2 e maximizada, numericamente, em relação ao vetor de parâmetros X com o elemento correspondente a σ_i fixado em 1. A concentração da verossimilhança é conveniente porque permite reduzir o número de parâmetros que desejamos estimar diretamente.

Foi então utilizada a versão do filtro de Kalman, na qual não é necessário o conhecimento de σ_i , para obtermos $e_i(t, X)$ para todo t pertencente à amostra.

A maximização numérica da verossimilhança, em modelos do tipo considerado neste artigo, é bastante complicada pela presença de máximos locais, de regiões no espaço de possíveis valores para os parâmetros onde estes não são identificáveis e pelo elevado custo de computação do valor da função.

Estes problemas tornam importante a escolha criteriosa dos valores iniciais para os parâmetros a partir dos quais se deve iniciar a rotina de maximização numérica. A grande vantagem do modelo multivariado proposto é que é possível se convergir, à medida que os parâmetros convergem para certas regiões do espaço de parâmetros, para alguns modelos univariados (ver seção anterior). Desta maneira, pode-se sempre garantir que os modelos multivariados propostos tenham acurácia de previsão no mínimo igual ao dos modelos univariados para os quais pode convergir.

É também interessante dispor-se de uma medida da acurácia da previsão em pontos diferentes do espaço dos parâmetros - que seja independente da estrutura do modelo -, para que se tenha uma idéia do ganho em termos da capacidade preditiva do modelo multivariado vis-à-vis outros modelos disponíveis.

Devido aos problemas supramencionados decidimos, ao invés da verossimilhança, utilizar a estatística Theil-U. Fizemos uso, então, de uma rotina numérica para minimizar o Theil-U em relação ao vetor de parâmetros X . O α_i estimado deve ser interpretado como estando condicionado a este X escolhido.

$$\text{A estatística Theil-U é igual a } \frac{\sum_{t=1}^T e_i^2(t, X)}{\sum_{t=1}^T e_{in}^2(t)},$$

onde $e_{in}(t)$ é erro um passo à frente na previsão da variável $Y_i(t)$, do modelo univariado onde cada variável segue um passeio aleatório (ver a seção anterior). Note-se que minimizar o Theil-U

é o mesmo que maximizar a verossimilhança definida acima, substituindo-se $s_i(t)$ pelo número 1. Em outras palavras, tanto a verossimilhança quanto o Theil-U consistem fundamentalmente de uma média ponderada de erros um passo à frente: apenas os pesos utilizados no cálculo da média são diferentes.

O procedimento de estimação utilizando-se a estatística Theil-U, é similar ao descrito na Seção 4: escolhe-se a posteriori associada ao vetor de parâmetros X, que dá o maior valor para $m(y/x)$.

VIII. OS PARÂMETROS DE PRIORI ESTIMADOS E O DESEMPENHO PREDITIVO DO MODELO

Na Tabela 1 encontram-se os valores estimados dos parâmetros de priori, segundo a parametrização mencionada na Seção 5. A rotina numérica de otimização foi iniciada a partir de valores estimados para os parâmetros - utilizou-se um conjunto de parâmetros diferente para cada variável - adotando-se um modelo univariado com tendência local.

Os parâmetros da priori "estimados" variam bastante quando valores de um mesmo parâmetro, de equações de variáveis distintas, são comparados.

Na Tabela 2 é feita uma comparação entre o desempenho do modelo multivariado proposto neste artigo (denominado ARV bayesiana), uma ARV "clássica", um univariado "clássico" e um univariado com tendência local.

No caso de uma ARV "clássica" é definido o seguinte modelo para cada variável "i".

$$Y_i(t) = \mu_i + \sum_{j=1}^6 \sum_{k=1}^6 C_{ij}(k) Y_j(t-k) + u_i(t).$$

TABELA 1
PARÂMETROS DE PRIORI "ESTIMADOS"

Modelo/Parâmetro		IGP	M1	Juros	Emprego	Dívida	Poupança
<u>Média Priori</u>							
(1º Lag Variável Endógena)							
	X(1)	2.385E-01	6.859E-01	1.753E-01	4.179E-08	8.631E-05	8.419E-05
<u>Matriz</u> $\Omega(0)$							
-Parâmetros de Exclusão de Variáveis							
Nível	X(2)	1.000E+05	1.079E+05	9.763E+01	1.006E+05	1.046E-04	1.008E+05
Taxa	X(3)	2.065E+11	8.287E+04	5.223E+01	1.183E+11	2.823E-08	3.784E+04
IGP	X(4)	9.673E-02	7.361E+02	2.101E-06	3.282E-05	1.533E+02	5.816E-03
M1	X(5)	1.372E-03	2.066E-04	2.629E-05	2.153E-04	5.280E-03	5.137E-03
Juros	X(6)	1.841E-07	2.508E+03	8.579E-04	1.128E-09	5.646E-02	1.444E-07
Emprego	X(7)	2.694E-03	4.692E-02	1.687E+00	1.453E-05	7.527E-06	5.441E-03
Dívida	X(8)	5.677E-06	1.123E+02	4.505E+06	1.004E-05	1.041E-07	9.290E-08
Poupança	X(9)	1.413E-05	1.840E-01	1.046E+00	1.368E-05	2.670E-11	1.856E-05
-Parâmetro de Exclusão de Lags							
	X(10)	2.015E+00	2.999E+02	4.524E+01	8.599E-02	1.679E+00	1.376E-03
<u>Matriz V</u>							
Nível	X(11)	1.588E-04	9.706E+00	3.284E+03	1.403E-01	3.383E-02	3.039E-06
Taxa	X(12)	1.909E-06	2.417E+13	1.347E-04	3.268E-10	2.207E-09	8.015E-06
	X(13)	1.757E-02	5-649E-01	5.397E-01	7.751E-01	5.303E-06	4.331E-06
	X(14)	1.439E-05	1.641E+02	3.068E-04	6.021E-04	6.090E-01	4.809E-01

TABELA 2

T H E I L - U

(Um passo à frente)

	ARV Clássica	ARV Bayesiana	Univariado Clássico	Univariado (Tendência Local)
IGP	2.01	0.88	0.94	0.90
M1	0.81	0.50	0.62	0.57
Taxa de Juros	1.63	1.00	1.37	1.00
Emprego	1.57	0.80	0.90	0.81
Dívida	1.97	0.72	1.11	0.77
Poupança	1.41	0.73	0.82	0.75

Definimos como univariado "clássico" o seguinte modelo para cada variável "i":

$$Y_i(t) = \mu_i + \sum_{k=1}^6 C_i(k) Y_i(t-k) + u_i(t)$$

Os modelos denominados "clássicos" foram estimados utilizando-se procedimentos de estimação clássicos aplicados a cada equação em separado. Não foram utilizados métodos bayesianos de estimação.

O modelo multivariado proposto apresenta Theil-U's inferiores a todos os outros modelos alternativos testados. O Theil-U é a nossa medida de acurácia de previsão. Deste modo, o modelo multivariado estimado é o que apresenta melhor acurácia de previsão.

Para algumas variáveis, o Theil-U do modelo multivariado bayesiano se aproxima do Theil-U do modelo univariado com tendência local. Isto, no entanto, não significa que a tendência local do modelo multivariado bayesiano seja o componente mais importante do modelo.

Na Tabela 3 são apresentadas as estimativas do nível ($\mu_i(t)$) e o valor de cada variável ($\alpha_i(t)$ $z(t)$) em dezembro de 1985 (último dado amostral disponível), utilizando-se toda a informação amostral (i.é., usando-se os coeficientes suavizados). Como se pode ver, com exceção da taxa de juros, o nível de cada variável ($\mu_i(t)$) é apenas uma pequena parcela do seu valor estimado.

IX. A FUNÇÃO DE RESPOSTA A CHOQUES

Nesta seção será evidenciada a relação entre o modelo teórico geral para a economia e o modelo probabilístico ajustado aos dados.

Conforme dito na Seção 3, identificamos como política econômica apenas choques nas equações estruturais [conjunto de equações (1) da Seção 2]. Existe uma relação entre os erros um passo à frente na previsão das variáveis que compõem o modelo e os erros das equações estruturais:

$$A(0) (Y(t) - E_{t-1} Y(t)) = B(0) e(t).$$

onde:

$$Y(t) \equiv (Y_1(t), Y_2(t), \dots, Y_6(t))'$$

Supondo-se que o modelo empírico nos permite computar $W(t)$, $W(t) \equiv Y(t) - E_{t-1} Y(t)$, que $B(0) = I$, então:

$$A(0)W(t) = e(t).$$

Se adicionamos a hipótese de que $A(0)$ é triangular inferior então caímos num modelo recursivo, podendo $A(0)$ ser estimada. Choques em cada elemento de $e(t)$ implicam um, e somente um, vetor de erros de previsão um passo à frente $W(t)$:

$$W(t) = A(0)^{-1} e(t).$$

Conforme dito anteriormente, choques em alguns dos elementos de $e(t)$ podem ser identificados com alterações de política econômica. No que se segue, mostraremos que choques, no componente de $e(t)$ correspondente a M_1 , provocam respostas em outras variáveis de forma bastante semelhante ao que se esperaria de uma equação de oferta de moeda.

Seja:

$$\mu(t) \equiv (\mu_1(t), \mu_2(t), \dots, \mu_6(t))'$$

TABELA 3
VALOR ESTIMADO DAS VARIÁVEIS E DO NÍVEL
EM DEZEMBRO DE 1985*

Variáveis	(Nível) μ_i (85)	Valor Estimado $\alpha_i(85) \cdot Z(85)$
IGP	3,77	13,36
M1	2,70	10,50
Juro	9,54	12,11
Emprego	-0,19	0,77
Dívida	-4,11	13,27
Poupança	3,30	14,96

* No cálculo dos coeficientes das equações foram utilizadas observações amostrais até dezembro de 1985.

$$D(t,k) \equiv \begin{bmatrix} C_{11}(t,k) & C_{12}(t,k) & \dots & C_{16}(t,k) \\ C_{21}(t,k) & C_{22}(t,k) & \dots & C_{26}(t,k) \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ C_{61}(t,k) & C_{62}(t,k) & \dots & C_{66}(t,k) \end{bmatrix}$$

$$\beta(t) \equiv (\beta_1(t), \beta_2(t), \dots, \beta_6(t))'$$

$$W_1(t) \equiv (w_{11}(t), w_{12}(t), \dots, w_{16}(t))'$$

$$W_2(t) \equiv (w_{21}(t), w_{22}(t), \dots, w_{26}(t))'$$

$$\delta(t,k) \equiv \begin{bmatrix} \delta_{11}(t,k) & \delta_{12}(t,k) & \dots & \delta_{16}(t,k) \\ \delta_{21}(t,k) & \delta_{22}(t,k) & \dots & \delta_{26}(t,k) \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ \delta_{61}(t,k) & \delta_{62}(t,k) & \dots & \delta_{66}(t,k) \end{bmatrix}$$

$$u(t) \equiv (u_1(t), u_2(t), \dots, u_6(t))'$$

Então, o nosso modelo para as seis variáveis endógenas pode ser representado utilizando-se a condensação de notação feita acima, pelas seguintes equações:

$$Y(t) = \mu(t) + \sum_{k=1}^6 D(t,k) Y(t-k) + u(t)$$

k=1

$$D(t,k) = D(t-1,k) + \delta(t,k) \quad (9)$$

$$\mu(t) = \mu(t-1) + \beta(t-1) + W_1(t) \quad (10)$$

$$\beta(t) = \beta(t-1) + W_2(t) \quad (11)$$

e

$$W(t) = W_1(t) + \sum_{k=1}^6 \delta(t,k) Y(t,k) + u(t).$$

A matriz de covariância dos erros um passo à frente (Tabela 4) foi estimada a partir dos $W(t)$ s obtidos utilizando-se o filtro de Kalman. Devido às dificuldades de computação não utilizamos as restrições impostas pelo modelo estatístico multivariado [equações (8) a (11)] no cálculo da matriz covariância dos erros um passo à frente.

Na equação (8) (fazendo t igual a $t+s$) podemos substituir, re cursivamente, os valores defasados de Y e, desconsiderando dados amostrais posteriores a $t-1$ na estimação dos coeficientes, obter as seguintes equações:

$$Y(t+s) = \sum_{k=0}^s G(k) u(t+s-k) + E_{t-1} Y(t+s) \quad (8)'$$

onde:

$$G(k) = \sum_{j=1}^k G(k-j) S(j), \quad k \geq 1; \quad G(0) = I \quad \text{e} \quad S(j) = D(t-1, j)$$

Note-se que na representação acima a seqüência de $G(k)$ s não depende de " s ". O elemento de $G(s)$ na linha " i " e coluna " j ",

TABELA 4
MATRIZ DE COVARIÂNCIA

Variáveis	IGP	M1	Juros	Emprego	Dívida	Poupança
IGP	1.690E+00	-4.826E-02	-6.076E-02	-4.145E-02	-5.204E-01	-1.815E-01
M1	-4.826E-01	8.620E-02	7.556E-03	-2.599E-03	1.014E-01	1.351E-01
Juros	-6.076E-01	7.556E-03	2.538E-01	-2.058E-03	1.648E-01	2.467E-01
Emprego	-4.145E-01	-2.599E-03	-2.058E-03	2.760E-01	-6.975E-02	-1.418E-01
Dívida	-5.204E-01	1.014E-01	1.648E-01	-6.975E-02	1.163E+01	9.362E-01
Poupança	1.851E-01	1.351E-01	2.467E-01	-1.418E-01	9.362E-01	6.870E+00

MATRIZ DE CORRELAÇÃO

Variáveis	IGP	M1	Juros	Emprego	Dívida	Poupança
IGP	1.000E+00	-1.264E-01	-9.276E-02	-6.069E-02	-1.174E-01	-5.432E-02
M1	-1.264E-01	1.000E+00	5.109E-02	-1.685E-02	1.013E-01	1.756E-01
Juros	-9.276E-02	5.109E-02	1.000E+00	-7.777E-03	9.591E-02	1.868E-01
Emprego	-6.069E-02	-1.685E-02	-7.777E-03	1.000E+00	-3.893E-02	-1.030E-01
Dívida	-1.174E-01	1.013E-01	9.591E-02	-3.893E-02	1.000E+00	1.047E-01
Poupança	-5.432E-02	1.756E-01	1.868E-01	-1.030E-01	1.047E-01	1.000E+00

$G_{ij}(s)$, dá a resposta de $Y_i(t+s)$ a um aumento de uma unidade em $u_j(t)$.

Para obtermos a função de resposta a impulsos, admitimos que $u(t) = W(t)$ (desconsiderando, portanto, choques nos coeficientes das equações) e substituímos (8) ' por:

$$Y(t+s) = \sum_{k=0}^s G(k) A(0)^{-1} e(t+s-k) + E_{t-1} Y(t+s)$$

O elemento de $G(s) A(0)^{-1}$ na linha "i" e coluna "j" dá a resposta de $Y_i(t+s)$ a um aumento de uma unidade em $e_j(t)$.

Neste artigo, com exceção da taxa de juros, não foram utilizadas as séries de dados originais e sim suas taxas mensais de variação dessazonalizadas. Uma aproximação para a resposta do logaritmo das séries de dados originais dessazonalizadas, s passos à frente, a choques - nos diversos componentes de $e(t)$ - pode ser obtida, com exceção da taxa de juros cuja resposta a choques é calculada segundo a equação anterior, por:

$$\sum_{k=0}^{s-1} G(k) A(0)^{-1} e(t)$$

Estas respostas a choques, em cada componente de $e(t)$, i.é., em cada variável que consta do modelo, encontram-se nas Tabelas 5 a 10. Foram utilizados choques iguais a um desvio-padrão⁶ e pro

⁶Note-se que, desconsiderando-se as mudanças nos coeficientes das equações $u(t)=W(t)=A(0)^{-1} e(t)$ e, portanto, existe uma relação entre Σ ($\Sigma=\text{var}(u(t))$) e Ω ($\Omega=\text{var}(e(t))$):

$$\Sigma = A(0)^{-1} \Omega A(0)^{-1}$$

Como $A(0)^{-1}$ é triangular inferior com 1s na diagonal principal, Σ é positiva definida e Ω é diagonal, e como sabemos que qualquer matriz positiva definida e simétrica tem uma única decomposição na forma LDL' (na qual L é triangular inferior com 1s na diagonal principal e D é diagonal), podemos obter Ω através da decomposição de Σ . Calculando-se a matriz Ω podemos obter os desvios-padrões dos diversos componentes do vetor $e(t)$.

TABELA 5
RESPOSTAS DO IGP
20 PASSOS À FRENTE

Choques/Passos	Emprego	IGP	Juros	Ml	Dívida	Poupança
1	-7.8910E-02	1.297BE+00	0.0000E+00	0.0000E+00	0.0000E+00	0.0000E+00
2	-7.7125E-02	1.8123E+00	1.8033E-03	4.1462E-02	-2.0776E-04	1.0297E-03
3	-5.9993E-02	1.9636E+00	5.8413E-03	9.4875E-02	-4.7176E-03	1.4045E-03
4	-7.7151E-02	2.4484E+00	9.9968E-03	1.4274E-01	-1.0423E-02	2.2556E-03
5	-8.0873E-02	2.5648E+00	1.3251E-02	1.9012E-01	-1.6276E-02	8.9797E-04
6	-7.9580E-02	2.6809E+00	1.6323E-02	2.3162E-01	-2.0927E-02	4.4379E-04
7	-8.3302E-02	2.8091E+00	2.0033E-02	2.6596E-01	-2.0475E-02	4.3002E-03
8	-8.4783E-02	2.8907E+00	2.3266E-02	2.9609E-01	-2.1366E-02	5.6517E-03
9	-8.5358E-02	2.9456E+00	2.5593E-02	3.2136E-01	-2.3703E-02	5.6057E-03
10	-8.6537E-02	2.9926E+00	2.7747E-02	3.4176E-01	-2.4610E-02	7.3608E-03
11	-8.7217E-02	3.0250E+00	2.9457E-02	3.5816E-01	-2.5386E-02	8.0654E-03
12	-8.7749E-02	3.0492E+00	3.0721E-02	3.7116E-01	-2.6252E-02	7.9523E-03
13	-8.8293E-02	3.0679E+00	3.1873E-02	3.8150E-01	-2.6802E-02	8.7059E-03
14	-8.8634E-02	3.0813E+00	3.2736E-02	3.8959E-01	-2.7250E-02	9.1421E-03
15	-8.8905E-02	3.0916E+00	3.3338E-02	3.9583E-01	-2.7640E-02	9.1248E-03
16	-8.9136E-02	3.0993E+00	3.3868E-02	4.0072E-01	-2.7919E-02	9.4389E-03
17	-8.9289E-02	3.1049E+00	3.4269E-02	4.0449E-01	-2.8147E-02	9.6552E-03
18	-8.9411E-02	3.1093E+00	3.4542E-02	4.0736E-01	-2.8333E-02	9.6441E-03
19	-8.9513E-02	3.1126E+00	3.4776E-02	4.0959E-01	-2.8466E-02	9.7627E-03
20	-8.9583E-02	3.1150E+00	3.4957E-02	4.1129E-01	-2.8570E-02	9.8660E-03

TABELA 6
RESPOSTAS DOS MEIOS DE PAGAMENTO
20 PASSOS À FRENTE

Choques/Passos	Emprego	IGP	Juros	MI	Dívida	Poupança
1	-4.9478E-03	-3.7487E-02	1.1510E-02	2.9093E-01	0.0000E+00	0.0000E+00
2	-8.3231E-03	-5.5450E-02	3.4170E-02	4.8921E-01	-1.5069E-02	6.7930E-06
3	-1.0555E-02	-6.5630E-02	5.1078E-02	6.2627E-01	-2.4987E-02	5.8880E-03
4	-1.2104E-02	-7.0507E-02	6.2618E-02	7.2040E-01	-3.1866E-02	9.7440E-03
5	-1.3377E-02	-7.0256E-02	7.0098E-02	7.8516E-01	-3.6640E-02	1.2144E-02
6	-1.4274E-02	-6.9160E-02	7.5123E-02	8.3002E-01	-3.9940E-02	1.4345E-02
7	-1.5023E-02	-6.6837E-02	7.8261E-02	8.6103E-01	-4.2239E-02	1.5527E-02
8	-1.5686E-02	-6.2940E-02	8.0192E-02	8.8246E-01	-4.3792E-02	1.5667E-02
9	-1.6244E-02	-5.9489E-02	8.1610E-02	8.9749E-01	-4.4853E-02	1.6189E-02
10	-1.6625E-02	-5.6435E-02	8.2593E-02	9.0801E-01	-4.5593E-02	1.6516E-02
11	-1.6907E-02	-5.3518E-02	8.3259E-02	9.1538E-01	-4.6113E-02	1.6594E-02
12	-1.7096E-02	-5.1246E-02	8.3759E-02	9.2062E-01	-4.6482E-02	1.6795E-02
13	-1.7219E-02	-4.9476E-02	8.4119E-02	9.2434E-01	-4.6754E-02	1.6963E-02
14	-1.7304E-02	-4.7936E-02	8.4353E-02	9.2697E-01	-4.6955E-02	1.6972E-02
15	-1.7370E-02	-4.6754E-02	8.4531E-02	9.2886E-01	-4.7094E-02	1.7037E-02
16	-1.7415E-02	-4.5857E-02	8.4661E-02	9.3022E-01	-4.7192E-02	1.7096E-02
17	-1.7450E-02	-4.5107E-02	8.4747E-02	9.3119E-01	-4.7263E-02	1.7099E-02
18	-1.7477E-02	-4.4536E-02	8.4814E-02	9.3190E-01	-4.7312E-02	1.7121E-02
19	-1.7495E-02	-4.4114E-02	8.4865E-02	9.3242E-01	-4.7347E-02	1.7150E-02
20	-1.7508E-02	-4.3770E-02	8.4899E-02	9.3279E-01	-4.7373E-02	1.7152E-02

TABELA 7
RESPOSTAS DOS JUROS
20 PASSOS À FRENTE

Choques/Passos	Emprego	IGP	Juros	MI	Dívida	Poupança
1	-3.9178E-03	-4.7056E-02	5.0156E-01	0.0000E+00	0.0000E+00	0.0000E+00
2	7.8040E-04	-1.9831E-02	1.2251E-01	3.0621E-02	1.2557E-02	1.8334E-01
3	-1.9680E-03	1.3118E-02	1.9810E-02	5.2149E-03	1.8390E-04	2.3652E-02
4	-2.6474E-03	1.4897E-02	2.0580E-03	3.7179E-03	-8.9361E-04	-3.1274E-03
5	-2.0888E-03	-7.7200E-04	4.7894E-03	9.9710E-03	1.7007E-04	2.1682E-02
6	-4.8182E-03	2.5240E-02	-3.7224E-04	5.0818E-03	-2.8390E-04	-4.2010E-03
7	-4.1832E-03	4.2754E-02	-2.9600E-03	2.1332E-03	7.5313E-04	-1.9409E-02
8	-4.0207E-03	1.5802E-02	3.0328E-03	7.0680E-03	4.7267E-04	1.1802E-02
9	-7.4581E-04	1.3280E-02	6.5505E-04	4.1869E-03	-2.8074E-05	9.9633E-04
10	-6.3529E-04	1.8459E-02	-5.1458E-04	2.4506E-03	-3.3476E-04	-4.9583E-03
11	-1.1003E-04	6.0275E-03	1.0525E-03	3.6531E-03	-2.5212E-04	3.9167E-03
12	1.5108E-04	3.8672E-03	4.5762E-04	2.5887E-03	-4.2859E-04	1.3848E-03
13	1.1496E-05	7.8252E-03	-4.9906E-04	1.2347E-03	-4.8465E-04	-3.2868E-03
14	-2.2484E-04	2.9955E-03	3.5771E-04	1.6417E-03	-4.7818E-06	1.3858E-03
15	1.3085E-06	1.5787E-03	2.1338E-04	1.2238E-03	-6.7276E-05	6.8779E-04
16	-6.5373E-05	3.2655E-03	-1.5844E-04	6.4955E-04	-8.4868E-05	-1.1780E-03
17	-7.1005E-05	1.3634E-03	1.4369E-04	7.8608E-04	1.0954E-05	4.3522E-04
18	-1.8525E-07	4.5915E-04	1.4500E-04	6.5916E-04	-1.6953E-05	5.0237E-04
19	-9.0547E-07	1.2900E-03	-6.0281E-05	3.5518E-04	-6.3277E-05	-5.3156E-04
20	-3.5442E-05	6.2081E-04	5.7700E-05	3.7676E-04	-7.9335E-06	1.2537E-04

TABELA 8
RESPOSTAS DO EMPREGO
20 PASSOS À FRENTE

Choques/Passos	Emprego	IGP	Juros	Ml	Dívida	Poupança
1	5.2534E-01	0.0000E+00	0.0000E+00	0.0000E+00	0.0000E+00	0.0000E+00
2	5.2611E-01	1.8873E-02	-3.6086E-03	2.5158E-02	-3.6468E-02	-8.9989E-03
3	5.2644E-01	1.3911E-02	-7.1591E-03	5.4181E-02	-4.9918E-02	-4.0491E-03
4	5.3056E-01	3.1200E-02	-1.7789E-02	5.7669E-02	-8.3493E-02	-3.9814E-02
5	5.2888E-01	5.4530E-02	-2.2161E-02	5.0665E-02	-7.3565E-02	-3.4155E-02
6	5.2413E-01	2.9765E-02	-9.9558E-03	5.6209E-02	-1.9942E-02	1.3111E-02
7	5.2497E-01	3.6065E-02	-7.0512E-03	7.2479E-02	-3.2692E-02	-5.7031E-03
8	5.2491E-01	3.5921E-02	-6.0196E-03	8.7383E-02	-3.3527E-02	-3.4861E-03
9	5.2524E-01	2.1721E-02	-2.2322E-03	9.9780E-02	-3.3642E-02	6.9890E-03
10	5.2449E-01	2.9288E-02	-2.3318E-03	1.0600E-01	-3.4618E-02	3.0654E-04
11	5.2377E-01	3.6328E-02	-1.6276E-03	1.1070E-01	-3.5143E-02	-3.2058E-03
12	5.2325E-01	3.1847E-02	2.0850E-04	1.1551E-01	-3.5040E-02	3.5081E-03
13	5.2331E-01	3.4978E-02	-1.4216E-05	1.1755E-01	-3.5257E-02	1.1241E-03
14	5.2304E-01	3.8434E-02	-6.1477E-05	1.1914E-01	-3.5384E-02	-1.0861E-04
15	5.2306E-01	3.6816E-02	5.1553E-04	1.2093E-01	-3.5421E-02	2.2812E-03
16	5.2309E-01	3.7664E-02	4.7432E-04	1.2176E-01	-3.5583E-02	1.6722E-03
17	5.2303E-01	3.9530E-02	3.3566E-04	1.2226E-01	-3.5685E-02	6.4919E-04
18	5.2297E-01	3.9078E-02	5.7973E-04	1.2294E-01	-3.5658E-02	1.7102E-03
19	5.2300E-01	3.9369E-02	5.7571E-04	1.2326E-01	-3.5711E-02	1.5346E-03
20	5.2297E-01	4.0222E-02	5.1319E-04	1.2343E-01	-3.5736E-02	1.0951E-03

TABELA 9
RESPOSTAS DA DÍVIDA
20 PASSOS À FRENTE

Choques/Passos	Emprego	IGP	Juros	MI	Dívida	Poupança
1	-1.3278E-01	-4.0907E-01	2.8914E-01	2.8226E-01	3.3591E+00	0.0000E+00
2	-1.4347E-01	-3.7207E-01	8.6138E-01	3.1726E-01	3.3552E+00	-5.7268E+09
3	-1.3164E-01	-5.5478E-01	1.0207E+00	3.9596E-01	3.3679E+00	2.0887E-01
4	-1.2557E-01	-7.5966E-01	1.1375E+00	4.3949E-01	3.3666E+00	2.4232E-01
5	-1.3982E-01	-6.9496E-01	1.1996E+00	4.7252E-01	3.3659E+00	2.7184E-01
6	-1.4282E-01	-7.1678E-01	1.2695E+00	5.0661E-01	3.3661E+00	3.1385E-01
7	-1.4427E-01	-7.6184E-01	1.3024E+00	5.3153E-01	3.3667E+00	3.3005E-01
8	-1.5169E-01	-7.1822E-01	1.3075E+00	5.4563E-01	3.3679E+00	3.2110E-01
9	-1.51818E-01	-7.0246E-01	1.3126E+00	5.6084E-01	3.3676E+00	3.3497E-01
10	-1.5974E-01	-6.9435E-01	1.3136E+00	5.7045E-01	3.3668E+00	3.3446E-01
11	-1.6226E-01	-6.7023E-01	1.3136E+00	5.7664E-01	3.3667E+00	3.3032E-01
12	-1.6345E-01	-6.5902E-01	1.3149E+00	5.8287E-01	3.3666E+00	3.3351E-01
13	-1.6387E-01	-6.5213E-01	1.3156E+00	5.8748E-01	3.3659E+00	3.3464E-01
14	-1.6415E-01	-6.4140E-01	1.3153E+00	5.9023E-01	3.3653E+00	3.3195E-01
15	-1.6445E-01	-6.3644E-01	1.3158E+00	5.9293E-01	3.3652E+00	3.3349E-01
16	-1.6443E-01	-6.3328E-01	1.3160E+00	5.9488E-01	3.3650E+00	3.3390E-01
17	-1.6453E-01	-6.2893E-01	1.3159E+00	5.9612E-01	3.3648E+00	3.3291E-01
18	-1.6460E-01	-6.2675E-01	1.3161E+00	5.9730E-01	3.3647E+00	3.3332E-01
19	-1.6462E-01	-6.2552E-01	1.3162E+00	5.9824E-01	3.3647E+00	3.3371E-01
20	-1.6464E-01	-6.2376E-01	1.3162E+00	5.9883E-01	3.3646E+00	3.3324E-01

TABELA 10
RESPOSTAS DA POUPANÇA
20 PASSOS À FRENTE

Choques/Passos	Emprego	IGP	Juros	M1	Dívida	Poupança
1	-2.6987E-01	-1.5905E-01	4.7473E-01	4.2055E-01	1.7246E-01	2.5180E+00
2	-2.9920E-01	5.8452E-02	4.5378E-01	4.0455E-01	1.6488E-01	2.4063E+00
3	-3.3100E-01	2.3419E-01	4.3631E-01	4.2703E-01	1.5959E-01	2.3037E+00
4	-3.5559E-01	1.7817E-01	5.0300E-01	5.5309E-01	1.8261E-01	2.6287E+00
5	-4.1580E-01	5.1380E-01	4.8876E-01	6.0274E-01	1.7282E-01	2.5157E+00
6	-4.5902E-01	1.0539E+00	4.4227E-01	6.1674E-01	1.5424E-01	2.2331E+00
7	-5.0464E-01	1.1645E+00	4.8945E-01	6.9969E-01	1.6596E-01	2.4524E+00
8	-5.0516E-01	1.3163E+00	4.9057E+01	7.3195E-01	1.6460E-01	2.4364E+00
9	-5.1228E-01	1.5444E+00	4.7983E-01	7.4868E-01	1.6043E-01	2.3601E+00
10	-5.1185E-01	1.5785E+00	4.9558E-01	7.8952E-01	1.5831E-01	2.4295E+00
11	-5.0910E-01	1.6132E+00	4.9897E-01	8.1368E-01	1.5332E-01	2.4411E+00
12	-5.0903E-01	1.7139E+00	4.8997E-01	8.2174E-01	1.4764E-01	2.3889E+00
13	-5.1217E-01	1.7345E+00	4.9621E-01	8.4019E-01	1.4886E-01	2.4172E+00
14	-5.1147E-01	1.7470E+00	4.9831E-01	8.5216E-01	1.4802E-01	2.4239E+00
15	-5.1238E-01	1.7889E+00	4.9530E-01	8.5715E-01	1.4704E-01	2.4048E+00
16	-5.1321E-01	1.7993E+00	4.9768E-01	8.6592E-01	1.4748E-01	2.4139E+00
17	-5.1301E-01	1.8013E+00	4.9940E-01	8.7281E-01	1.4728E-01	2.4204E+00
18	-5.1299E-01	1.8182E+00	4.9809E-01	8.7573E-01	1.4644E-01	2.4113E+00
19	-5.1349E-01	1.8234E+00	4.9903E-01	8.7987E-01	1.4651E-01	2.4144E+00
20	-5.1341E-01	1.8237E+00	4.9989E-01	8.8324E-01	1.4638E-01	2.4175E+00

INPES, 170/89

venientes de um modelo recursivo onde as variáveis entram na ordem: Emprego, IGP, Juros, M1, Dívida e Poupança.

Como se pode notar, observando-se as Tabelas 5 a 10, um choque na equação correspondente a M1 provoca respostas, em outras variáveis introduzidas no modelo, bastante similares às que um monetarista esperaria de um aumento da oferta de moeda: há um incremento no nível geral de preços e um aumento no nível de emprego. O incremento da taxa de juros nominal, que também se observa, é consistente com uma pequena redução na taxa de juros real. Por outro lado, choques em outras variáveis afetam muito pouco o crescimento de M1 (M1, neste caso, se comporta como uma variável exógena), mas apresentam alterações que não são inconsistentes com o que se poderia esperar de uma oferta de moeda. Por exemplo, choques na taxa de juros nominal estão associados a um incremento de M1.

A magnitude das respostas de cada variável, a choques típicos (iguais a um desvio-padrão) em todas as outras variáveis, mede a importância de inter-relação entre variáveis, captada pelo modelo dentro do período amostral. Por exemplo, choques nos juros nominais provocam importantes alterações nos valores previstos da dívida, choques em M1 são importantes nas explicações de alterações no nível de emprego (e em menor grau do nível geral de preços), e assim por diante.

X. PREVISÕES CONDICIONAIS E A ANÁLISE DO EFEITO DE POLÍTICAS GOVERNAMENTAIS ALTERNATIVAS

O modelo estimado permite fazer previsões condicionais e, desde que submetido a restrições que permitam identificação, analisar os efeitos de diferentes políticas econômicas - identificadas como choques nas equações estruturais que determinam as variáveis de política - na trajetória das demais variáveis que determinam o "estado" da economia (i.é., IGP, nível de emprego, etc. ...).

A seguir, explicitaremos como o modelo estimado pode ser utilizado na obtenção de previsões condicionais. Para um tratamento mais rigoroso deste tema ver Doan, Litterman e Sims (1984).

Suponhamos que estejam disponíveis dados amostrais até o período "t-1" e que se deseja prever valores não restritos das seis variáveis que compõem o modelo - condicionadas por restrições no valor assumido por algumas ou por todas as variáveis do modelo em alguns (ou todos) passos à frente (ou seja, valores assumidos pelas variáveis em t, t+1, t+2, ..., t+s-1) - durante o horizonte de previsão (i.é., "s" meses) em que estamos interessados.

Seja:

$s(i) \equiv$ o número máximo de passos à frente para o qual há restrições nos valores assumidos pela variável Y_i ;

$$G^*(k) \equiv G(k) A(0)^{-1}$$

$$s \equiv \sup\{s(1), \dots, s(6)\};$$

$$e^*(t,s) \equiv (e_1(t), e_1(t+1), \dots, e_1(t+s-1), e_2(t), e_2(t+1), \dots, e_2(t+s-1), \dots, e_6(t), e_6(t+1), \dots, e_6(t+s-1))';$$

$$M_i(s,j) \equiv \left(\begin{array}{c} \{ G_{i1}^*(k) \}_{k=j-1}^{j-s} \\ \{ G_{i6}^*(k) \}_{k=j-1}^{j-s} \end{array} \right), \{ G_{i2}^*(k) \}_{k=j-1}^{j-s}, \dots,$$

$$G_{ij}^*(k) = 0 \text{ para } k < 0.$$

Então, determinada restrição no valor da variável i , j passos à frente, se desconsideramos variações nos valores previstos dos coeficientes de cada equação, implica a seguinte restrição:

$$M_i(s, j) \cdot e^*(t, s) = Y_i(t+j-1) - E_{t-1} Y_i(t+j-1).$$

Considerando-se as restrições nos valores previstos de cada variável, para cada passo à frente, similares à equação anterior é escolhido o $e^*(t, s)$ que minimiza $e^*(t, s)'e^*(t, s)$. O número das citadas restrições é igual à soma do número de valores restritos para todas as variáveis do modelo em todos os passos à frente.

Escolhido o $e^*(t, s)$ que resolve o problema de minimização mencionado acima, os elementos de $e^*(t, s)$ permitem a obtenção de $e(t), e(t+1), \dots, e(t+s-1)$ e, portanto, como por hipótese $u(t+j) = A(0)^{-1} e(t+j)$, $\forall j$, obter-se também $u(t), u(t+1), \dots, u(t+s-1)$.

Os valores previstos para todas as variáveis do modelo podem ser então obtidos utilizando-se a seguinte equação:

$$Y(t+j) = \sum_{k=0}^j G(k) u(t+j-k) + E_{t-1} Y(t+j); \quad j = 0, 1, \dots, s-1.$$

Os coeficientes dos valores contemporâneos de cada variável endógena, em cada equação, depende da ordem em que a variável aparece na matriz $A(0)$, que por hipótese é triangular inferior. Diferentes ordenações das variáveis não alteram as previsões condicionais do modelo se, no processo de minimização, nenhuma restrição é imposta ao vetor $e^*(t, s)$. No entanto, um mesmo conjunto de restrições no vetor $e^*(t, s)$, sob diferentes ordenações das variáveis na matriz $A(0)$, implica restrições diferentes nos vetores $u(t)$ e, portanto, previsões diferentes. Note-se que ordenações distintas das variáveis são interpretadas como hipóteses distintas de identificação e que restrições em alguns dos componentes de $e^*(t, s)$ implicam trajetórias diferentes da política econômica. Então, o modelo apresentado permite - desde que submetido a hipóteses diferentes de identificação - a análise do efeito de distintas trajetórias de política econômica nas previsões condicionais das variáveis restantes do modelo.

XI. CONCLUSÕES

Neste artigo expusemos um método não convencional de estimação de modelos multivariados utilizando variáveis macroeconômicas. O modelo estimado tem a vantagem de permitir a obtenção de uma caracterização detalhada da interdependência estatística e dinâmica de um conjunto de variáveis macroeconômicas, a partir de um conjunto de restrições a priori menor que o adotado em modelos econômicos convencionais.

O procedimento de modelagem exposto tem a vantagem de separar incertezas em relação à especificação do modelo de incertezas relativas às hipóteses de identificação. Primeiro estimamos as formas reduzidas, adotando um procedimento onde a incerteza em relação à especificação do modelo é explicitamente modelada. Em seguida, da classe de hipóteses de identificação postulada (que contém apenas as que não implicam restrições nas formas reduzidas), escolhemos um conjunto que permite a identificação dos efeitos de políticas econômicas distintas.

Em particular, os choques em M1, sob a hipótese de identificação adotada, assemelham-se bastante, de um ponto de vista monetarista convencional, aos choques na oferta de moeda, pelo menos no que diz respeito a seus efeitos em outras variáveis do modelo.

XII. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- DOAN, Thomas; LITTERMAN, Robert and SIMS, Christopher, 1984. Forecasting and Conditional Projection using Realistic Prior Distributions. *Econometric Review* 3(1):1-100.
- DURBIN, J. 1970. Testing for Serial Correlation in Least-Squares Regressions When some of the Regressors are Lagged Dependent Variables. *Econometrica* 38(Maio):410-21.
- HARVEY, A.C. 1984. Trends and Cycles in Macroeconomic Time Series. London School of Economics Working Paper.
- _____, 1981. Time Series Models. Philip Allan, U.K.
- LEAMER, Edward E. 1985. Vector Autoregressions for Casual Inference? Em *Understanding Monetary Regimes*, ed. Karl Brunner and Allan H. Meltzer. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 22:255-304. Amsterdam: North-Holland.
- LITTERMAN, R.B., (1980). Techniques for Forecasting with Vector Autoregressions. Tese de Doutorado, University of Minnesota.
- _____, (1981). A Bayesian Procedure for Forecasting with Vector Autoregressions. MIT Working Paper.
- _____, (1982). Specifying Vector Autoregressions for Macroeconomic Forecasting. Federal Reserve Bank of Minneapolis Staff Report 92.
- SARGENT, Thomas J. 1979. Estimating Vector Autoregressions Using Methods not Based on Explicit Economic Theories. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review (Verão): 8-15.
- _____, 1984. Autoregressions, Expectations and Advice. *American Economic Review* 74(Maio):408-15.

SIMS, Christopher A. 1980. Macroeconomics and Reality. *Econometrica* 48 (Janeiro): 1-48.

_____, 1982. Policy Analysis with Econometric Models. *Brookings Papers on Economic Activity* 1: 107-152.

_____, 1986. Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis? *Quarterly Review* (Inverno de 1986): 1-16.

TEXTOS PARA DISCUSSÃO INTERNA

EDITADOS A PARTIR DE 1988

- Nº 130 - "A Sensibilidade das Medidas de Desigualdade à Padronização da Jornada de Trabalho", Ricardo Paes de Barros, Janeiro 1988, 28 p.
- Nº 131 - "Influência das Paridades Cambiais sobre a Dívida Externa: O Caso Brasileiro - 1983/86", Fabio Giambiagi, Janeiro 1988, 23 p.
- Nº 132 - "O (Des) controle do Endividamento de Estados e Municípios - Análise Crítica das Normas Vigentes e Propostas de Reforma", Fernando Rezende e José R. Afonso, Janeiro 1988, 75 p.
- Nº 133 - "O Efeito-Tanzi" e o Imposto de Renda da Pessoa Física: Um Caso de Indexação Imperfeita", Fabio Giambiagi, Março 1988, 17 p.
- Nº 134 - "Estimação e Resultados do MOPSE - Modelo para Projeções do Setor Externo", Sandra M. Polónia Rios, Regis Bonelli, Eustáquio J. Reis, Março 1988, 86 p.
- Nº 135 - "Investimento em Capital Fixo na Economia Brasileira: Estimativas Trimestrais para o Período 1975/87", Armando Castelar Pinheiro e Virene Matesco, Março 1988, 23 p.
- Nº 136 - "Os Investimentos Governamentais na Infra-Estrutura Social: O Caso do FINSOCIAL", Bernhard Beiner, Abril 1988, 27 p.
- Nº 137 - "Testes de Exogeneidade da Moeda para a Economia Brasileira", Pedro L. Valls Pereira e João Luiz Mascolo, Maio 1988, 22 p.
- Nº 138 - "A Receita Fiscal no Brasil: 1982/87 - Análise do Compor

tamento da Arrecadação Global e da sua Composição", Fa
bio Giambiagi, Maio 1988, 18 p.

Nº 139 - "O Brasil e a Atual Rodada de Negociações do GATT", José
Tavares de Araujo Jr, Maio 1988, 21 p.

Nº 140 - "Produtividade e vantagens comparativas dinâmicas na in
dústria brasileira: 1970/83", Helson C. Braga e Ernani
Hickmann, Junho 1988, 23 p.

Nº 141 - "Dívidas e Déficits: Projeções para o Médio Prazo", E.J.
Reis, R. Bonelli e S.M. Polônia Rios, Junho 1988, 45 p.

Nº 142 - "Importação de Tecnologia e Esforço Tecnológico da Indús
tria Brasileira: Uma Análise de seus Fatores Determinan
tes", Helson C. Braga e Larry N. Willmore, Junho 1988,
32 p.

Nº 143 - "Estimativas de Preços Econômicos no Brasil", Ronaldo Se
rôa da Motta, Junho 1988, 18 p.

Nº 144 - "Migrações Interestaduais no Brasil, 1950/80", Manoel
Augusto Costa, Junho 1988, 55 p.

Nº 145 - "Distribuição de Renda: Evolução no Último Quarto de Sé
culo", Regis Bonelli e Guilherme Sedlacek, Junho 1988,
23 p.

Nº 146 - "Cenários Demográficos Regionais até 2005", Manoel Augus
to Costa, Junho 1988, 38 p.

Nº 147 - "Demanda Derivada de Energia no Transporte de Passagei
ro", Newton de Castro, Julho 1988, 41 p.

Nº 148 - "Mobilidade entre Classes de Renda no Brasil", Manoel
Augusto Costa, Julho 1988, 50 p.

Nº 149 - "Uma Análise Comparativa de Alguns Resultados do Suple
mento Previdência da PNAD-83 e Dados da DATAPREV", Kaizô

Iwakami Beltrão e Francisco Eduardo Barreto de Oliveira,
Julho 1988, 36 p.

- Nº 150 - "Os Conceitos de Custo da Dívida Mobiliária Federal e Déficit Operacional do Setor Público: Uma Crítica", Fa
bio Giambiagi, Julho 1988, 18 p.
- Nº 151 - "Linkages and Economic Development: the Case of Brazil Reconsidered", Benedict J. Clements e José W. Rossi, Agos
to 1988, 22 p.
- Nº 152 - "On the Empirical Content of the Formal-Informal Labor Market Segmentation Hypothesis", Ricardo Paes de Barros,
Agosto 1988, 50 p.
- Nº 153 - "Estabelecimento e Comparação de Linhas de Pobreza para o Brasil", Sonia Rocha, Setembro 1988, 41 p.
- Nº 154 - "Trend, Seasonality and Seasonal Adjustment", A.C. Harvey e Pedro L. Valls Pereira, Setembro 1988, 50 p.
- Nº 155 - "Decomposição dos Efeitos de Intensidade Energética no Setor Industrial Brasileiro", Ronaldo Serôa da Motta e João Lizardo de Araújo, Outubro 1988, 22 p.
- Nº 156 - "As Desigualdades Inter-Regionais de Desenvolvimento Econômico no Brasil", Thompson Almeida Andrade, Outubro 1988, 29 p.
- Nº 157 - "Produtividade Total dos Fatores de Produção na Indústria Brasileira: Mensuração e Decomposição de sua Taxa de Crescimento", Helson C. Braga e José W. Rossi, Novem
bro 1988, 36 p.
- Nº 158 - "Notas Sobre a Relação entre a Inflação, o 13º Salário e o Déficit Público", Fabio Giambiagi, Dezembro 1988, 14 p.
- Nº 159 - "Alta Inflação e Fronteira de Estabilidade: Um Modelo para a Análise de Trajetórias Explosivas da Inflação", Fa

bio Giambiagi, Dezembro 1988, 32 p.

- Nº 160 - "Indexação e Reajuste Salarial: Uma Alternativa Para Lidar com o Problema da Defasagem", Fabio Giambiagi, Dezembro 1988, 17 p.
- Nº 161 - "Previsão do Nível e Ciclo da Produção Industrial", Ricardo Markwald, Ajax R. B. Moreira e Pedro L. Valls Pereira, Dezembro 1988, 43 p.
- Nº 162 - "Desempenho Tecnológico da Indústria Brasileira: Uma Análise Exploratória", Helson C. Braga e Virene Matesco, Fevereiro 1989, 37 p.
- Nº 163 - "Relação Capital-Produto Incremental: Estimativas para o Período 1948/1987", Armando Castelar Pinheiro e Virene Matesco, Março 1989, 53 p.
- Nº 164 - "Família e Distribuição de Renda: O Impacto da Participação das Esposas no Mercado de Trabalho", Ricardo Paes de Barros e Rosane S. Pinto de Mendonça, Março 1989, 29 p.
- Nº 165 - "A Dinâmica da Dívida Externa: Algumas Simulações para o Brasil", José W. Rossi, Maio 1989, 20 p.
- Nº 166 - "Incidência de pobreza nas regiões metropolitanas na primeira metade da década de 80", Sonia Rocha, Agosto de 1989, 29 p.
- Nº 167 - "Cálculo do valor de pico dos salários num contexto de alongamento do período de reajuste", Fábio Giambiagi, Agosto de 1989, 16 p.
- Nº 168 - "Comportamento dos agregados e multiplicadores monetários no Brasil", José W. Rossi, Agosto de 1989, 20 p.
- Nº 169 - "Financiamento do déficit público e inflação: um modelo para o caso brasileiro", Fabio Giambiagi e Pedro Luiz Valls Pereira, Agosto de 1989, p. 35.

O INPES edita ainda as seguintes publicações: Pesquisa e Planejamento Econômico; Literatura Econômica; Coleção Relatórios de Pesquisa; Série Monográfica; Série PNPE; Série Estudos de Política Industrial e Comércio Exterior (EPICO); Relatório Interno; Informes Conjunturais; Boletim Conjuntural; Série Estudos sobre Economia do Setor Público (ESEP); Série Fac-Símile; Informe Técnico INPES e Carta de Conjuntura.