

# Estabilização da inflação através de uma política monetária ativa: um exercício de simulação\*

ELCYON CAIADO ROCHA LIMA\*\*  
GUILHERME LUÍS SEDLACEK\*\*

*Este artigo procura obter uma avaliação preliminar dos efeitos que trajetórias alternativas para o estoque de moeda (M1), no Brasil, teriam sobre o desempenho de variáveis macroeconômicas como a taxa de inflação, o nível da atividade econômica e a taxa de juros da economia, num contexto em que estimativas, ainda que imprecisas, desses efeitos são praticamente inexistentes. A partir da estimação de uma Auto-Regressão Vetorial (ARV), utilizando dados amostrais até novembro de 1988, simulamos trajetórias alternativas no curto prazo para o estoque de alguns ativos financeiros, a taxa de juros e o crescimento do setor industrial. As trajetórias condicionadas à estabilização da taxa mensal de inflação em 28% são comparadas àquelas obtidas quando a estabilização da inflação é feita através do que identificamos como uma política monetária ativa.*

## 1 - Introdução

As altas taxas de inflação, e mesmo o risco de um processo hiperinflacionário, são hoje os problemas dominantes na agenda da política econômica brasileira. Neste contexto, duas questões são cruciais: primeiro, questiona-se a importância, sobretudo quantitativa, do controle do déficit público enquanto instrumento da política de contenção do processo inflacionário; segundo, e estreitamente relacionado, coloca-se a questão das implicações macroeconômicas das alternativas básicas existentes para financiá-lo, quais sejam, emissão de moeda e títulos da dívida pública. Em outras palavras, é importante avaliarem-se os efeitos que trajetórias alternativas para o estoque de moeda e títulos da dívida pública teriam sobre o desempenho de variáveis macroeconômicas como a taxa de inflação, o nível de atividade econômica e a taxa de juros da economia.

Desafortunadamente, estimativas ainda que imprecisas desses efeitos são praticamente inexistentes. As dificuldades, nesse sentido, vão desde a falta de consenso teórico em relação a resultados qualitativos<sup>1</sup> fundamentais até a inexistência de estatísticas básicas para a operacionalização dos conceitos.

\* Os autores são gratos a Eustáquio J. Reis e aos participantes de seminários realizados no IPEA-Rio e na PUC-RJ pelos comentários feitos a uma primeira versão deste trabalho, que seria impossível de concluir sem o excelente apoio computacional de Márcia P. Pinto, a quem também agradecemos.

\*\* Do IPEA-Rio.

<sup>1</sup> Uma discussão dos diferentes resultados qualitativos pode ser vista em Bacha (1987).

Os problemas metodológicos também são abundantes. Em um contexto de inflação elevada e instável, como a observada no Brasil, a evolução do déficit público passa a ter um importante componente endógeno (via efeito Tanzi e aumento dos custos de financiamento do governo com a fuga de M1 para moeda indexada), que escapa ao controle das autoridades responsáveis pela política econômica. A endogeneidade do déficit público pode implicar um certo grau de passividade da expansão de M1 e/ou do estoque da dívida pública em relação à inflação.

A avaliação do impacto macroeconômico do controle ativo do déficit público e de suas formas de financiamento passa pela identificação, no passado, do componente exógeno (isto é, sobre o controle das autoridades monetárias) existente na trajetória destas variáveis.

A técnica de modelagem denominada Auto-Regressão Vetorial (ARV), que será utilizada neste texto, é particularmente adequada para a análise do impacto de alterações ativas em variáveis de política com importante componente endógeno. Entre outras vantagens, a análise de efeitos de política econômica nas ARV não parte da separação, *a priori*, de um bloco de variáveis exógenas,<sup>2</sup> ou seja, todas as variáveis do modelo são potencialmente consideradas endógenas. Esta particularidade das ARV é importante porque, como dito anteriormente, no Brasil a separação das variáveis em endógenas e exógenas é questionável.

Adicionalmente, a técnica de modelagem ARV permite separar incertezas em relação à especificação do modelo de incertezas relativas às hipóteses de identificação. Conseqüentemente, nas ARV não é imposta qualquer restrição *a priori* na forma de exclusão de variáveis defasadas nas equações estruturais.

Neste artigo, a partir de estimações de um modelo ARV, simulamos trajetórias alternativas no curto prazo (do primeiro ao terceiro trimestre de 1989) para o estoque de alguns ativos financeiros, a taxa de juros e o crescimento do setor industrial. As trajetórias condicionadas à estabilização da taxa mensal de inflação em 28% são comparadas com aquelas obtidas quando a estabilização da inflação é feita via (o que identificamos como sendo) uma política monetária ativa. Este exercício de simulação poderia ser interpretado como um experimento hipotético sobre o comportamento da economia brasileira, caso o Plano Verão não fosse implementado, ou seja, no qual a economia continuasse convivendo com taxas relativamente elevadas de inflação.

As variáveis macroeconômicas utilizadas na análise foram: o Índice Geral de Preços (IGP-DI), o saldo dos meios de pagamento (M1), a taxa de juros das

---

<sup>2</sup> Um ingrediente importante na construção de modelos econométricos convencionais (conhecido como o *approach* da Comissão Cowles) é a escolha *a priori* de um bloco de variáveis exógenas. Este procedimento pode ser evitado em ARV.

letras de câmbio, o índice de crescimento mensal da indústria, o saldo dos títulos da dívida pública (federal e estadual) em poder do público e o saldo dos depósitos das cadernetas de poupança. O modelo foi estimado com dados mensais de fevereiro de 1971 a novembro de 1988. À exceção da taxa de juros, todas as demais variáveis foram transformadas em taxas mensais de variação. As variáveis já transformadas em taxas foram dessazonalizadas (com exceção da taxa de juros).

## 2 - Identificação

### 2.1 - Introdução

Procuraremos a seguir explicitar a estratégia de modelagem e identificação que se adota em ARV.<sup>3</sup> Suponha-se 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  $e(t)$ , onde alguns dos elementos representam mudanças aleatórias de política econômica. Admita-se ainda que o sistema de equações “estruturais” (uma das quais é interpretada como a equação que determina a oferta de M1) 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.

Como explicitaremos mais adiante, desde que se obtenha uma estimativa de  $A(0)$ <sup>4</sup> (que é a matriz dos coeficientes, das equações estruturais, dos valores contemporâneos das variáveis introduzidas na análise) e as matrizes de resposta a impulsos de  $Y(t)$  (obtidas utilizando-se apenas os coeficientes do modelo ARV estimado), é possível obter-se o impacto de choques nas equações estruturais sobre a trajetória futura de todas as variáveis que constam do modelo. No presente artigo, choques na equação estrutural de M1 são identificados como alterações ativas da política monetária.

<sup>3</sup> Uma exposição mais detalhada sobre identificação em ARV pode ser encontrada em Sims (1986).

<sup>4</sup> Em cada linha desta matriz há apenas os coeficientes de uma equação.

## 2.2 – Identificação e estimação de $A(0)$

Aplicando-se o operador esperança matemática, condicional aos dados amostrais até  $t-1$ ,  $E_{t-1}(\cdot)$ , a cada lado da equação (1), obtemos, após algum algebrismo:

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

Admitindo que o nosso modelo estatístico (o que será descrito na próxima seção) permita obter a esperança matemática de  $Y(t)$  utilizando-se as informações amostrais até  $t-1$  ( $E_{t-1} Y(t)$ ), então, por hipótese,<sup>5</sup> existe uma relação entre os erros um passo à frente do nosso modelo estatístico e os erros das equações estruturais:

$$A(0)W(t) = B(0)e(t) \quad (2)$$

onde  $W(t)$  ( $W(t) \equiv Y(t) - E_{t-1} Y(t)$ ), é o erro de previsão um passo à frente na previsão das variáveis que compõem o modelo.

A imposição de restrições em  $A(0)$ ,  $B(0)$  e  $\Omega$  ( $\Omega = \text{var}(e(t))$ ) não implica restrições nos coeficientes do modelo ARV de  $Y$ . Como o nosso modelo estatístico é por nós interpretado como uma aproximação do modelo ARV para  $Y$ ,<sup>6</sup> as restrições acima não implicam restrições no nosso modelo estatístico. Assim, podemos utilizá-lo para estimarmos o vetor  $W(t)$ , para cada período  $t$ , e colocarmos restrições em  $A(0)$ ,  $B(0)$  e  $\Omega$  que permitam a estimação de  $A(0)$ ,  $B(0)$  e  $\Omega$ , a qual é feita tratando-se cada elemento do vetor  $W(t)$  como uma variável explicativa distinta, passando então  $W(t)$  ( $t=1, 2, \dots, T$ ) a ser o nosso conjunto de dados. Em ARV tem sido imposta a restrição de que  $B(0) = I$ , sob a qual o sistema de equações (2) assemelha-se 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 garantem a estimação da matriz  $A(0)$ .

Neste artigo, utilizando as restrições de que  $\Omega$  é diagonal,  $B(0) = I$  e a matriz  $A(0)$  é triangular inferior com números "1" na diagonal principal, pode-

<sup>5</sup> Segundo Sims (1986), esta hipótese só é verdadeira se o vetor  $Y$  contiver dados ricos o suficiente para permitir a obtenção dos  $e(t)$  quando se dispõem dos dados passados e presentes, das variáveis que compõem  $Y$ , quando se conhecem as matrizes  $A(s)$  e  $B(s)$  e quando o processo que descreve os  $e(t)$  é seriamente independente.

<sup>6</sup> O modelo ARV para  $Y(t)$  tem a seguinte forma:

$$Y(t) = \sum_{s=1}^{\infty} C(s) Y(t-s) + u(t)$$

mos identificar os parâmetros contidos em  $A(0)$ , pois caímos num modelo recursivo. Adotamos, portanto, apenas restrições nas equações estruturais que não implicam restrições no nosso modelo estatístico. Como dito anteriormente, há em ARV uma separação entre as incertezas relativas à especificação do modelo estatístico e as incertezas sobre as hipóteses de identificação.

Com o objetivo de triangularizar a matriz de coeficientes  $A(0)$ , as variáveis foram ordenadas como a seguir: M1, indústria, IGP, juros, dívida pública e poupança.<sup>7</sup> Ordenações diferentes da utilizada neste artigo podem alterar os resultados obtidos a respeito do impacto da adoção de uma política monetária ativa.

### 3 - O modelo estatístico

Na especificação das equações não utilizamos o modelo ARV tradicional, mas sim uma ARV com tendência local, onde 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:

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

e:

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

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

$$C_{ij}(t, k) = C_{ij}(t-1, k) + \sigma_{ij}(t, k) \quad \begin{matrix} k = 1, 2, \dots, 6 \\ j = 1, 2, \dots, 6 \end{matrix}$$

A segunda e terceira equações permitem a modelagem de uma tendência local [cf. 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:

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

---

<sup>7</sup> A equação estrutural de M1 não contém valores contemporâneos de nenhuma outra variável; a equação estrutural para a indústria contém valores contemporâneos apenas de M1, e assim por diante.

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

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

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

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

$$\sigma(t,k) \equiv \begin{bmatrix} \sigma_{11}(t,k) & \sigma_{12}(t,k) & \dots & \sigma_{16}(t,k) \\ \sigma_{21}(t,k) & \sigma_{22}(t,k) & \dots & \sigma_{26}(t,k) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{61}(t,k) & \sigma_{62}(t,k) & \dots & \sigma_{66}(t,k) \end{bmatrix}$$

$$n(t) \equiv (n_1(t), n_2(t), \dots, n_6(t))'$$

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

$$Y(t) = \mu(t) + \sum_{k=1}^6 D(t,k) Y(t-k) + n(t) \quad (3)$$

$$D(t,k) = D(t-1, k) + \sigma(t, k), \quad (4)$$

$$\mu(t) = \mu(t-1) + \beta(t-1) + W_1(t) \quad (5)$$

$$\beta(t) = \beta(t-1) + W_2(t) \quad (6)$$

e  $W(t) = W_1(t) + \sum_{k=1}^6 \sigma(t,k) Y(t,k) + n(t)$  é o erro um passo à frente.

O modelo acima foi estimado utilizando-se um procedimento bayesiano de estimação no qual a incerteza em relação à especificação do modelo é explicitamente modelada.<sup>8</sup>

#### 4 - A função de resposta a impulsos

Na equação (3) (fazendo-se  $t$  igual a  $t + s$ ) podemos substituir, recursivamente, os valores defasados de  $Y$  e – desconsiderando-se dados amostrais posteriores a  $t-1$  na estimação dos coeficientes – obter as seguintes equações:

$$Y(t+s) = \sum_{k=0}^s G(k) n(t+s-k) + E_{t-1} Y(t+s) \quad (3')$$

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

Note-se que na representação acima a seqüência dos  $G(k)$  (as matrizes que dão a resposta de  $Y$  a impulsos) não depende de “ $s$ ”. O elemento de  $G(s)$  na linha “ $i$ ” e coluna “ $j$ ”,  $G_{ij}(s)$ , dá a resposta de  $Y_i(t+s)$  a um aumento de uma unidade em  $n_j(t)$ .

Para obtermos a equação (3') em função dos  $e(t)$  admitimos que  $n(t) = W(t)$  (desconsiderando, portanto, choques nos coeficientes das equações) e substituímos (3') 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 é calculada segundo a equação anterior, por:

---

<sup>8</sup> Foi adotado um método de parametrização de *prioris* similar ao sugerido em Doan, Litterman e Sims (1984). Uma descrição da parametrização de *prioris* adotada pode ser vista em Lima (1990). Os parâmetros das *prioris* estimados podem ser obtidos junto aos autores.

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

Estas respostas a choques, em cada componente de  $e(t)$ , isto é, em cada variável que consta do modelo, encontram-se no Gráfico 1, onde foram utilizados, na computação das respostas, dados amostrais até novembro de 1987, e no Gráfico 2, onde foram utilizados dados amostrais até novembro de 1988. Nos gráficos também foram plotadas as respostas das variáveis a choques (inovações) iguais a um desvio-padrão.<sup>9</sup>

Nos conjuntos dos Gráficos 1 e 2 cada um dos gráficos pequenos representa a resposta, de 1 a 17 passos à frente, da variável especificada na linha em que o gráfico se encontra, ao choque (inovação) na variável especificada na coluna à qual o gráfico pertence. Os gráficos localizados em uma mesma linha foram construídos dentro de uma mesma escala vertical para que possam ser comparadas as magnitudes das respostas, de determinada variável, às inovações em si própria e nas demais variáveis.

## 5 - Análise das respostas das variáveis a choques (inovações)

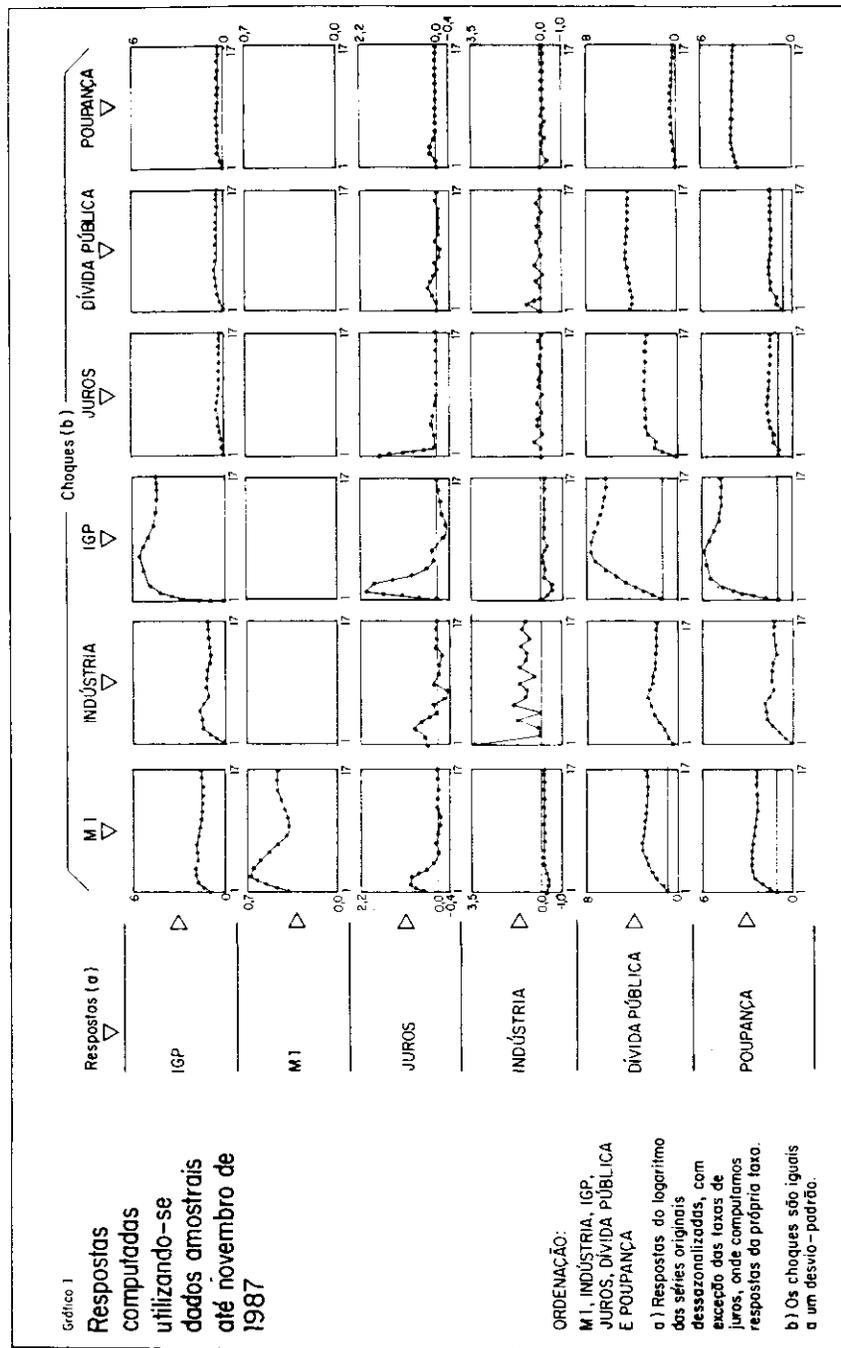
Como se verá na seção seguinte, as respostas das variáveis às inovações são um ingrediente importante no cálculo das previsões condicionais e impacto da adoção de uma política monetária ativa. Nesta seção procuraremos explorar as principais implicações do padrão de respostas a impulsos estimado.

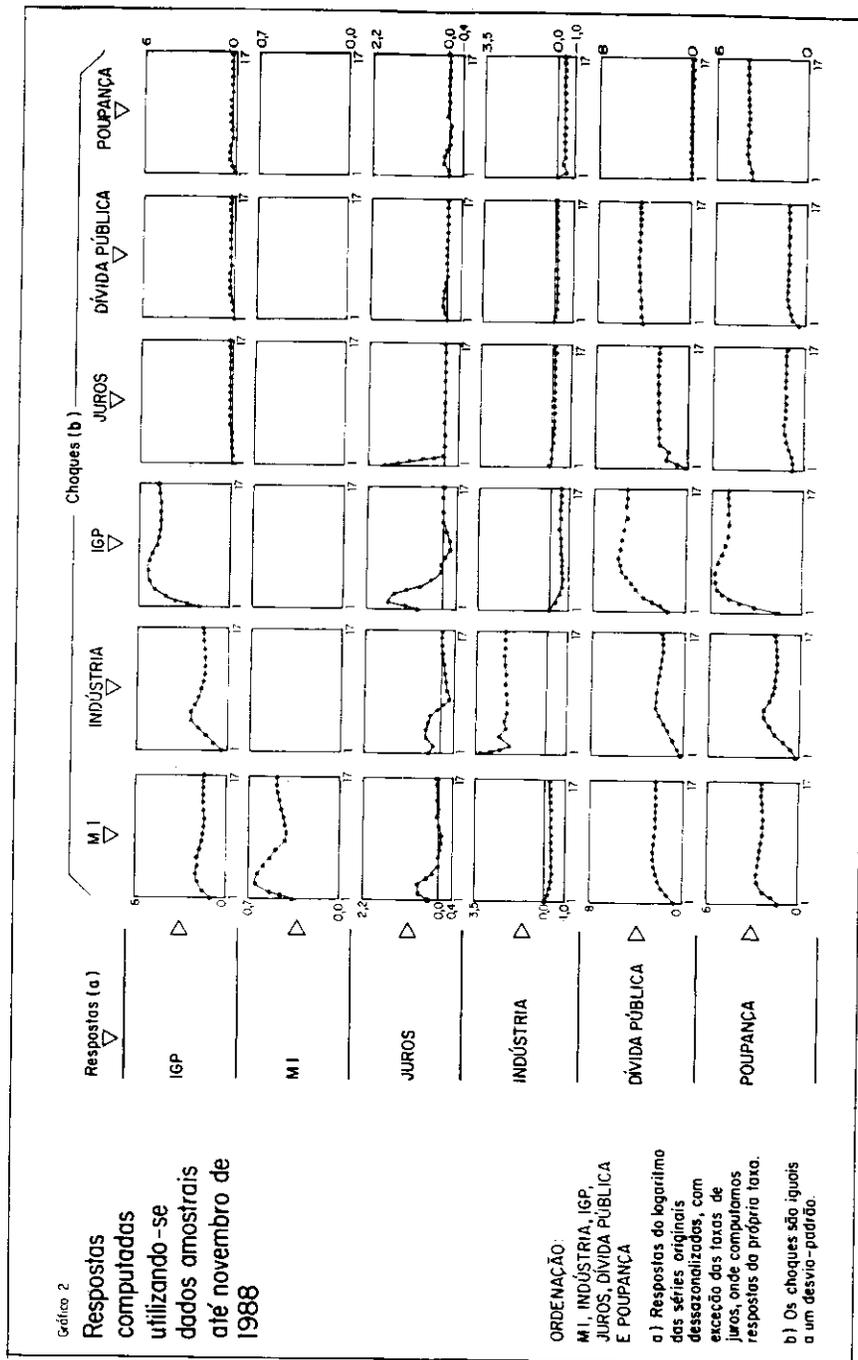
Comparando-se os conjuntos dos Gráficos 1 e 2 pode-se notar uma grande estabilidade destas respostas em dois períodos diferentes. As respostas do nível de atividade da indústria são a única exceção a esta regra. As respostas do nível de atividade da indústria a choques, em outras variáveis e em si própria, apre-

<sup>9</sup> Note-se que, desconsiderando-se as mudanças nos coeficientes das equações,  $n(t) = W(t) = A(0)^{-1} e(t)$ . Portanto, existe uma relação entre  $\Sigma$  ( $\Sigma = \text{var}(n(t))$ ) e  $\Omega$  ( $\Omega = \text{var}(e(t))$ ):

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

Como  $A(0)^{-1}$  é triangular inferior com todos os elementos da diagonal principal iguais a 1,  $\Sigma$  é positiva definida e  $\Omega$  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  $\Omega$  através da decomposição de  $\Sigma$ . Calculando-se a matriz  $\Omega$ , podemos obter os desvios-padrão dos diversos componentes do vetor  $e(t)$ . A matriz de covariância dos erros um passo à frente foi estimada a partir dos  $W(t)$  obtidos utilizando-se o filtro de Kalman. Devido às dificuldades de computação, não utilizamos as restrições impostas pelo modelo estatístico multivariado - equações (3) a (6) - no cálculo da matriz de covariância dos erros um passo à frente.





sentam uma oscilação maior quando se usam observações amostrais até novembro de 1987.

Deve ser ressaltado (ver a este respeito a Seção 2.2) que, na triangularização da matriz de coeficientes  $A(0)$ , diferentes ordenações das variáveis podem alterar os sinais e magnitudes das respostas das variáveis às inovações. A escolha de determinada ordenação implica uma escolha de hipótese de identificação do modelo. As respostas apresentadas nos conjuntos dos Gráficos 1 e 2 foram computadas considerando-se a seguinte ordenação: M1, indústria, IGP, juros, dívida pública e poupança.

Quanto aos sinais e magnitudes das respostas, os principais resultados são:

a) O IGP é relativamente mais afetado por inovações em si próprio, em M1 e no nível de atividade da indústria. Inovações, iguais a um desvio-padrão, nos juros nominais, na poupança e na dívida pública apresentam um impacto relativamente pequeno no IGP.

b) As inovações positivas em M1 provocam aumento de preços persistentes, aumento dos juros nominais, pequena queda na atividade industrial e incremento significativo nos depósitos nominais das cadernetas de poupança e da dívida pública. Há também, pelo menos nos três primeiros meses seguintes a uma inovação positiva em M1, queda dos juros reais (a taxa de inflação medida pelo IGP aumenta mais do que a taxa de juros nominais).

c) Somente inovações em M1 afetam M1. M1 se comporta como uma variável exógena.

Como resultados principais, dados os objetivos deste artigo, pode-se ressaltar as respostas, similares às convencionalmente esperadas, das variáveis que constam do modelo às inovações em M1 (que identificamos com variações ativas da política monetária). A única exceção provável a esta regra é a resposta negativa (embora pequena) do nível de atividade da indústria às inovações positivas em M1. Ademais, o fato de que o comportamento de M1 pode ser interpretado como equivalente ao de uma variável exógena não é uma novidade em trabalhos empíricos para o Brasil.<sup>10</sup>

## 6 - Previsões condicionais e a análise do efeito de políticas governamentais alternativas

O modelo estimado permite fazer previsões condicionais e, desde que submetido a restrições visando obter identificação, analisar os efeitos de diferentes

---

<sup>10</sup> Ver, a este respeito, e com relação às diversas definições de exogeneidade, Pereira e Mascolo (1988).

políticas econômicas – identificadas como choques nas equações estruturais que determinam as variáveis de política – sobre a trajetória das demais variáveis que determinam o “estado” da economia (isto é, IGP, nível de emprego, etc.).

A seguir, explicitaremos como o modelo estimado pode ser utilizado na obtenção de previsões condicionais.<sup>11</sup> 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 todas as variáveis do modelo em alguns (ou todos) passos à frente (ou seja, valores assumidos pelas variáveis em  $t, t+1, t+2, \dots, t+s-1$ ) – durante o horizonte de previsão (isto 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  $Y_i$ ;

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

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

$$e^*(t,s) \equiv (e_1(t), e_1(t+1), \dots, e_1(t+s-1), e_2(t), e_2(t+1), \dots, e_2(t+s-1), \dots, e_6(t), e_6(t+1), \dots, e_6(t+s-1));$$

$$M_i(s,j) \equiv (\{G_{i1}^*(k)\}_{k=j-1}^{t-s}, \{G_{i2}^*(k)\}_{k=j-1}^{t-s}, \dots, \{G_{i6}^*(k)\}_{k=j-1}^{t-s}); e$$

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

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.

<sup>11</sup> Para um tratamento mais rigoroso deste tema, ver Doan, Litterman e Sims (1984).

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

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

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

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  $n(t)$  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.

## 7 - Acurácia nas previsões do modelo

Nos Gráficos 3 a 8 encontram-se os intervalos de confiança (criados utilizando-se a rotina “erros” do pacote estatístico “Rats”, que desconsidera incertezas relativas aos parâmetros), estimados pelo modelo utilizando-se dados amostrais até novembro de 1987, para os valores previstos das variáveis entre dezembro de 1987 e novembro de 1988. Foram também plotados, nestes gráficos, os valores observados das variáveis no mesmo período.

Como se pode ver, com exceção da taxa de variação do índice mensal de crescimento da indústria, se considerarmos o elevado grau de incerteza a respeito destas variáveis no Brasil, os intervalos parecem ter sido estimados com razoável acurácia.

## 8 - Previsões das variáveis: o cenário básico

Na tabela adiante apresentamos os valores previstos para todas as variáveis – do primeiro ao terceiro trimestre de 1989 – utilizando-se toda a infor-

mação amostral disponível até novembro de 1988. Estas previsões devem ser interpretadas como o cenário mais provável na ausência de choques heterodoxos, choques de expectativas ou choques de oferta. Em outras palavras, seria o resultado de uma continuidade, com algum grau de sucesso, da política econômica que antecedeu o Plano Verão.

Como se pode notar, o cenário básico é marcado por uma aceleração inflacionária contínua, passando a taxa de inflação de uma média mensal de 29,7% no primeiro trimestre para uma média mensal de 36,3% no terceiro trimestre de 1989. Combinada com a aceleração inflacionária, há uma forte redução no índice médio trimestral da produção industrial (dessazonalizado) com a previsão de

*Exercícios de simulação<sup>a</sup>*

Trimestres	Simulações <sup>b</sup>	IGP	M1	Juros	Indústria <sup>c</sup>	Dívida pública	Poupança
I	A	29,7	1,2	24,0	-4,6	26,5	27,1
	B	28,0	1,1	22,9	-5,0	25,0	25,5
	C	28,0	0,6	22,9	-4,2	24,9	24,9
II	A	33,3	1,4	26,6	-8,8	28,4	30,0
	B	28,0	1,2	22,5	-9,9	23,6	24,4
	C	28,0	-0,3	22,3	-6,7	22,9	23,0
III	A	36,3	1,5	28,9	-13,6	30,7	32,4
	B	28,0	1,3	22,1	-16,2	22,1	23,3
	C	28,0	-0,9	21,8	-8,3	20,9	21,0

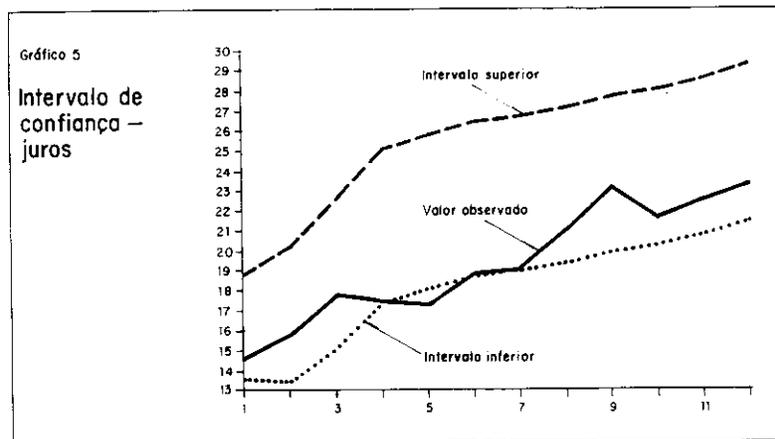
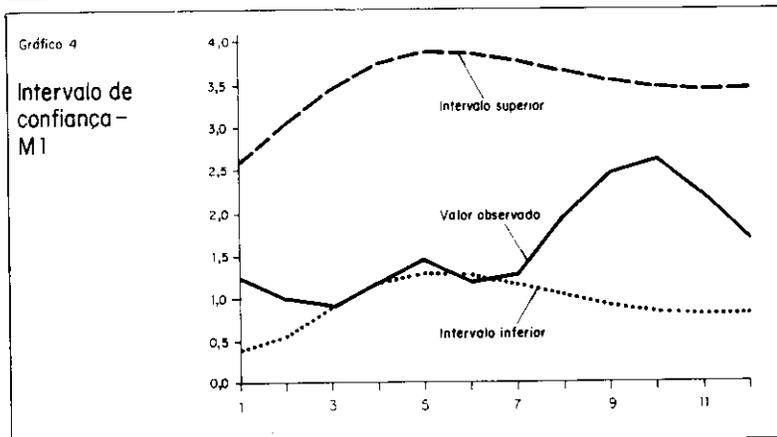
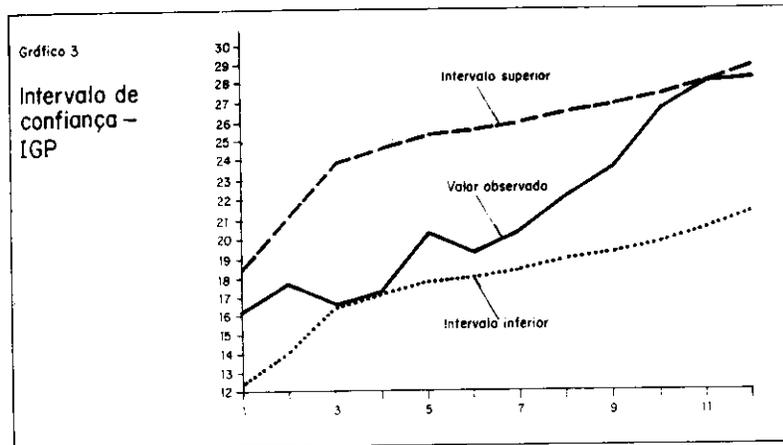
a As taxas de variação apresentadas são médias trimestrais das taxas mensais.

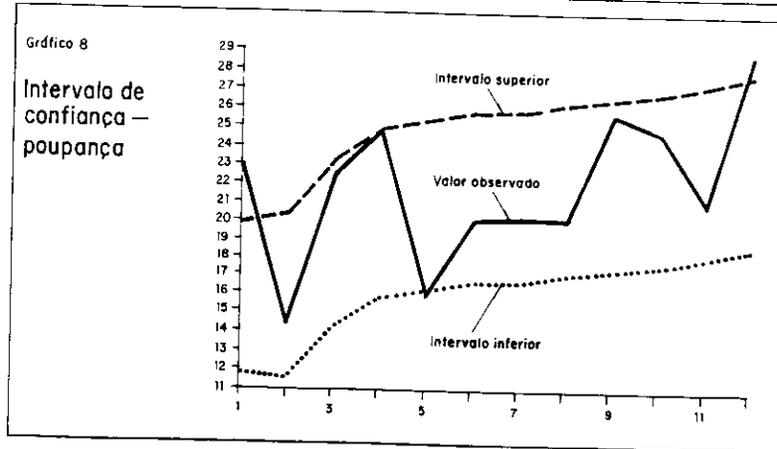
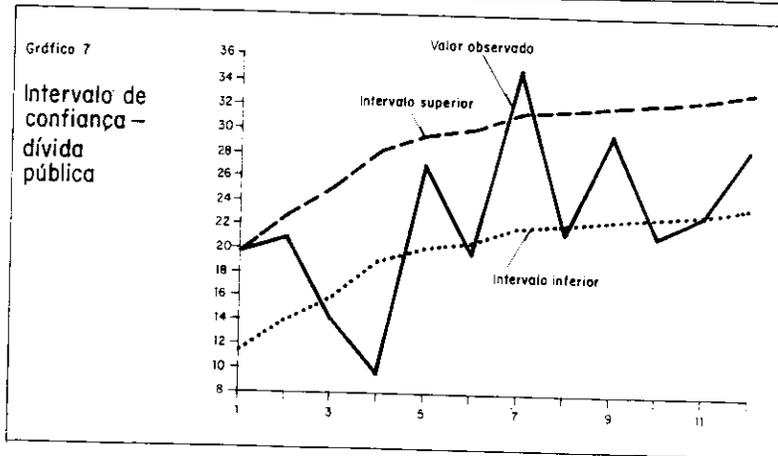
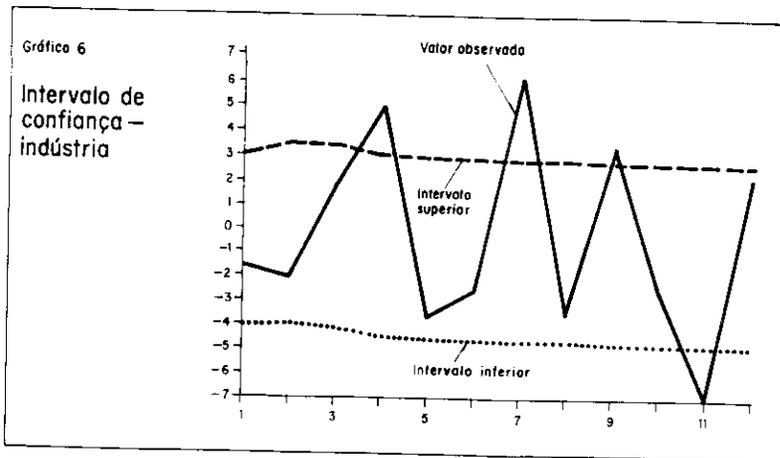
b As simulações A, B e C representam, respectivamente: as previsões para 1989; as previsões condicionais para 1989 com a estabilização do IGP em 28%; e as previsões condicionais com estabilização do IGP em 28%, via política monetária ativa.

c Taxa de variação trimestral do índice médio (no trimestre) da produção industrial relativamente ao índice médio do último trimestre de 1988.

uma queda de 13,6% no terceiro trimestre de 1989 relativamente ao último trimestre de 1988. O modelo prevê ainda um ligeiro aumento na taxa de expansão mensal (dessazonalizada) de M1 (em torno de 1,5% ao mês) e quedas nos valores reais da dívida pública e dos saldos das cadernetas de poupança.

Infelizmente, por impossibilidade de se obterem séries mensais suficientemente longas do déficit público (seja no conceito operacional ou em outros conceitos), não foi possível incluí-lo explicitamente na análise. O cenário básico projetado pode estar implicitamente assumindo um importante (e irrealista) ajuste fiscal: como vimos, foi prevista uma queda real da dívida pública, do saldo das cadernetas de poupança e uma pequena expansão de M1. Este seria o fator responsável pelo relativo sucesso da política econômica.





## **9 - Previsões das variáveis condicionadas pela estabilização da taxa mensal de inflação em 28%**

Na tabela anterior estão os valores previstos das variáveis quando a taxa mensal de inflação é fixada arbitrariamente (exogenamente) em 28%. Estes resultados devem ser vistos como simples previsões condicionais, sem qualquer preocupação de se identificarem relações causais. As principais alterações em relação ao cenário básico são: juros reais ligeiramente maiores do que os do cenário básico, desaceleração ligeira no crescimento nominal (dessazonalizado) de M1, queda mais acentuada da produção industrial e nenhuma tendência nítida nas variações reais dos saldos dos depósitos das cadernetas de poupança ou da dívida pública (embora se observe uma pequena queda nos saldos dos depósitos reais em cadernetas de poupança).

A interpretação – dessas alterações em trajetórias – envolvendo hipóteses de causalidade, embora não seja automática, é tentadora. Os resultados deste exercício de simulação são bastante consistentes com uma visão ortodoxa do que se espera, em geral, de uma política de estabilização: um maior aperto da política monetária leva a um aumento dos juros reais que desestimula a demanda, segura os aumentos de preços e desacelera o crescimento da produção industrial. O ligeiro aumento da liquidez real (medido pela relação M1/IGP), em relação ao cenário básico, a partir do segundo trimestre de 1989, pode ser explicado pela própria desaceleração da taxa de inflação. Se adicionarmos a M1, como moeda, os saldos nominais da dívida pública e os depósitos nominais em cadernetas de poupança, então houve ligeira queda na liquidez real.

É possível, no entanto, ir-se além deste exercício e obter-se o impacto – nas trajetórias das demais variáveis – da adoção de (do que identificamos como sendo) uma política monetária ativa. Este exercício de simulação é feito na seção seguinte.

## **10- Simulação da trajetória das variáveis com estabilização da taxa de inflação em 28% através de uma política monetária ativa**

Na tabela anterior são apresentadas as trajetórias das variáveis quando a estabilização da inflação é feita via (o que identificamos como sendo) uma política monetária ativa. Definimos como política monetária ativa as alterações em M1 que são determinadas exogenamente (o modelo ARV nos permite isolar este

componente),<sup>12</sup> ou seja, a estabilização da inflação nesta simulação é obtida exclusivamente por alterações exógenas em M1.

Comparando-se estas trajetórias com as previsões do cenário básico, obtemos os seguintes resultados: quedas nominais em M1 a partir do segundo trimestre de 1989, juros reais maiores do que os do cenário básico, reduções nítidas nos saldos reais das cadernetas de poupança e da dívida pública e aceleração da atividade industrial (quando comparada ao cenário básico).

Os resultados acima parecem paradoxais, pelo menos à primeira vista. No entanto, como freqüentemente acontece em macroeconomia, são passíveis de uma interpretação lógica. Podem ser interpretados como resultantes de uma política monetária anunciada e que goze de credibilidade junto aos agentes econômicos. Neste contexto, a estabilização da inflação pode ter um impacto positivo no nível de atividade da indústria. A menor desaceleração do crescimento industrial pode resultar em uma ligeira redução do déficit público (permitindo a redução real, e simultânea, em M1 e na dívida pública) e puxar ligeiramente para cima as taxas de juros reais. O pequeno incremento na liquidez real (medido por M1/IGP) seria resultante da estabilização do IGP em 28%.

## 11 - Conclusões

Os exercícios de simulação apresentados acima não devem ser interpretados como avaliações definitivas dos efeitos de políticas alternativas. São apenas uma primeira contribuição na mensuração dos impactos no curto prazo, da adoção de uma política monetária ativa no Brasil, nas trajetórias de algumas variáveis. Para que haja maior confiança nestes efeitos é necessário maior riqueza de trabalhos empíricos nesta área envolvendo não apenas técnicas diferentes, como hipóteses de identificação diferentes e um conjunto mais rico de variáveis.

### Abstract

*This article tries to evaluate, in a preliminary fashion, the effects which alternative paths for the money stock (M1), in Brazil, would have on the behavior of a variety of macroeconomic variables like the inflation rate, the level of economic activity, and the interest rate. This analysis is done in a context in which estimates (even imprecise) of the effects are basically unavailable. Taking as a starting point the estimation of a Vector Auto-Regression and using sample data up to November of 1988, we simulate short-run alternative*

---

<sup>12</sup> Definimos como componente exógeno, da trajetória de M1, o resíduo da equação estrutural de M1. Note-se que este resíduo não é igual à diferença entre as previsões, para M1, do cenário básico e as obtidas neste exercício de simulação.

trajectories for the stock of some financial assets, for the interest rate and the rate growth of industrial production. The trajectories conditioned to the stabilization of the monthly inflation rate at 28% are compared to the ones obtained when the stabilization of the inflation rate is obtained through what we identify as an active monetary policy.

## Bibliografia

- BACHA, Edmar L. *Moeda, inércia e conflito: reflexões sobre políticas de estabilização no Brasil*. Rio de Janeiro: PUC, 1987 (Texto para discussão, 181).
- DOAN, Thomas, LITTERMAN, Robert, SIMS, Christopher. Forecasting and conditional projections using realistic prior distributions. *Econometric Review*, v. 3, n. 1, p. 1-100, 1984.
- HARVEY, A. C. *Trends and cycles in macroeconomics time series*. London: London School of Economics Working Paper, 1984.
- LIMA, E. C. R. 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.
- PEREIRA, Pedro L. Valls, MASCOLO, João Luiz. Testes de exogeneidade da moeda para a economia brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 18, n. 3, p. 595-614, dez. 1988.
- SIMS, C. A. Are forecasting models usable for policy analysis? *Quarterly Review*, p. 1-16, Winter 1986.

(Originais recebidos em agosto de 1989. Revisitos em julho de 1990).