

## **A política econômica após o primeiro choque do petróleo e seu impacto sobre as trajetórias da inflação e do hiato do produto\***

**Maria Silvia Bastos Marques\*\***

O objetivo deste trabalho consistiu em investigar qual a estratégia de política econômica dominante no período 1974-79. Supôs-se que o instrumento utilizado pelas autoridades econômicas foi a política monetária. Através da determinação da regra monetária pôde-se, então, verificar qual foi o impacto da política econômica sobre as trajetórias do hiato do produto e da taxa de inflação. Verificou-se que a regra de política monetária que melhor aproxima a expansão efetiva dos meios de pagamento no período é a que tenta estabilizar o componente esperado da taxa de inflação ao nível da taxa observada no período anterior. Isto significa que a política monetária teria sido passiva em relação à inflação e que, em consequência, a taxa de inflação brasileira, no período analisado, teria seguido um processo estocástico do tipo passeio aleatório. O produto real, por sua vez, teria sido preservado, apesar do choque de oferta negativo.

*1. Introdução; 2. Um modelo para a taxa de inflação e o hiato do produto; 3. A estimação do modelo; 4. A regra monetária para minimização do componente esperado do hiato do produto; 5. A estratégia de política econômica no período 1974-79; 6. As trajetórias da política monetária, da taxa de inflação e do hiato do produto.*

### **1. Introdução**

Observou-se, em trabalho anterior,<sup>1</sup> que as taxas de inflação no Brasil, a partir do primeiro choque do petróleo, foram substancialmente superiores às dos demais países em desenvolvimento não-produtores de petróleo. Com base nos pronunciamentos das autoridades econômicas da época, levantou-se a hipótese de que tal fato teria ocorrido devido à preocupação que havia em preservar o produto real dos efeitos negativos do choque.

\* Este trabalho é uma versão resumida do cap. 4 da tese de doutorado, *Inflação e política macroeconômica pós 1º choque do petróleo*, aprovada em dez./87 pela Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas. A autora agradece os comentários de dois pareceristas anônimos.

\*\* Economista do Centro de Estudos Monetários e de Economia Internacional do IBRE/FGV.

<sup>1</sup> Marques, M.S.B. A aceleração inflacionária no Brasil: 1973-1983, *Revista Brasileira de Economia*, out.-dez.85, p. 343-84.

O propósito deste artigo é, portanto, investigar qual foi a estratégia de política econômica adotada no período 1974-79 e qual o seu impacto sobre a inflação e o produto real. Na primeira seção desenvolve-se um modelo simples, que identifica as variáveis exógenas (ou predeterminadas) que afetam o hiato do produto e a inflação. A partir deste modelo, e da suposição de que o objetivo do governo foi minimizar o componente previsto do hiato do produto, utilizando como instrumento a política monetária, obtém-se a regra monetária que teria sido empregada.

A segunda seção apresenta as estimativas deste modelo simplificado, que permitem testar, na seção seguinte, a hipótese de a política monetária pós-primeiro choque do petróleo poder ser aproximada pela regra estabelecida anteriormente. Esta proposição é rejeitada e verifica-se que esta regra de política monetária superestima a taxa efetiva de expansão monetária do período.

Define-se então, na quarta seção, uma regra mista de comportamento, que tenta representar a verdadeira trajetória da política econômica entre 1974 e 1979, caracterizada pelo chamado *stop and go*. Supôs-se que, quando a taxa de inflação permanecesse estável, o objetivo da política econômica seria minimizar o componente esperado do hiato do produto. Por outro lado, quando a inflação aumentasse, o objetivo passaria a ser estabilizar o componente esperado da taxa de inflação, ao nível da taxa do período anterior.

Constata-se que a regra monetária resultante do propósito de estabilizar a taxa de inflação é a que representa, de maneira mais próxima, a evolução da política monetária entre 1974 e 1979. Ou seja, neste período, a taxa de expansão da oferta de moeda teria sido passiva em relação à inflação, sancionando os patamares sucessivamente mais elevados da taxa de variação dos preços, explicados por choques de oferta e/ou de demanda.

Na última seção, examinam-se as características das equações da taxa de expansão monetária, da taxa de inflação e do hiato do produto, resultantes do objetivo de estabilizar a taxa de inflação. Além disso, são feitas simulações das trajetórias seguidas por estas três variáveis, após a ocorrência de choques de oferta ou de demanda. Observa-se que, se a aceleração da taxa de inflação resultar de choques de oferta, a política monetária executada implicará elevação do produto real acima de seu nível inicial de equilíbrio. Assim, apesar de ocorrer queda temporária do produto real, o impacto do choque de oferta é mais do que compensado pela política monetária, que repassa os efeitos do choque para os preços.

Comprova-se, desta forma, a proposição inicial de que as autoridades econômicas acomodaram o choque do petróleo, para preservar o produto real. Embora a política monetária, em resposta à aceleração da inflação, torne-se contractionista no período posterior a um choque de oferta, implicando queda adicional do produto e declínio da inflação no período seguinte, a partir deste ponto a política monetária passa a ser nitidamente expansionista. O resultado é uma recuperação do produto real, que se equilibra em nível superior ao inicial, e a estabilização da taxa de inflação no patamar atingido imediatamente após o choque.

## 2. Um modelo para a taxa de inflação e o hiato do produto

A partir de 1968, início do chamado “milagre brasileiro”, o produto real começou a apresentar taxas elevadas de crescimento. Com o forte aumento dos preços internacionais do petróleo, em fins de 1973, o novo governo, empossado em março de 1974, defrontou-se com um claro dilema: ajustar o balanço de pagamentos à custa de redução no ritmo de expansão do produto real ou continuar crescendo aceleradamente, ampliando a captação de poupança externa.

Conforme mencionado em trabalho anterior,<sup>2</sup> os pronunciamentos das autoridades responsáveis pela política econômica evidenciavam grande preocupação em evitar que a crise do petróleo se refletisse sobre o comportamento do produto real. De fato, até 1980, o procedimento adotado parece ter sido o de tentar preservar a taxa de crescimento do produto, tarefa que foi facilitada pelo crédito externo abundante e barato, decorrente das políticas monetárias expansionistas dos países da OCDE e do súbito enriquecimento dos países-membros do cartel, da Opep.<sup>3</sup>

Está-se formulando a hipótese, portanto, de que as autoridades econômicas tentaram acomodar o choque do petróleo, o que, certamente, amplificou o seu efeito sobre a taxa de inflação. O objetivo desta seção será ilustrar a trajetória do hiato do produto e da taxa de inflação no período 1974-79, através de um modelo log-linear, em que a política monetária tem como objetivo minimizar o componente esperado do hiato do produto.

Suponha, primeiramente, que a função de produção da economia ( $Y$ ) possa ser representada por uma função Cobb-Douglas, que utiliza, como insumos, capital, mão-de-obra e matérias-primas importadas.<sup>4</sup>

$$Y = CL^\alpha D^\beta \quad (1)$$

onde:

$C$  = efeitos do estoque de capital e da tecnologia e, portanto,  $0 < \alpha + \beta < 1$ .

$L$  = mão-de-obra

$D$  = matérias-primas importadas

<sup>2</sup>Marques, M.S.B. *op. cit.*

<sup>3</sup>A dívida externa líquida (dívida bruta – reservas internacionais) aumentou de US\$ 6,16 bilhões em 1973 para US\$ 40,22 bilhões em 1979. Fundação Getúlio Vargas. *Conjuntura Econômica*, ago. 1987, p. 79.

<sup>4</sup>A dedução da curva de oferta agregada segue, em linhas gerais, a de Simonsen, M.H., *Dinâmica macroeconômica*. São Paulo, McGraw-Hill do Brasil, p. 281-2. Utilizou-se a função Cobb-Douglas, por esta prestar-se à log-linearização. Entretanto, o uso deste tipo de função de produção implica algumas restrições, como a da elasticidade-substituição constante entre os fatores de produção. Com relação à hipótese de maximização de lucros, podem ser obtidos resultados semelhantes, supondo-se que os preços na economia são formados adicionando-se uma margem de lucro constante aos custos variáveis unitários.

Chamando de  $W$  o salário nominal,  $P$  o preço de mercado do produto  $Pd^*$  o preço em moeda estrangeira do insumo importado e  $E$  a taxa de câmbio nominal, pode-se deduzir as condições de maximização de lucro a partir de (1):

$$\frac{W}{P} = \alpha \frac{Y}{L} \quad (2)$$

$$\frac{Pd^* E}{P} = \beta \frac{Y}{D} \quad (3)$$

Reescrevendo a função de produção e as expressões acima em logaritmos, tem-se.<sup>5</sup>

$$y = c + \alpha l + \beta d \quad (1')$$

$$w - p = \log \alpha + y - 1 \quad (2')$$

$$Pd^* + e - p = \log \beta + y - d \quad (3')$$

De (1'), (2') e (3') obtêm-se as demandas de fatores, e, finalmente, a curva de oferta agregada:

$$y = c + c_1 (p - w) + c_2 (p - e - Pd^*) \quad (4)$$

onde:

$$c_0 = \frac{c (\alpha + \beta) + \alpha \log \alpha + \beta \log \beta}{1 - (\alpha + \beta)}$$

$$c_1 = \frac{\alpha}{1 - (\alpha + \beta)}$$

$$c_2 = \frac{\beta}{1 - (\alpha + \beta)}$$

Adicionando um choque de oferta aleatório à equação (4), e supondo que a taxa de câmbio tenha permanecido constante em termos reais, entre 1974 e 1979,<sup>6</sup> pode-se reescrevê-la como:

$$y_t = c_t + c_1 (p_t - w_t) + u_t \quad (5)$$

<sup>5</sup>  $\log X = x$ . Todas as demais equações do modelo serão expressas em logaritmos.

<sup>6</sup> Entre 1974 e setembro de 1979 a desvalorização da taxa de câmbio Cr\$/US\$ refletiu, aproximadamente, o diferencial de inflações entre os dois países (ver Marques, M.S.B., *op. cit.*, tabela 15).

onde:

$$c = c_0 + c_2 (p - e - p^{d*})$$

$u$  = choque aleatório de oferta, tal que  $E_{t-1} u_t = 0$ , ou seja, a esperança de  $u_t$  condicional ao conjunto de informações  $L_{t-1}$ , disponível no início do período  $t$  é nula.

Os salários são reajustados no período  $t$  com base em um grau  $\phi$  de indexação defasada, e em um componente de revisão contratual que é função do hiato do produto ( $kh_t$ ):

$$w_t - w_{t-1} = \phi(p_{t-1} - p_{t-2}) + kh_t \quad (6)$$

onde:

$$K > 0$$

O hiato do produto é definido como a diferença entre o produto real e o produto potencial ( $y^p$ ):

$$h_t = y_t - y_t^p \quad (7)$$

Admite-se que o produto potencial seja afetado pelos choques de oferta, na proporção do coeficiente  $f$ , o que pode desviá-lo de seu valor normal  $j$ :

$$y_t^p = j + fu_t \quad (8)$$

onde:

$$j = \text{constante} \\ 0 < f < 1$$

Quanto à demanda agregada da economia, supõe-se que esta possa ser representada pela equação quantitativa da moeda:

$$m_t + v_t + e_t = p_t + y_t \quad (9)$$

onde:

$$v = \text{velocidade-renda da moeda} \\ e = \text{choque monetário de demanda, tal que } E_{t-1} e_t = 0.$$

As equações (5) a (9) representam a forma estrutural do modelo, a partir da qual se pode obter as equações de oferta e de demanda agregadas:

$$h_t = \frac{1}{1 + c_1 k} \left\{ \dot{c}_t + h_{t-1} + c_1 \dot{p}_t - c_1 \phi \dot{p}_{t-1} + (1 - f) \dot{u}_t \right\} \quad (10)$$

$$\dot{p}_t = \dot{m}_t + \dot{v}_t - h_t + h_{t-1} - f\dot{u}_t + \dot{e}_t \quad (11)$$

Resolvendo o sistema acima, pode-se obter as equações na forma reduzida para o hiato do produto e para a taxa de inflação:

$$h_t = \frac{1}{1 + c_1(1+k)} \left\{ \dot{c}_t + (1 + c_1)h_{t-1} - c_1 \phi \dot{p}_{t-1} + c_1 \dot{m}_t + [1 - f(1 + c_1)]\dot{u}_t + c_1 \dot{e}_t \right\} \quad (12)$$

$$\dot{p}_t = \frac{1}{1 + c_1(1+k)} \left\{ -\dot{c}_t + c_1 k h_{t-1} + c_1 \phi \dot{p}_{t-1} + (1 + c_1 k)\dot{m}_t - (1 + c_1 k f)\dot{u}_t + (1 + c_1 k)\dot{e}_t \right\} \quad (13)$$

onde:

$\dot{c}_t$  incorpora  $\dot{v}_t$ , considerada constante.<sup>7</sup>

Para que o sistema de equações formado por (12) e (13) seja estável, é necessário e suficiente que os autovalores da matriz  $A$ ,  $2 \times 2$ , formada pelos coeficientes das variáveis dependentes defasadas,  $h_{t-1}$  e  $\dot{p}_{t-1}$ , tenham módulo inferior a 1.

A matriz  $A$  possui o polinômio característico:

$$P_A(r) = \det(A - rI) = r^2 - (tr A) + \det A$$

Para que ambas as raízes do polinômio acima tenham módulo menor do que 1, é necessário e suficiente que:

$$|\det A| < 1 \quad (a)$$

$$|tr A| < 1 + \det A \quad (b)$$

onde:

$$A = 1 / [1 + c_1(1+k)] \begin{vmatrix} 1 + c_1 & -c_1 \phi \\ c_1 k & c_1 \phi \end{vmatrix}$$

<sup>7</sup>Entre 1974 e 1979, a taxa de variação da velocidade-renda da moeda não apresentou oscilações significativas (ver Marques, M.S.B., *op. cit.*, tabela 4).

então:

$$\det A = c_1 \phi / [1 + c_1 (1 + k)]$$

$$1 + \det A - \text{tr} A = c_1 k / [1 + c_1 (1 + k)]$$

Como  $0 < c_1 k / [1 + c_1 (1 + k)] < 1$ , a condição (b) sempre se verifica. Para que a condição (a) se verifique, é necessário e suficiente que os coeficientes da taxa de inflação defasada, nas equações do hiato do produto e da taxa de inflação, sejam menores do que 1 em valor absoluto. Se o grau de indexação defasada,  $\phi$ , for menor ou igual a 1, pode-se garantir que o sistema será sempre estável.

Suponha agora que o objetivo do governo seja minimizar a esperança do hiato do produto, condicional ao conjunto de informações  $L_{t-1}$ , utilizando como instrumento a política monetária. Portanto, para se obter a regra de política monetária dos formuladores de política econômica, deve-se aplicar o operador  $E_{t-1}$  à equação (12) e igualá-la a zero. Isto é:<sup>8</sup>

$$E_{t-1} h_t = \frac{1}{1 + c_1 (1 + k)} \left\{ \dot{c}_t + (1 + c_1) h_{t-1} - c_1 \phi \dot{p}_{t-1} + c_1 E_{t-1} \dot{m}_t - [1 - f(1 + c_1)] u_{t-1} - c_1 e_{t-1} \right\} = 0 \quad (14)$$

A partir da expressão acima, pode-se obter o componente esperado da política monetária que estabiliza o produto ao nível de pleno emprego:

$$E_{t-1} \dot{m}_t = \left\{ [-\dot{c}_t - (1 + c_1) h_{t-1}] / c_1 + \phi \dot{p}_{t-1} + [1 - f(1 + c_1)] u_{t-1} + c_1 e_{t-1} \right\} / c_1 \quad (15)$$

Admite-se que a regra de política monetária seguida pelo governo seja  $\dot{m}_t = E_{t-1} \dot{m}_t + x_t$ , sendo  $x$  um choque aleatório não correlacionado com as demais variáveis, tal que  $E_{t-1} x_t = 0$ . Neste caso, a equação (15) pode ser reescrita como:

$$\dot{m}_t = \left\{ [-\dot{c}_t - (1 + c_1) h_{t-1}] / c_1 + \phi \dot{p}_{t-1} + [1 - f(1 + c_1)] u_{t-1} + c_1 e_{t-1} \right\} / c_1 + x_t \quad (16)$$

Para minimizar o componente esperado do hiato do produto, a taxa de expansão monetária deve neutralizar o impacto, sobre o hiato, da taxa de infla-

<sup>8</sup>Supõe-se que  $\dot{c}_t$  seja conhecido, isto é, pertença ao conjunto de informações  $L_{t-1}$ . Esta hipótese equivale a admitir, implicitamente, a não-ocorrência de choques cambiais ou de preços de matérias-primas importadas.

ção defasada e dos choques de oferta e de demanda ocorridos no período  $t-1$ . Além disso, deve absorver o hiato do produto do período anterior.

Com base na equação da regra monetária, pode-se calcular as trajetórias do hiato do produto e da taxa de inflação, substituindo-se a equação (16) nas equações (12) e (13):<sup>9</sup>

$$h_t = \frac{1}{1 + c_1(1+k)} \left\{ [1 - f(1 + c_1)] u_t + c_1 e_t + c_1 x_t \right\} \quad (17)$$

$$\begin{aligned} \dot{p}_t = & \frac{1}{c_1} (-\dot{c}_t - h_{t-1}) + \phi \dot{p}_{t-1} + \frac{1}{1 + c_1(1+k)} \left\{ (1 + c_1 k) x_t - \right. \\ & \left. - (1 + c_1 k f) \dot{u}_t + (1 + c_1 k) \dot{e}_t + [(1 + c_1 k) / c_1] [(1 - f(1 + c_1)) u_{t-1} + c_1 e_{t-1}] \right\} \end{aligned} \quad (18)$$

Como era previsível, na medida em que se admite que a política monetária acomode os movimentos conhecidos nas variáveis, de acordo com a equação (16), a evolução efetiva do hiato do produto dependerá apenas dos choques correntes de oferta e de demanda e do componente imprevisível da expansão monetária. Se ocorrerem, durante o período  $t$ , choques positivos de oferta ou de demanda, ou um crescimento da oferta de moeda superior ao previsto, haverá um desvio positivo do hiato efetivo em relação ao seu componente esperado ( $h_t > E_{t-1} h_t = 0$ ). No caso contrário, o produto efetivo será inferior ao produto de pleno emprego ( $h_t < E_{t-1} h_t = 0$ ).

Com relação à equação (18), que descreve a trajetória da taxa de inflação, pode-se fazer os seguintes comentários:

1. Como resultado da indexação salarial defasada e da política monetária acomodativa, o coeficiente da taxa de inflação do período anterior é igual ao grau de indexação salarial.
2. Quanto maior for o hiato do produto no período  $t-1$ , menor será a taxa de expansão monetária em  $t$ , e, portanto, a taxa de variação dos preços.
3. O fator de revisão salarial  $k$  não aparece na equação da taxa de inflação, a não ser nos coeficientes dos choques. Isto significa que, na ausência de choques, e se as autoridades econômicas seguem uma política monetária acomodativa em relação ao hiato do produto, as condições de mercado não afetam a política salarial e, em consequência a taxa de inflação.
4. Quanto maior o fator  $k$ , maior será a sensibilidade da inflação aos choques de demanda e de oferta (lembrando-se que  $0 < f < 1$ ).

Examinando-se a equação (18), observa-se que esta pode ser reescrita, substituindo-se  $h_{t-1}$  pela expressão (17) defasada de um período. Feitos os algebrismos, chega-se a uma nova equação para a taxa de inflação:

<sup>9</sup> Este sistema de equações será sempre estável, se o grau de indexação  $\phi$ , for inferior a 1.

$$\dot{p}_t = (-\dot{c}_t / c_1) + \phi \dot{p}_{t-1} + \frac{1}{1 + c_1 (1 + k)} \left\{ k [1 - f(1 + c_1)] u_{t-1} + c_1 k e_{t-1} - (1 + c_1 k f) \dot{u}_t + (1 + c_1 k) \dot{e}_t + (1 + c_1 k) x_t - x_{t-1} \right\} \quad (19)$$

De acordo com a equação acima, na hipótese de o governo executar uma política monetária acomodativa, a inflação será função da taxa de inflação do período anterior e de uma estrutura de choques aleatórios de oferta e de demanda. Na ausência de choques, a taxa de inflação será puramente inercial, sendo o grau de inércia (ou coeficiente de realimentação) igual ao parâmetro  $\phi$  de indexação salarial defasada (a equação será estável se  $\phi < 1$ ).

### 3. A estimação do modelo

Para investigar, empiricamente, se as autoridades econômicas seguiram, durante o período 1974-79, uma regra de política monetária semelhante à da equação (16), o primeiro passo consiste na estimação do modelo formado pelas equações (12) e (13) do hiato do produto e da taxa de inflação, reproduzidas a seguir para verificar se este explica satisfatoriamente a trajetória destas variáveis no período considerado.

$$h_t = \delta_0 + \delta_1 h_{t-1} + \delta_2 \dot{p}_{t-1} + \delta_3 \dot{m}_t + \xi_{1t} \quad (12)$$

$$\dot{p}_t = \gamma_0 + \gamma_1 h_{t-1} + \gamma_2 \dot{p}_{t-1} + \gamma_3 \dot{m}_t + \xi_{2t} \quad (13)$$

onde:

$$\begin{array}{l} \delta_0 = \dot{c}_t / A \\ \delta_1 = (1 + c_1) / A \\ \delta_2 = -c_1 \phi / A \\ \delta_3 = c_1 / A \\ \xi_{1t} = \left\{ [1 - f(1 + c_1)] \dot{u}_t + c_1 \dot{e}_t \right\} / A \\ \xi_{2t} = \left\{ -(1 + c_1 k f) \dot{u}_t + (1 + c_1 k) \dot{e}_t \right\} / A \\ A = 1 + c_1 (1 + k) \end{array} \quad \left| \begin{array}{l} \gamma_0 = -\dot{c}_t / A \\ \gamma_1 = c_1 k / A \\ \gamma_2 = c_1 \phi / A \\ \gamma_3 = (1 + c_1 k) / A \end{array} \right.$$

A partir das estimativas dos coeficientes das duas equações, pode-se obter os parâmetros estruturais  $\phi$ ,  $k$  e  $c_1$ :

$$\phi = \gamma_2 / \delta_3$$

$$k = \gamma_1 / \delta_3$$

$$c_1 = \frac{r}{1 - rk}$$

sendo

$$r = \delta_3 / \gamma_3$$

Conhecendo-se os parâmetros  $\phi$ ,  $k$  e  $c_1$ , os coeficientes das equações (12) e (13) e os resíduos da equação (12), é possível, com base na expressão (16), calcular a trajetória da taxa de expansão monetária sob a hipótese de a política monetária ter por objetivo minimizar o componente esperado do hiato do produto. A partir desta trajetória calculada pode-se, então, realizar um teste de hipótese para verificar se a taxa de expansão efetiva da oferta de moeda no período 1974-79 pode ser aproximada pela taxa calculada. O teste consiste em estimar a regressão:

$$\dot{m}_t = \theta \dot{m}_t^a + \epsilon_t \quad (20)$$

onde:

$\dot{m}$  = taxa de expansão monetária efetiva.

$\dot{m}^a$  = taxa de expansão monetária calculada com base nos parâmetros estimados.

$$E(\epsilon_i) = 0; \quad E(\epsilon_i \epsilon_j) = 0, i \neq j; \quad E(\epsilon_i^2) = \sigma^2$$

Obtendo-se a estimativa do coeficiente  $\theta$ , pode-se montar o seguinte teste de hipótese:

$$H_0 : \theta = 1$$

$$H_1 : \theta \neq 1$$

Se  $\theta$  for estatisticamente igual a 1, então não se poderá rejeitar a hipótese inicial de que, no período 1974-79, as autoridades econômicas utilizaram uma regra de política monetária com o objetivo de estabilizar o componente esperado do produto real ao nível do produto de pleno emprego.

Examinando-se os coeficientes das equações (12) e (13), constata-se que existem restrições entre os coeficientes das equações da taxa de inflação, na medida em que o modelo possui apenas três parâmetros ( $c_1$ ,  $\phi$  e  $k$ ) e oito coeficientes a serem estimados. As restrições podem ser escritas da forma abaixo:

$$\delta_0 + \gamma_0 = 0$$

$$\delta_2 + \gamma_2 = 0$$

$$\delta_1 + \gamma_1 = 1$$

$$\delta_3 + \gamma_3 = 1$$

Além disso, os resíduos das equações do hiato e da inflação são correlacionados, o que sugere tratar-se de um modelo de equações aparentemente não cor-

relacionadas (*seemingly unrelated regressions*). Neste caso, a estimação eficiente dos coeficientes deveria levar em conta a correlação existente entre as equações, o que é feito pelo método chamado de estimação de Zellner.<sup>10</sup> Ela consiste na aplicação do método de mínimos quadrados generalizados a um grupo de equações aparentemente não correlacionadas.

O modelo composto pelas equações (12) e (13) pode ser reescrito em forma matricial como:

$$Y_t = \psi \chi_t + \xi_t$$

Ou:

$$\begin{pmatrix} h_t \\ \dot{p}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \delta_0 & \delta_1 & \delta_2 & \delta_3 \\ \gamma_0 & \gamma_1 & \gamma_2 & \gamma_3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ h_{t-1} \\ \dot{p}_{t-1} \\ \dot{m}_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \xi_{1t} \\ \xi_{2t} \end{pmatrix}$$

Observando-se as matrizes acima, constata-se que a das variáveis independentes ( $\chi$ ) é idêntica para ambas as equações. Neste caso particular, em que as equações possuem o mesmo conjunto de variáveis independentes, demonstra-se que o estimador dos coeficientes, de Zellner, é equivalente ao estimador de mínimos quadrados ordinários.<sup>11</sup> Portanto, seria indiferente estimar o modelo pelo método de Zellner ou equação por equação, pelo método de mínimos quadrados ordinários. Apesar disso, optou-se pela estimação das equações pelo método das equações aparentemente não correlacionadas, pois a forma como os coeficientes são estimados (o vetor de coeficientes é formado “empilhando-se” os coeficientes das diversas equações) permite a imposição de restrições entre os coeficientes das equações.

As equações (12) e (13) foram estimadas pelo método de Zellner, impondo-se as restrições descritas acima entre os seus coeficientes. O período analisado foi jan.74-set.79 (já que em out.79 houve mudança da política salarial e em dez.79 foi feita uma maxidesvalorização do cruzeiro); foram empregados dados mensais e trimestrais (médias), utilizando-se as seguintes variáveis:

1. Hiato do produto – Utilização da capacidade industrial (Fiesp, para dados mensais – a partir de jan.75 –, e FGV, para dados trimestrais).
2. Nível de preços – Índice geral de preços, coluna 2 (IGP-DI).
3. Oferta de moeda – Os conceitos de base monetária e meios de pagamento, alternativamente.

<sup>10</sup>Ver Zellner, A. An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. *Journal of the American Statistical Association*, 1962. p. 348-69.

<sup>11</sup>Ver Pindyck, R. S. & Rubinfeld, D. L. *Econometric models and economic forecasts*. Tokyo, McGraw-Hill/Kogakusha, 1976, p. 302-4.

O teste  $Q$  de que as quatro restrições, em conjunto, são significantes foi recusado em todos os casos: dados mensais e trimestrais, meios de pagamento e base monetária. Isto significa que o modelo estrutural, a partir do qual foram deduzidas as formas reduzidas do hiato do produto e da taxa de inflação, foi rejeitado estatisticamente.

O que importa para a análise da estratégia de política econômica, no entanto, são as equações na forma reduzida. Estas, apesar da rejeição do modelo estrutural, podem ser válidas, embora não se possa precisar qual o modelo estrutural que lhes deu origem.

Uma das maneiras de validar formas reduzidas é através de sua capacidade de reproduzir o passado. Ou seja, se não for rejeitada a hipótese de as variáveis ajustadas representarem adequadamente a evolução das variáveis efetivas em determinado período, as equações reduzidas podem ser consideradas válidas.

Com base nestas observações, decidiu-se prosseguir a investigação empírica a respeito da regra de política monetária que teria sido utilizada entre 1974 e 1979. Caso ela venha a ser identificada, por meio do teste de hipótese descrito anteriormente, restará verificar se as formas reduzidas para  $h_t$  e  $p_t$ , deduzidas a partir da regra de política monetária, são válidas.

Os resultados da estimação das equações (12) e (13) com as taxas de expansão da base monetária e dos meios de pagamento (mensais e trimestrais) foram equivalentes, em termos dos sinais e da significância dos coeficientes estimados. Todos os coeficientes apresentaram os sinais esperados e foram estatisticamente significantes. Entretanto, as regressões estimadas com a taxa de expansão dos meios de pagamento apresentaram evidência de correlação serial. Os resultados obtidos são mostrados a seguir.<sup>12</sup>

### 1. Com taxa de expansão dos meios de pagamento:

— *Dados mensais* (os valores entre parênteses são as estatísticas  $t$  de Student):

Período: 1975-2, 1979-9

Graus de liberdade: 52

$$h_t = \begin{matrix} -0,026 \\ (-2,372) \end{matrix} + \begin{matrix} 0,902 \\ (16,581) \end{matrix} h_{t-1} - \begin{matrix} 0,627 \\ (-6,042) \end{matrix} \dot{p}_{t-1} + \begin{matrix} 0,856 \\ (34,252) \end{matrix} \dot{m}_t$$

$$Q(21) = 51,9525$$

<sup>12</sup> A estatística  $R^2$ , da maneira como é usualmente calculada, não é adequada para medir o grau de ajustamento das regressões aos dados, quando é utilizada a técnica de estimação das equações aparentemente não correlacionadas (não se pode garantir que o produto das matrizes  $X' \xi$  seja igual a zero, sendo  $X'$  = transposta da matriz das variáveis independentes e  $\xi$  = vetor de resíduos). Portanto, esta estatística não será apresentada. Ver MacElroy, M. B., Goodness of Fit for Seemingly Unrelated Regressions, *Journal of Econometrics*, 1977, p. 381-7 e Buse, A., Goodness of Fit in the Seemingly Unrelated Regressions Model — A Generalization. *Journal of Econometrics*, 1979. p. 109-13.

$$\dot{p}_t = \begin{matrix} 0,026 \\ (2,372) \end{matrix} + \begin{matrix} 0,098 \\ (1,805) \end{matrix} h_{t-1} + \begin{matrix} 0,627 \\ (6,042) \end{matrix} \dot{p}_{t-1} + \begin{matrix} 0,144 \\ (5,742) \end{matrix} \dot{m}_t$$

$$Q(21) = 26,8654$$

– *Dados trimestrais:*

Período: 1974-1, 1979-3

Graus de liberdade: 19

$$h_t = \begin{matrix} -0,024 \\ (-1,924) \end{matrix} + \begin{matrix} 0,864 \\ (12,099) \end{matrix} h_{t-1} - \begin{matrix} 0,266 \\ (-2,755) \end{matrix} \dot{p}_{t-1} + \begin{matrix} 0,273 \\ (4,985) \end{matrix} \dot{m}_t$$

$$Q(11) = 37,4183$$

$$\dot{p}_t = \begin{matrix} 0,024 \\ (1,924) \end{matrix} + \begin{matrix} 0,136 \\ (1,905) \end{matrix} h_{t-1} + \begin{matrix} 0,266 \\ (2,755) \end{matrix} \dot{p}_{t-1} + \begin{matrix} 0,727 \\ (13,242) \end{matrix} \dot{m}_t$$

$$Q(11) = 23,3856$$

Como pode ser verificado pelas regressões acima, todos os coeficientes apresentam os sinais esperados e são estatisticamente significantes ao nível de 2,5% (exceto o coeficiente de  $h_{t-1}$  na equação de  $\dot{p}_t$  que, com dados mensais, é estatisticamente significativo ao nível de 5% e, com dados trimestrais, de 10%). As regressões do hiato do produto (mensal e trimestral) e a regressão trimestral da taxa de inflação apresentam evidência de correlação serial dos resíduos, pelo exame da estatística  $Q$  de Box-Pierce.

É interessante observar que, enquanto o coeficiente do hiato defasado mantém-se praticamente inalterado, nas equações do hiato do produto e da taxa de inflação, quando são utilizados dados mensais e trimestrais, os demais coeficientes alteram-se significativamente. O coeficiente da inflação defasada, que é de 0,627 com dados mensais, passa a 0,266 com dados trimestrais. Por outro lado, a influência da taxa de expansão monetária sobre a taxa de inflação, que era de apenas 0,144 com dados mensais, aumenta para 0,727 quando são usados dados trimestrais. Isto pode ser interpretado como evidência de que, a curto prazo, a variável que influencia mais fortemente a taxa de inflação é a própria taxa de inflação do período anterior, devido à existência de indexação salarial defasada. Entretanto, a médio prazo, o fator mais importante na explicação da evolução da taxa de inflação seria a taxa de expansão monetária.

2. Com taxa de expansão da base monetária:

– *Dados mensais:*

Período: 1975-2, 1979-9

Graus de liberdade: 52

$$h_t = \begin{matrix} -0,027 \\ (-2,293) \end{matrix} + \begin{matrix} 0,897 \\ (15,502) \end{matrix} h_{t-1} - \begin{matrix} 0,580 \\ (-5,514) \end{matrix} \dot{p}_{t-1} + \begin{matrix} 0,821 \\ (27,692) \end{matrix} \dot{m}_t$$

$$Q(21) = 25,9280$$

$$\dot{p}_t = \begin{matrix} 0,027 \\ (2,293) \end{matrix} + \begin{matrix} 0,103 \\ (1,779) \end{matrix} h_{t-1} + \begin{matrix} 0,580 \\ (5,514) \end{matrix} \dot{p}_{t-1} + \begin{matrix} 0,179 \\ (6,042) \end{matrix} \dot{m}_t$$

$$Q(21) = 27.8682$$

– *Dados trimestrais:*

Período: 1974-1, 1979-3

Graus de liberdade: 19

$$h_t = \begin{matrix} -0,026 \\ (-2,036) \end{matrix} + \begin{matrix} 0,876 \\ (12,047) \end{matrix} h_{t-1} - \begin{matrix} 0,261 \\ (-2,557) \end{matrix} \dot{p}_{t-1} + \begin{matrix} 0,321 \\ (6,342) \end{matrix} \dot{m}_t$$

$$Q(11) = 10,1275$$

$$\dot{p}_t = \begin{matrix} 0,026 \\ (2,036) \end{matrix} + \begin{matrix} 0,124 \\ (1,699) \end{matrix} h_{t-1} + \begin{matrix} 0,261 \\ (2,557) \end{matrix} \dot{p}_{t-1} + \begin{matrix} 0,679 \\ (13,426) \end{matrix} \dot{m}_t$$

$$Q(11) = 21,4657$$

Os resultados são equivalentes aos obtidos utilizando-se a taxa de expansão dos meios de pagamento. Entretanto, neste caso, nenhuma das regressões apresentou evidência de correlação serial dos resíduos, de acordo com a estatística de Box-Pierce.

Com base nos coeficientes estimados é possível, agora, calcular os parâmetros estruturais. Os valores obtidos, com dados mensais e trimestrais, utilizando-se a taxa de expansão dos meios de pagamento e da base monetária, são relatados a seguir:

– *Dados mensais*

a) com meios de pagamento –  $\phi = 0,732; k = 0,115; c_1 = 19,0$

b) com base monetária –  $\phi = 0,706, k = 0,125; c_1 = 10,732$

– *Dados trimestrais.*

a) com meios de pagamento –  $\phi = 0,972; k = 0,497; c_1 = 0,463$

b) com base monetária:  $\phi = 0,812, k = 0,385; c_1 = 0,577$

Os valores dos parâmetros resultantes das regressões com meios de pagamento e base monetária são consistentes entre si. Além disso, exceto para  $c_1$ , que representa a elasticidade-preço da oferta, os valores calculados constituem aproximações razoáveis. Examinando-se os parâmetros obtidos com dados mensais, verifica-se que, com relação ao grau de indexação defasada  $\phi$ , cerca de 71% da taxa de inflação do período anterior seriam repassados aos salários através da política salarial. Com relação ao parâmetro  $k$ , de revisão contratual, constata-se que, neste período, as condições de mercado pouco teriam afetado a determina-

ção dos salários: para cada 1% de variação na utilização da capacidade instalada industrial, apenas 0,12% teria sido repassado aos salários nominais. Este resultado é bastante plausível, na medida em que, entre 1974 e 1979, as regras salariais ditadas pelo governo vigoravam efetivamente, e o poder de pressão dos sindicatos era muito reduzido. Por sua vez, os valores calculados para a elasticidade-preço da oferta parecem estar superestimados: para cada 1% de aumento no preço do produto, a oferta aumentaria 19% (meios de pagamento) ou 10% (base monetária).

Com dados trimestrais, aumenta o grau de repasse aos salários, tanto da taxa de inflação do período anterior, quanto das condições de mercado. Entre 81% e 97% da taxa de inflação do trimestre anterior teriam sido repassados aos salários, enquanto que, para cada 1% de variação no hiato do produto, cerca de 0,4% a 0,5% teria afetado a política salarial. Os valores calculados para a elasticidade-preço da oferta são bastante inferiores aos obtidos com dados mensais: 0,5 (meios de pagamento) e 0,6 (base monetária).

A discrepância entre os valores estimados de  $c_1$ , com dados mensais e trimestrais, pode ser explicada pelo fato de a equação (6), de reajuste dos salários, representar apenas uma aproximação da verdadeira regra salarial. Supondo-se que os salários sejam reajustados anualmente, que existam 12 categorias de trabalhadores (com igual participação na renda global), e que cada categoria reajuste seu salário em um mês diferente do ano, a taxa de variação mensal dos salários será dada por:

$$w_t - w_{t-1} = \frac{\phi}{12} (p_{t-1} - p_{t-13}) + \frac{k}{12} h_t \quad (a)$$

Por outro lado, supondo-se que existam quatro categorias de trabalhadores, com salários corrigidos em trimestres diferentes do ano (reajuste anual), pode-se escrever a taxa de variação trimestral dos salários como:

$$w_t - w_{t-1} = \frac{\phi}{4} (p_{t-1} - p_{t-5}) + \frac{k}{4} h_t \quad (b)$$

Utilizando, alternativamente, (a) e (b) para resolver o modelo composto pelas equações (5), (7), (8) e (9), chega-se às expressões (c) (dados mensais) e (d) (dados trimestrais) para o parâmetro  $c_1$ :

$$c_1 = \frac{12r}{12 - rk} \quad (c)$$

onde.

$$r = \delta_3 / \gamma_3 = 12 c_1 / 12 + c_1 k$$

$$c_1 = \frac{4r}{4 - rk} \quad (d)$$

onde:

$$r = \delta_3 / \gamma_3 = 4c_1 / 4 + c_1 k$$

A expressão de  $c_1$  resultante da aproximação utilizada para a regra salarial (equação (6)) é:

$$c_1 = \frac{r}{1 - rk} \quad (e)$$

onde:

$$r = \delta_3 / \gamma_3 = c_1 / 1 + c_1 k$$

Portanto, genericamente:

$$c_1 = \frac{nr}{n - rk} \quad (f)$$

onde:

$$r = \delta_3 / \gamma_3 = nc_1 / n + c_1 k$$

Derivando a expressão (f) em relação a  $n$ , verifica-se que esta é função decrescente de  $n$ . Neste caso, é razoável que o valor de  $c_1$ , calculado com dados mensais, a partir de (e), tenha superestimado seu valor verdadeiro, que deveria ter sido estimado com base em (c). Por outro lado, a estimativa deste parâmetro com dados trimestrais, através da expressão (e), é inferior à obtida com dados mensais, e está mais próxima do verdadeiro valor de  $c_1$ . É importante, ainda, ressaltar que os parâmetros  $\phi$  e  $k$  não se alteram, para as diversas equações salariais.

#### 4. A regra monetária para minimização do componente esperado do hiato do produto

Após estimar os coeficientes e os resíduos das equações (12) e (13) e os parâmetros estruturais  $c_1$ ,  $\phi$  e  $k$ , a etapa seguinte consiste em construir séries para a taxa de expansão monetária, de acordo com a equação (16):

$$\begin{aligned} \dot{m}_t = & [-\dot{c}_t - (1 + c_1)h_{t-1}] / c_1 + \phi \dot{p}_{t-1} + [1 - f(1 + c_1)u_{t-1} + \\ & + c_1 e_{t-1}] / c_1 + x_t \end{aligned} \quad (16)$$

Comparando-se os coeficientes da equação acima com os das equações (12) e (13), observa-se que:

$$\begin{aligned} -\dot{c}_t / c_1 &= \gamma_0 / \delta_3 \\ -(1 + c_1) / c_1 &= -\delta_1 / \delta_3 \end{aligned}$$

Como o parâmetro  $\phi$  é conhecido, falta apenas obter os coeficientes dos choques de oferta e de demanda ocorridos no período  $t-1$ , para que se possa calcular a equação (16) da taxa de expansão da oferta de moeda. Estes foram deduzidos a partir dos resíduos da regressão (12),  $\xi_{1t}$ , por meio do procedimento descrito a seguir.

Da equação (12), tem-se que:

$$\xi_{1t} = \left\{ [1 - f(1 + c_1)u_t + c_1 e_t] - [1 - f(1 + c_1)u_{t-1} + c_1 e_{t-1}] \right\} / 1 + c_1 (1 + k)$$

Ou:

$$\xi_{11} = \omega_1 - \omega_0$$

$$\xi_{12} = \omega_2 - \omega_1$$

$$\begin{matrix} \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot \end{matrix}$$

$$\xi_{1t} = \omega_t - \omega_{t-1}$$

onde:

$$\omega_i = [1 - f(1 + c_1)u_i + c_1 e_i] / 1 + c_1 (1 + k)$$

Supondo-se que o valor inicial,  $\omega_0$ , é igual a zero, os  $\omega_i$ 's ( $i = 1, \dots, t$ ) poderão ser escritos como somatórios dos  $\xi_{1i}$ 's:

$$\omega_1 = \xi_{11}$$

$$\omega_2 = \xi_{12} + \xi_{11}$$

$$\begin{matrix} \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot \end{matrix}$$

$$\omega_t = \xi_{1t} + \xi_{1,t-1} + \dots + \xi_{12} + \xi_{11}$$

Esta nova variável  $\omega_i$ , resultante do somatório dos  $\xi_{1i}$ 's, foi denominada  $\text{som}\xi_{1i}$ . Portanto:

$$[1 - f(1 + c_1)u_{t-1} + c_1 e_{t-1}] / c_1 = (i / \delta_3) \text{som}\xi_{1,t-1}$$

onde:

$$\delta_3 = c_1 / [1 + c_1 (1 + k)]$$

Conhecendo-se os valores de todos os coeficientes da equação (16) (para dados mensais e trimestrais, meios de pagamento e base monetária), pode-se então calcular as diversas equações para a regra monetária,<sup>13</sup> como veremos a seguir:

1. *Com dados mensais:*

– meios de pagamento:

$$\dot{m}_t = 0,029981 - 1,052632 h_{t-1} + 0,731955 \dot{p}_{t-1} + 1,167628 \text{ som} \xi_{1, t-1}$$

– base monetária:

$$\dot{m}_t = 0,032875 - 1,093179 h_{t-1} + 0,706083 \dot{p}_{t-1} + 1,218177 \text{ som} \xi_{1, t-1}$$

2. *Com dados trimestrais:*

– meios de pagamento:

$$\dot{m}_t = 0,089006 - 3,159827 h_{t-1} + 0,972190 \dot{p}_{t-1} + 3,656691 \text{ som} \xi_{1, t-1}$$

– base monetária:

$$\dot{m}_t = 0,081592 - 2,733102 h_{t-1} + 0,812436 \dot{p}_{t-1} + 3,117018 \text{ som} \xi_{1, t-1}$$

Com base nas equações acima, e nas variáveis  $h$ ,  $\dot{p}$  e  $\text{som} \xi_{1j}$ , foram construídas séries da taxa de variação da oferta de moeda, para o período 1974-79.<sup>14</sup> Comparando as séries das taxas efetivas e calculadas de expansão monetária, verifica-se que estas superestimam a verdadeira trajetória da política monetária, no período analisado. Este resultado pode ser visualizado nas figuras 1, 2, 3 e 4, onde estão plotados os valores efetivos e estimados da taxa de expansão da oferta de moeda, com dados mensais e trimestrais.

Finalmente, a partir das trajetórias calculadas de  $\dot{m}$ , foi estimada a regressão (20), para os diversos conjuntos de dados. Entretanto, em todos os testes de

<sup>13</sup> Para testar a sensibilidade dos resultados, com relação à hipótese de que  $\omega_0 = 0$ , as estimativas das regras monetárias desta seção e da seção seguinte foram refeitas, supondo-se um dado valor de  $\omega_0$  (neste caso,  $\omega_t = \text{som} \xi_{1j} + \omega_0$  e  $[1 - f(1 + c_1) u_{t-1} + c_1 e_{t-1}] / c_1 = (\text{som} \xi_{1, t-1} + \omega_0) / \delta_3$ ).

Como  $\omega_0 / \delta_3$  é uma constante, acrescentou-se um termo constante à regressão da taxa efetiva contra a taxa estimada de expansão monetária ( $\dot{m}_t = \theta (\dot{m}_t^e + \omega_0 / \delta_3) + \epsilon_t$ , ou  $\dot{m}_t = \theta \omega_0 / \delta_3 + \theta \dot{m}_t^e + \epsilon_t$ ). Os resultados dos testes de hipóteses realizados a partir destas regressões foram similares aos obtidos sob a condição de que  $\omega_0 = 0$ , sugerindo que estes não são sensíveis ao valor inicial dos choques de oferta e de demanda.

<sup>14</sup> Foram utilizadas as mesmas amostras das regressões originais do hiato do produto e da taxa de inflação.

Figura 1  
Taxa de variação de M1  
Ajustada X efetiva

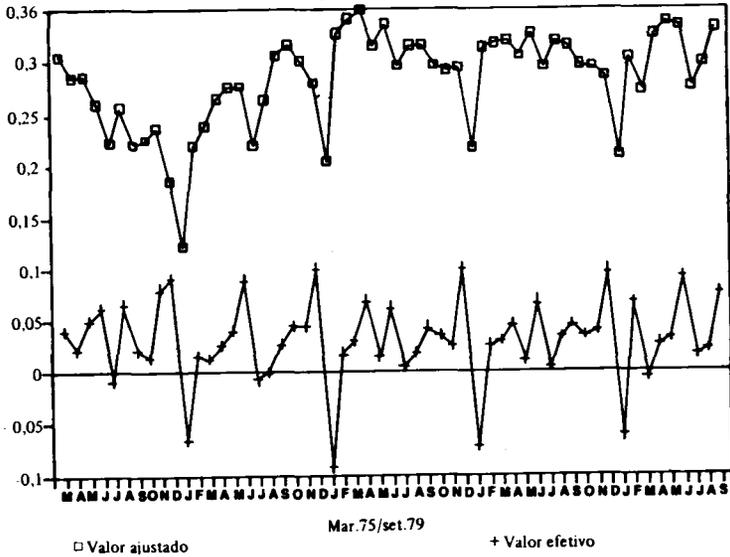


Figura 2  
Taxa de variação da base  
Ajustada X efetiva

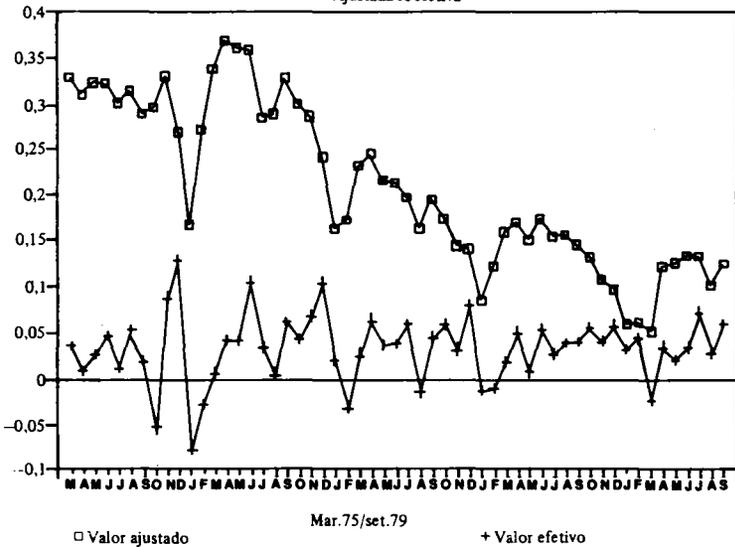


Figura 3  
Taxa de variação de M1  
Ajustada X efetiva

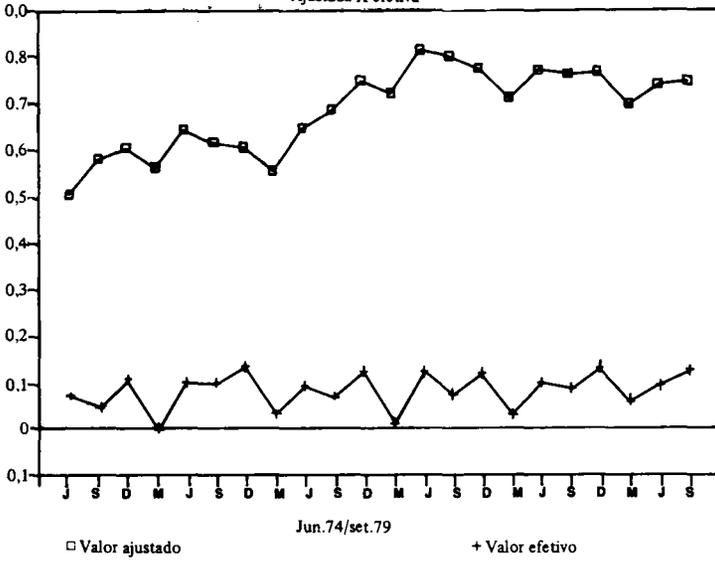
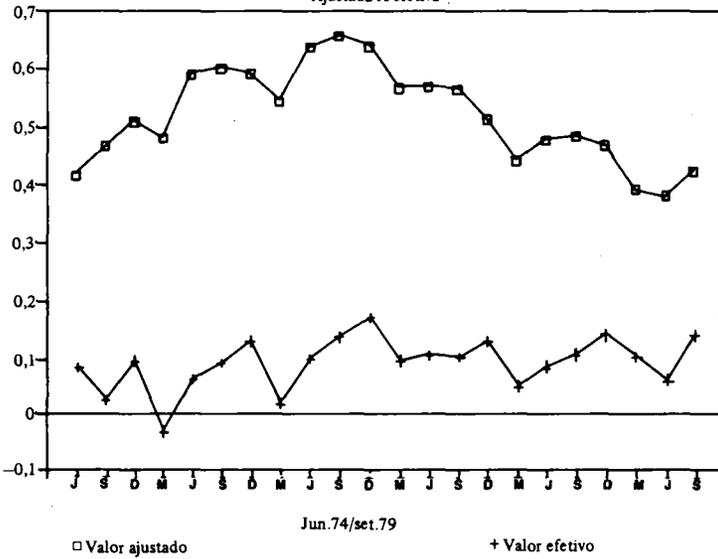


Figura 4  
Taxa de variação da base  
Ajustada X efetiva



hipótese realizados, rejeitou-se a hipótese nula de o coeficiente  $\theta$  ser estatisticamente igual a 1.<sup>15</sup>

Portanto, a regra monetária decorrente da hipótese de as autoridades econômicas terem utilizado, depois do primeiro choque do petróleo, a política monetária como instrumento para minimizar o componente esperado do hiato do produto não representa a verdadeira trajetória da taxa de expansão monetária. Uma explicação para este resultado pode estar na inadequação da premissa inicial: embora as autoridades econômicas tivessem tentado, efetivamente, preservar a taxa de crescimento do produto real, preocupavam-se também em não permitir que a taxa de inflação ultrapassasse determinados patamares, considerados aceitáveis. Estes dois objetivos, combinados, resultaram na chamada estratégia de *stop and go*, que caracterizou a política econômica da segunda metade da década de 70. Esta estratégia consistia em acelerar a economia, enquanto a taxa de inflação permanecia relativamente estável. Quando a inflação atingia um patamar mais elevado, a política econômica passava a ser restritiva, o que se refletia no setor real da economia, para tentar reduzir as taxas de inflação, ou impedir que continuassem aumentando. Uma tentativa de modelar este comportamento dos formuladores de política econômica é apresentada na seção seguinte.<sup>16</sup>

## 5. A estratégia de política econômica do período 1974-79

Como se verificou na seção anterior, a evolução da taxa de expansão monetária, resultante da hipótese de a política monetária ter por objetivo estabilizar o componente previsto do produto real ao nível do produto potencial, foi superior à trajetória efetiva da taxa de expansão monetária. Este resultado, provavelmente, decorre do fato de que, na verdade, as autoridades econômicas não possuíam um objetivo único, mas um conjunto deles, muitas vezes conflitantes entre si. Com base nesta constatação, tentar-se-á definir uma regra mista de comportamento, que aproxime mais de perto a trajetória da política econômica no período 1974-79.

A regra definida foi a seguinte: supôs-se que o objetivo das autoridades econômicas, no período  $t$ , era minimizar o componente esperado do hiato do produto, desde que a taxa de inflação do período  $t-1$  tivesse sido menor ou igual à taxa de inflação do período  $t-2$ . Se a taxa de inflação do período  $t-1$

<sup>15</sup> O nível de significância utilizado em todos os testes de hipótese foi de 5%.

<sup>16</sup> De acordo com o Prof. Mario Henrique Simonsen, Ministro da Fazenda durante o período analisado, o objetivo de política econômica não teria sido estabilizar o componente esperado do produto real ao nível do produto de pleno emprego, mas sim a um nível inferior, pois havia, simultaneamente, a preocupação em evitar que a taxa de inflação se acelerasse (comunicação pessoal, nov.87). Uma representação desta função objetivo poderia ser dada por  $E_{t-1} h_t = -\lambda (\hat{p}_{t-1} - \hat{p}_{t-2})$ . Ou seja, se a taxa de inflação do período  $t-1$  fosse maior do que a do período  $t-2$ , o objetivo seria tornar negativo o componente previsto do hiato do produto. Caso a inflação se desacelerasse, os instrumentos de política econômica estariam direcionados para aumentar o componente esperado do produto real em relação ao do produto potencial.

Portanto, é plausível que a regra monetária utilizada tenha superestimado a trajetória da taxa efetiva de expansão monetária.

tivesse sido maior do que a do período  $t-2$ , então o objetivo de política econômica passava a ser estabilizar o componente previsto da taxa de inflação no período  $t$ , ao nível da taxa verificada no período  $t-1$ .

Esta regra mista de comportamento pode ser resumida por:

$$E_{t-1} h_t = 0 \quad (21)$$

se:

$$\dot{p}_{t-1} \leq p_{t-2}$$

$$E_{t-1} \dot{p}_t = \dot{p}_{t-1} \quad (22)$$

se:

$$\dot{p}_{t-1} > \dot{p}_{t-2}$$

Ou seja, quando houvesse aceleração da taxa de inflação, o objetivo das autoridades econômicas seria impedir que a inflação superasse o novo patamar (*stop*). Quando a inflação se estabilizasse (ou caísse), o objetivo voltaria a ser minimizar o hiato do produto (*go*). Em ambos os casos, o instrumento utilizado, por hipótese, é a política monetária.

Com base na equação (13), é possível obter o componente esperado da política monetária que acomoda a taxa de inflação do período  $t$ , ao nível da taxa de inflação do período  $t-1$ . Supondo-se que a regra monetária seguida pelas autoridades econômicas seja dada por  $\dot{m}_t = E_{t-1} \dot{m}_t + x_t$ , onde  $x$  corresponde novamente a um choque monetário aleatório não correlacionado com as demais variáveis, chega-se a:

$$\begin{aligned} \dot{m}_t = \dot{m}_{t-1} + \frac{1}{1 + c_1 k} \left\{ -c_1 k (h_{t-1} - h_{t-2}) - c_1 \phi (\dot{p}_{t-1} - \dot{p}_{t-2}) - \right. \\ \left. - (1 + c_1 k f) (u_{t-1} + \dot{u}_{t-1}) + (1 + c_1 k) (e_{t-1} + \dot{e}_{t-1}) \right\} + x_t \quad (23) \end{aligned}$$

Verifica-se, pela expressão acima, que, para que o componente previsto da taxa de inflação do período  $t$  se estabilize ao nível da taxa de inflação do período  $t-1$ , é necessário que a taxa de expansão monetária acomode os choques de demanda e de oferta (negativos) ocorridos nos períodos anteriores, e que reaja à variação defasada no hiato do produto e à aceleração defasada da taxa de inflação. Com base na regra monetária dada pela equação (23), pode-se obter as trajetórias subjacentes do hiato do produto e da taxa de inflação.<sup>17</sup>

<sup>17</sup>O estudo das condições de estabilidade do sistema formado pelas equações diferenciais de segunda ordem, (24) e (25), reduz-se ao exame de um sistema de primeira ordem e de 4 equações e, portanto, à análise dos autovalores de uma matriz 4x4. Esta análise é complexa e de pouca intuição econômica.

$$h_t = \frac{1}{1+c_1 k} (h_{t-1} - c_1 \phi \dot{p}_{t-1} + \frac{1}{1+c_1(1+k)}) \left\{ \dot{c}_t + c_1 \dot{m}_{t-1} + \right. \\ \left. + (c_1 / 1+c_1 k) [c_1 k h_{t-2} + c_1 \phi \dot{p}_{t-2} - (1+c_1 k f) (u_{t-1} + \dot{u}_{t-1})] + \right. \\ \left. + [1-f(1+c_1)] \dot{u}_t + c_1 (e_t + \dot{e}_{t-1} + x_t) \right\} \quad (24)$$

$$\dot{p}_t = \frac{1}{1+c_1(1+k)} \left\{ -\dot{c}_t + (1+c_1 k) \dot{m}_{t-1} + c_1 k h_{t-2} + c_1 \phi \dot{p}_{t-2} - \right. \\ \left. - (1+c_1 k f) (u_t + \dot{u}_{t-1}) + (1+c_1 k) (e_t + \dot{e}_{t-1} + x_t) \right\} \quad (25)$$

Reescrevendo a equação (25) em função de  $\dot{p}_{t-1}$ , chega-se a:

$$\dot{p}_t = \dot{p}_{t-1} [-(1+c_1 k f) u_t + (1+c_1 k) (e_t + x_t)] / 1+c_1(1+k) \quad (25')$$

Ou seja, se a regra de política monetária puder ser representada pela equação (23), a taxa de inflação seguirá um processo estocástico do tipo passeio aleatório (*random walk*), onde a melhor previsão para a taxa de inflação no período  $t$  é a taxa de inflação do período  $t-1$ .

Para construir as equações da taxa de variação da oferta de moeda, com base na regra monetária (23), são necessários os resíduos da regressão (13) e os choques de oferta e de demanda do período  $t-1$ . Para obtê-los, foi utilizado procedimento semelhante ao da seção anterior. A nova variável denominou-se  $\text{som}\xi_{21}$ . As equações obtidas para a nova regra monetária foram as que se vêem a seguir.

### 1. Com dados mensais:

– meios de pagamento:

$$\dot{m}_t = \dot{m}_{t-1} - 0,683885 (h_{t-1} - h_{t-2}) - 4,366536 (\dot{p}_{t-1} - \dot{p}_{t-2}) + \\ + 6,965578 (\xi_{2,t-1} + \text{som}\xi_{2,t-1})$$

– base monetária:

$$\dot{m}_t = \dot{m}_{t-1} - 0,574766 (h_{t-1} - h_{t-2}) - 3,236286 (\dot{p}_{t-1} - \dot{p}_{t-2}) + \\ + 5,583432 (\xi_{2,t-1} + \text{som}\xi_{2,t-1})$$

### 2. Com dados trimestrais:

– meios de pagamento:

$$\dot{m}_t = \dot{m}_{t-1} - 0,187209 (h_{t-1} - h_{t-2}) - 0,365941 (\dot{p}_{t-1} - \dot{p}_{t-2}) + \\ + 1,376408 (\xi_{2,t-1} + \text{som}\xi_{2,t-1})$$

– base monetária:

$$\dot{m}_t = \dot{m}_{t-1} - 0,181953 (h_{t-1} - h_{t-2}) - 0,383765 (\dot{p}_{t-1} - \dot{p}_{t-2}) + \\ + 1,472363 (\xi_{2,t-1} + \text{som}\xi_{2,t-1})$$

Os períodos para construção das séries de expansão da oferta de moeda, apropriadas a cada um dos objetivos, foram selecionados examinando-se as variações trimestrais do índice geral de preços, no período 1974-79. Na tabela 1 estão apresentadas as taxas médias e acumuladas de inflação em cada trimestre. De acordo com as funções objetivo descritas por (21) e (22), se a taxa de inflação no período  $t-1$  fosse igual ou inferior à do período  $t-2$ , tentar-se-ia, no período  $t$ , minimizar o componente esperado do hiato do produto. Caso contrário, o objetivo seria estabilizar a taxa de inflação ao nível da do período  $t-1$ .

Tabela 1  
Variação trimestral do índice geral de preços –  
Disponibilidade interna, 1973-79  
(Em %)

Ano		Jan./mar.	Abr./jun.	Jul./set.	Out./dez.
1973	Média	—	—	3,00	3,79
	acumulada	—	—	2,96	3,93
1974	Média	7,48	12,57	5,13	4,88
	acumulada	10,33	10,96	4,32	5,33
1975	Média	6,43	5,80	7,13	7,02
	acumulada	6,18	6,17	7,48	6,65
1976	Média	9,62	11,12	10,98	8,25
	acumulada	11,45	10,14	11,69	6,77
1977	Média	9,68	11,31	6,16	6,92
	acumulada	11,39	9,96	5,25	7,60
1978	Média	8,54	10,40	9,20	7,98
	acumulada	9,64	10,55	8,30	7,29
1979	Média	10,42	11,96	14,65	—
	acumulada	13,79	9,84	18,96	—

Fonte: Fundação Getúlio Vargas. *Conjuntura Econômica*, vários números.

Seguindo-se estas regras, pode-se formar dois conjuntos de dados, com base nas inflações trimestrais médias e acumuladas, como os mostrados a seguir.

1. Inflação trimestral média:

$$\dot{E}_{t-1} h_t = 0: 1974 - \text{IV}; 1975 - \text{I, III}; 1976 - \text{I, IV}; 1977 - \text{I, IV}; 1978 - \text{IV}; \\ 1979 - \text{I}$$

$E_{t-1} \dot{p}_t = \dot{p}_{t-1}$ : 1974 – I, II, III; 1975 – II, IV; 1976 – II, III, 1977 – II, III;  
1978 – I, II, III; 1979 – II, III

2. Inflação trimestral acumulada:

$E_{t-1} h_t = 0$ : 1974 – IV; 1975 – III; 1976 – I, III, 1977 – I, III, IV; 1978 – IV;  
1979 – I, III

$E_{t-1} \dot{p}_t = \dot{p}_{t-1}$ : 1974 – I, II, III; 1975 – I, II, IV; 1976 – II, IV; 1977 – II,  
1978 – I, II, III, 1979 – II

Se as autoridades econômicas tiverem norteado seu comportamento pela taxa média de inflação, o conjunto de dados (1) representa a trajetória da política monetária. Se o indicador relevante tiver sido a taxa trimestral acumulada de inflação, as regras monetárias foram aplicadas nos períodos selecionados em (2). Observa-se, nos dois casos, que a estratégia de estabilizar a taxa de inflação foi predominante, no sentido de que teria sido adotada na maior parte do período 1974-79.

A partir dos períodos selecionados e das equações para as duas regras monetárias, apresentadas anteriormente, foram construídas séries da taxa de variação da oferta de moeda, correspondentes às funções objetivo (21) e (22). Seguindo o procedimento da seção anterior, estimou-se a regressão (20) para os diversos conjuntos de dados e testou-se a hipótese de que o coeficiente  $f$  fosse estatisticamente igual a 1.

Novamente, a hipótese nula ( $H_0: \theta = 1$ ) foi recusada em todos os casos (meios de pagamento, base monetária, dados mensais e trimestrais) para a regra monetária que tem por objetivo minimizar o componente esperado do hiato do produto. Entretanto, aceitou-se a hipótese de que  $\theta = 1$ , para a regra de política monetária representativa da estratégia *stop*, quando se utiliza o conceito de meios de pagamento e dados trimestrais. As estimativas dos coeficientes  $\theta$  serão as mostradas a seguir.

– Variável = inflação trimestral média:

$\theta = 0,8842$ ; desvio-padrão = 0,2597; graus de liberdade = 12

– Variável = inflação trimestral acumulada:

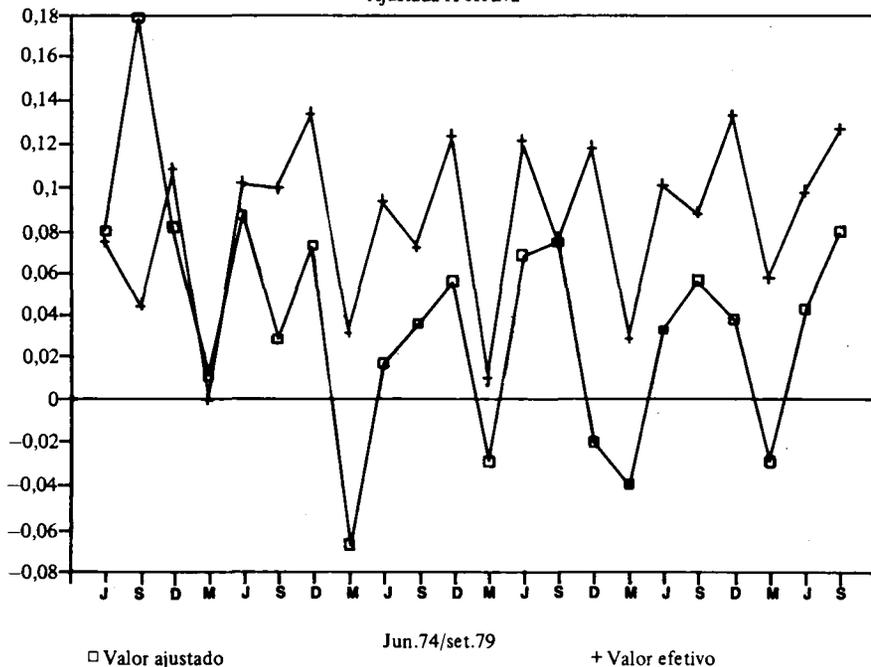
$\theta = 0,8423$ ; desvio-padrão = 0,2938; graus de liberdade = 11

Estes resultados sugerem que, durante a maior parte do período 1974-79, o objetivo da política monetária foi estabilizar o componente previsto da taxa de inflação ao nível da do trimestre anterior. Ou seja, quando a taxa de inflação passava para um patamar mais elevado, no período seguinte a política monetária sancionava este novo patamar.

A pergunta que se pode fazer é se este comportamento, na verdade, não é representativo da trajetória da política monetária durante todo o período 1974-79. Esta hipótese é confirmada, quando se estima a regressão (20) para este pe-

riodo, utilizando dados trimestrais e, como variável monetária, os meios de pagamento. O coeficiente  $\theta$  estimado foi de 0,9210 (desvio-padrão = 0,2415, graus de liberdade = 21), considerado estatisticamente igual a 1. A figura 5 apresenta as séries efetiva e ajustada (de acordo com a equação (23)) da taxa de expansão monetária, entre 1974 – II e 1979 – III.<sup>18</sup>

Figura 5  
Taxa de variação de M1  
Ajustada X efetiva



Este resultado parece refletir o fato de que, neste período, a política monetária teria sido passiva em relação à taxa de inflação, ou ainda, que teria existido um processo de realimentação entre a taxa de inflação e a taxa de expansão monetária.<sup>19</sup> Falta apenas verificar se as equações na forma reduzida de  $h_t$  (24)

<sup>18</sup> Para investigar a consistência dos resultados foram realizadas as mesmas estimativas e testes, excluindo-se das regras monetárias as variáveis som  $\xi_{1i}$  e som  $\xi_{2i}$ , obtidas com base na premissa de que  $\omega_0 = 0$  (ou supondo-se um dado valor de  $\omega_0$ ).

Os resultados confirmam os obtidos anteriormente. A hipótese nula de que  $\theta = 1$  foi recusada, em todos os casos, para a regra monetária deduzida a partir do objetivo de estabilização do componente esperado do hiato do produto. Por outro lado, foi aceita a hipótese nula referente à estratégia *stop* para as duas variáveis monetárias e para dados trimestrais.

<sup>19</sup> De acordo com a investigação a respeito da causalidade entre inflação e taxa de expansão monetária realizada por Marques, M.S.B. (Moeda e inflação: a questão da causalidade, *Revista Brasileira de Economia*, jan.-mar.-83, p. 13-38), durante o período 1973-81 teria havido causalidade bidirecional entre estas variáveis.

e  $\hat{p}_t$  (25') são válidas, no sentido de que reproduzem o comportamento efetivo destas variáveis no período 1974-79.

O procedimento utilizado consistiu em estimar as equações (24) e (25') pelo método de mínimos quadrados ordinários, com dados trimestrais, e o conceito de meios de pagamento. A partir dos coeficientes estimados para as variáveis independentes calcularam-se os valores ajustados para  $h_t$  e  $\hat{p}_t$ , entre 1974 e 1979. Foram feitas, então, regressões entre os valores efetivos (variáveis dependentes) e ajustados (variáveis independentes) de  $h_t$  e  $\hat{p}_t$ .

Os resultados destas regressões foram (os valores entre parênteses são as estatísticas  $t$  de Student):

$$h_t = 1,000211 \hat{h}_t + \epsilon_{1t} \\ (55,25628)$$

graus de liberdade = 23

$$R_S^2 = 0,99 \\ D.W. = 1,72$$

$$\hat{p}_t = 1,000096 \hat{p}_t + \epsilon_{2t}$$

graus de liberdade = 23

$$R_S^2 = 0,92 \\ D.W. = 2,02$$

Os testes de hipótese realizados para verificar se os coeficientes estimados são estatisticamente iguais a 1, em ambas as regressões, indicaram que não se pode recusar a hipótese de que as trajetórias do hiato do produto e da taxa de inflação, entre 1974 e 1979, podem ser aproximadas por seus valores ajustados. No que diz respeito à taxa de inflação, isto significa que, em função da indexação salarial defasada e da política monetária acomodativa, a taxa de inflação brasileira no período 1974-79; seguiu um processo estocástico do tipo passeio aleatório.<sup>20</sup>

Na seção a seguir, serão examinadas as implicações sobre a taxa de expansão monetária, a taxa de inflação e o hiato do produto da estratégia de política econômica que tem por objetivo estabilizar o componente previsto da taxa de inflação.

<sup>20</sup> Em artigo posteriormente comentado por Barbosa, F. de H. (Indexação e realimentação: a hipótese do caminho aleatório. *Revista Brasileira de Economia*, out./dez. 1985. p. 423-36), Cardoso, E.A. (Indexação e acomodação monetária: um teste do processo inflacionário brasileiro. *Revista Brasileira de Economia*, jan./mar. 1983, p. 3-12) levanta a hipótese de que a inflação brasileira teria seguido um passeio aleatório, entre 1968 e 1982.

## 6. As trajetórias da política monetária, da taxa de inflação e do hiato do produto

Reproduz-se, a seguir, as expressões da taxa de expansão monetária, do hiato do produto e da taxa de inflação, deduzidas a partir da hipótese de as autoridades econômicas utilizarem a política monetária para estabilizar o componente esperado da taxa de inflação:

$$\dot{m}_t = \dot{m}_{t-1} + \frac{1}{1 + c_1 k} \left\{ -c_1 k (h_{t-1} - h_{t-2}) - c_1 \phi (\dot{p}_{t-1} - \dot{p}_{t-2}) - (1 + c_1 k f) (u_{t-1} + \dot{u}_{t-1}) + (1 + c_1 k) (e_{t-1} + \dot{e}_{t-1}) \right\} + x_t \quad (23)$$

$$h_t = \frac{1}{1 + c_1 k} (h_{t-1} - c_1 \phi \dot{p}_{t-1}) + \frac{1}{1 + c_1 (1 + k)} \left\{ \dot{c}_t + c_1 \dot{m}_{t-1} + (c_1 / 1 + c_1 k) [c_1 k h_{t-2} + c_1 \phi \dot{p}_{t-2} - (1 + c_1 k f) (u_{t-1} + \dot{u}_{t-1})] + [1 - f(1 + c_1)] \dot{u}_t + c_1 (e_t + \dot{e}_{t-1} + x_t) \right\} \quad (24)$$

$$\dot{p}_t = \frac{1}{1 + c_1 (1 + k)} \left\{ -\dot{c}_t + (1 + c_1 k) \dot{m}_{t-1} + c_1 k h_{t-2} + c_1 \phi \dot{p}_{t-2} - (1 + c_1 k f) (u_t + \dot{u}_{t-1}) + (1 + c_1 k) (e_t + \dot{e}_{t-1} + x_t) \right\} \quad (25)$$

A partir das equações acima, pode-se chegar às expressões para o estado estacionário, em que os choques são iguais a zero:

$$h_0 = \frac{(1 - \phi)}{k} \dot{m}_0 \quad (26)$$

$$\dot{p}_0 = \dot{m}_0 \quad (27)$$

Quando o objetivo de política econômica é estabilizar a taxa de inflação, utilizando como instrumento a política monetária, em equilíbrio a taxa de inflação será igual à taxa de expansão monetária, e o hiato do produto corresponderá a uma fração positiva desta taxa (para  $\phi < 1$ ).

É interessante observar que, quando os salários são totalmente indexados à taxa de inflação passada, ou seja, quando  $\phi = 1$ , o produto real será igual ao produto potencial não a longo prazo. Por outro lado, calculando-se as expressões de equilíbrio para  $m$ ,  $h$  e  $\dot{p}$ , com base nas equações (16), (17) e (18), que foram deduzidas supondo-se que o objetivo de política econômica era minimizar o componente previsto do hiato do produto (seção 2), chega-se a:

$$\dot{m}_0 = \phi \dot{p}_0$$

$$h_0 = 0$$

Portanto, quando o grau de indexação defasada é igual a 1, as variáveis macroeconômicas convergirão para os mesmos valores independentemente da estratégia de políticas econômicas que foi seguida. No entanto, o caminho percorrido por estas variáveis até o equilíbrio diferirá de acordo com o objetivo de política:  $E_{t-1} h_t = 0$  ou  $E_{t-1} \dot{p}_t = \dot{p}_{t-1}$ .

Para ilustrar os resultados obtidos e verificar qual o impacto sobre o hiato do produto de uma política monetária passiva em relação à taxa de inflação, foram desenvolvidas as expressões de  $\dot{m}_t$  (23),  $h_t$  (24) e  $\dot{p}_t$  (25), para o caso particular em que:

$$\phi = 0,9; k = 0,4; c_1 = 0,5; f = 0,3$$

As equações de equilíbrio para o hiato do produto e a taxa de inflação são dadas por:<sup>21</sup>

$$h_0 = 0,25 \dot{m}_0 \quad (26)$$

$$\dot{p}_0 = \dot{m}_0 \quad (27)$$

Na hipótese de ocorrência de choques de oferta, a evolução das três variáveis será aproximada por:

$$\dot{m}_t = \dot{m}_{t-1} - 0,17 (h_{t-1} - h_{t-2}) - 0,38 (\dot{p}_{t-1} - \dot{p}_{t-2}) - 0,88 (u_{t-1} - \dot{u}_{t-1}) \quad (28)$$

$$h_t = 0,29 \dot{m}_{t-1} + 0,83 h_{t-1} - 0,38 p_{t-1} + 0,049 h_{t-2} + 0,11 \dot{p}_{t-2} - 0,26 (u_{t-1} + \dot{u}_{t-1}) + 0,32 \dot{u}_t \quad (29)$$

$$\dot{p}_t = 0,71 \dot{m}_{t-1} + 0,12 h_{t-2} + 0,26 \dot{p}_{t-2} - 0,62 (u_t + \dot{u}_{t-1}) \quad (30)$$

Se os choques forem de demanda, as equações acima serão alteradas para:

$$\dot{m}_t = \dot{m}_{t-1} - 0,17 (h_{t-1} - h_{t-2}) - 0,38 (\dot{p}_{t-1} - \dot{p}_{t-2}) + (e_{t-1} + \dot{e}_{t-1}) \quad (28')$$

$$h_t = 0,29 \dot{m}_{t-1} + 0,83 h_{t-1} - 0,38 \dot{p}_{t-1} + 0,049 h_{t-2} + 0,11 \dot{p}_{t-2} + 0,29 (e_t + \dot{e}_{t-1}) \quad (29')$$

$$\dot{p}_t = 0,71 \dot{m}_{t-1} + 0,12 h_{t-2} + 0,26 \dot{p}_{t-2} + 0,71 (e_t + \dot{e}_{t-1}) \quad (30')$$

<sup>21</sup>Para realizar as simulações, supôs-se que a taxa de variação do termo constante ( $\dot{c}_p$ ) fosse igual a zero.

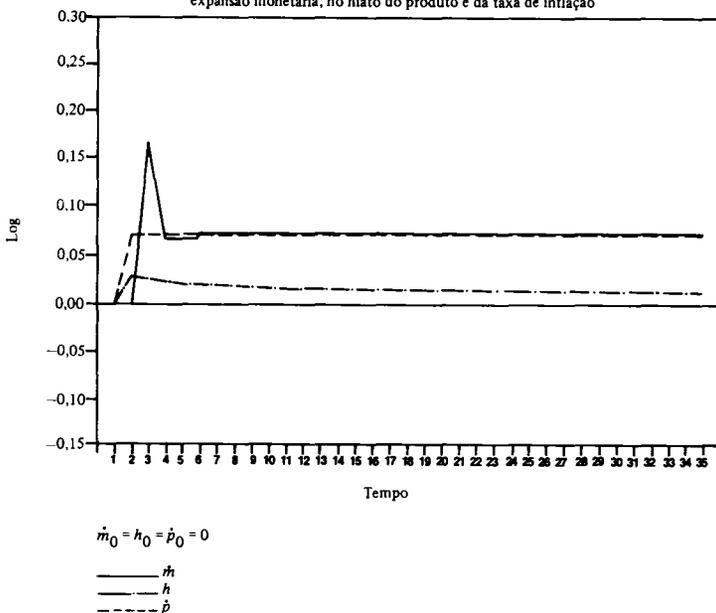
A partir das equações (26), (27), (28), (29), (30), (28'), (29') e (30'), foram realizadas simulações para as trajetórias da expansão monetária, do hiato do produto e da taxa de inflação, admitindo-se que ocorra um choque de oferta ou de demanda no período 2. Os valores estipulados para o choque de oferta e o de demanda foram, respectivamente,  $-0,1$  e  $0,1$ .<sup>22</sup>

Tanto para o caso do choque de oferta, quanto para o de demanda, as trajetórias foram desenvolvidas para três alternativas de equilíbrio inicial da taxa de expansão monetária:  $\dot{m}_0 = 0$ ,  $\dot{m}_0 = 0,1$  e  $\dot{m}_0 = -0,1$ , que correspondem a uma taxa nula de variação da oferta de moeda, a uma política monetária expansionista e outra contracionista, respectivamente.

As figuras 6, 7, 8 mostram as trajetórias de  $\dot{m}_t$ ,  $h_t$  e  $\dot{p}_t$ , a partir da ocorrência de um choque de demanda no período 2. Observa-se que:

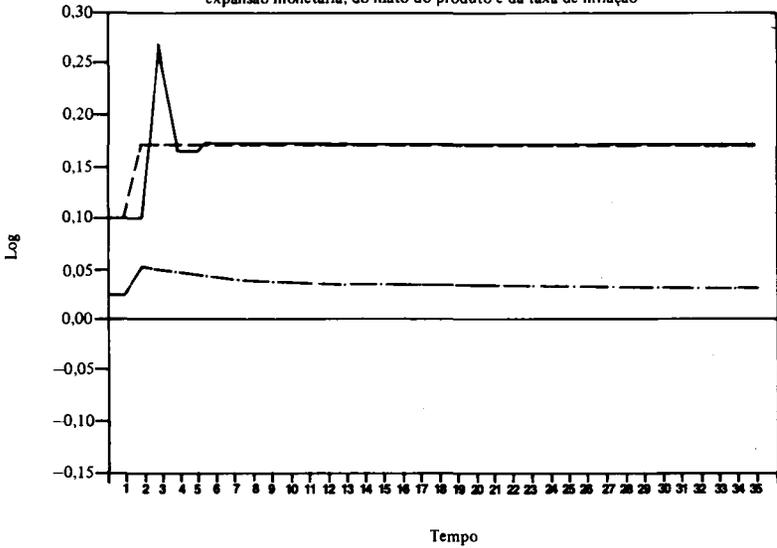
1. Quando ocorre o choque de demanda, a taxa de expansão monetária fica constante e a utilização da capacidade industrial e a inflação aumentam.
2. No período seguinte ao choque, a taxa de variação da oferta de moeda cresce fortemente (pela equação (28')), verifica-se que o coeficiente do choque de demanda defasado é igual a 1). A taxa de inflação, por sua vez, permanece constante, e a utilização da capacidade declina levemente.

Figura 6  
Choque de demanda: trajetórias da taxa de expansão monetária, no hiato do produto e da taxa de inflação



<sup>22</sup> Em logaritmos. Equivalem, aproximadamente, a choques de magnitude igual a 10% do hiato do produto.

Figura 7  
 Choque de demanda: trajetórias da taxa de expansão monetária, do hiato do produto e da taxa de inflação

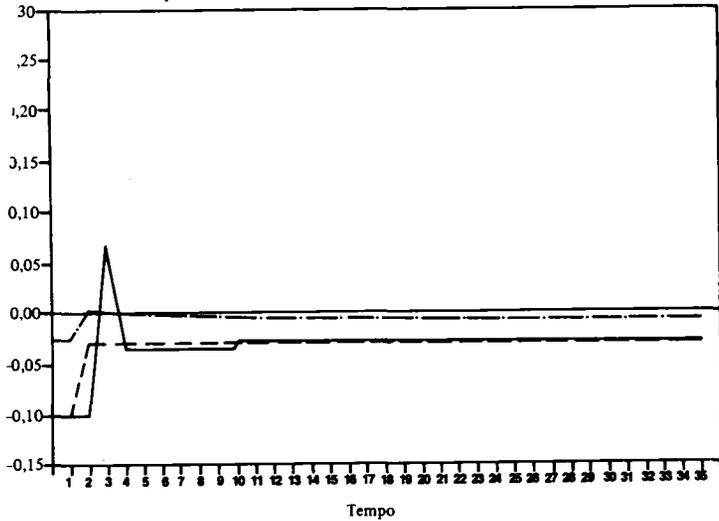


$$\dot{m}_0 = \dot{p}_0 = 0,1$$

$$h_0 = 0,025$$

—  $\hat{m}$   
 - - -  $h$   
 . . .  $\hat{p}$

Figura 8  
 Choque de demanda: trajetórias da taxa de expansão monetária, do hiato do produto e da taxa de inflação



$$\dot{m}_0 = \dot{p}_0 = -0,1$$

$$h_0 = -0,025$$

—  $\hat{m}$   
 - - -  $h$   
 . . .  $\hat{p}$

3. A partir do segundo período após o choque de demanda, a taxa de expansão monetária e a utilização da capacidade declinam e tendem a estabilizar-se, a primeira no mesmo nível da taxa de inflação, e a última acima de seu valor inicial de equilíbrio. Entretanto, este valor é inferior ao da utilização da capacidade atingida nos períodos imediatamente posteriores ao choque.

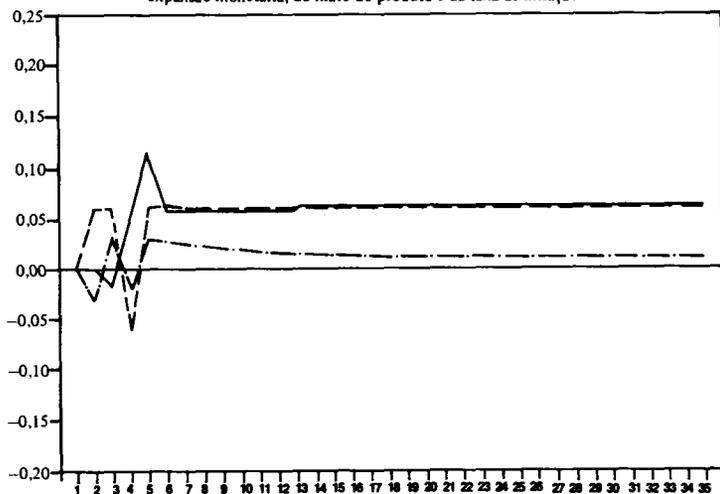
Conclui-se que, se após um choque de demanda, as autoridades econômicas sancionarem o novo patamar de inflação, através da política monetária, a taxa de expansão da oferta de moeda deverá ser igual à taxa de inflação e o impacto do choque sobre a relação produto real/produto potencial será parcialmente neutralizado.

As figuras 9, 10, 11 apresentam a evolução de  $\dot{m}_t$ ,  $h_t$  e  $\dot{p}_t$ , resultantes de um choque de oferta no período 2.

Observando-se as trajetórias, verifica-se que:

1. No período em que ocorre o choque de oferta, a taxa de expansão monetária permanece constante, a utilização da capacidade industrial diminui e a inflação aumenta.
2. No período seguinte, a taxa de variação da oferta de moeda diminui. Isto ocorre porque o impacto sobre  $\dot{m}_t$  da aceleração da inflação, no período 2, é maior do que o da variação negativa do hiato do produto, no mesmo período (ver equação (28)). A utilização da capacidade aumenta e a taxa de inflação permanece constante.

Figura 9  
Choque de oferta: trajetórias da taxa de expansão monetária, do hiato do produto e da taxa de inflação



Tempo

$$\dot{m}_0 = h_0 = \dot{p}_0 = 0$$

—  $\dot{m}$   
- - -  $h$   
- - -  $\dot{p}$

Figura 10  
 Choque de oferta: trajetórias da taxa de  
 expansão monetária, do hiato do produto e da taxa de inflação

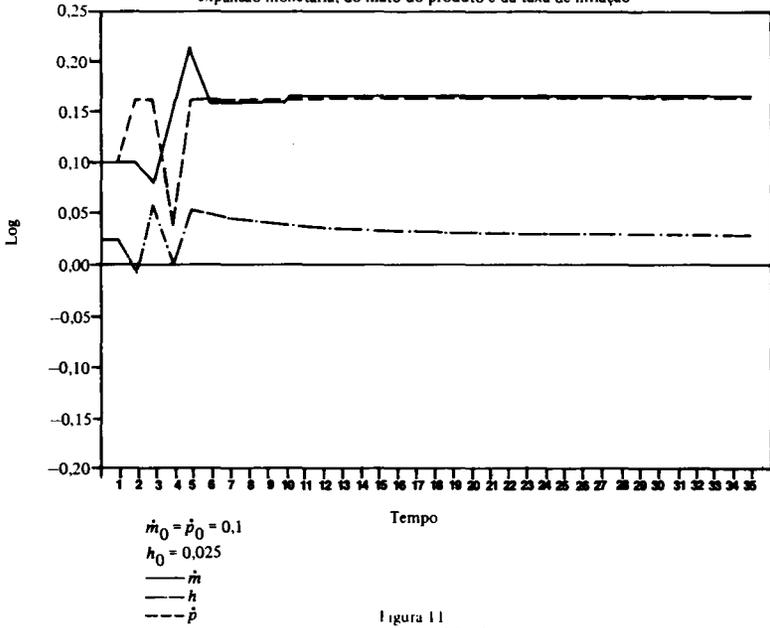
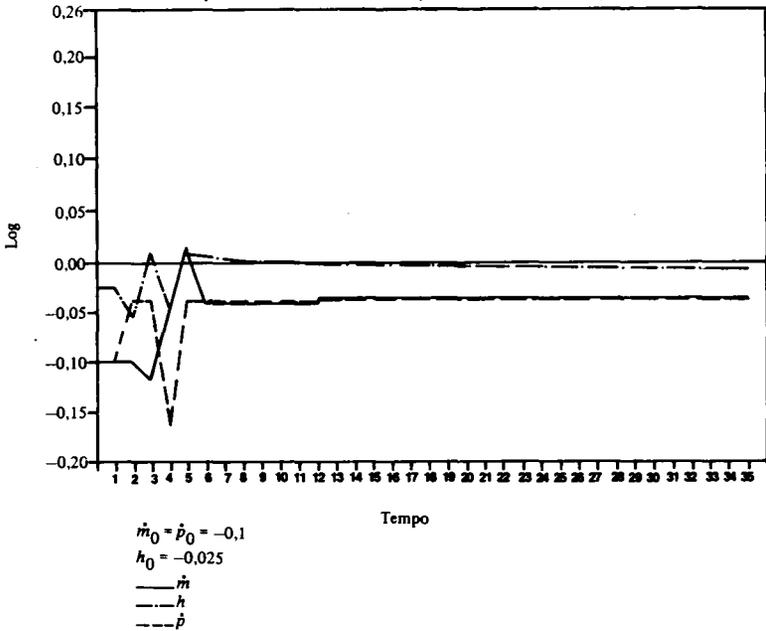


Figura 11  
 Choque de oferta: trajetórias da taxa de  
 expansão monetária, do hiato do produto e da taxa de inflação



3. A partir do segundo período após o choque de oferta, a política monetária torna-se consistentemente expansionista. Depois de aumentar fortemente no terceiro período posterior ao choque, a taxa de expansão monetária converge para um novo patamar de equilíbrio, igual ao da taxa de inflação.
4. A utilização da capacidade industrial, por sua vez, decresce no segundo período pós-choque, devido à queda em  $\dot{m}$  e à elevação em  $p$  no período anterior, e aos efeitos defasados do choque de oferta. A partir deste ponto, a utilização da capacidade volta a aumentar, e evolui até estabilizar-se em um nível superior ao de equilíbrio inicial.
5. Finalmente, a taxa de inflação, que declina fortemente no segundo período posterior ao choque, devido aos efeitos defasados da política monetária, estabiliza-se no patamar atingido logo após o choque de oferta.

Com base nestas observações, constata-se que, na hipótese de ocorrência de choques de oferta, o efeito final da regra de política monetária que tem por objetivo estabilizar o componente esperado da inflação consiste em igualar as taxas de inflação e de expansão monetária e elevar a utilização da capacidade industrial acima de seu nível inicial de equilíbrio.

Portanto, tornando a política monetária passiva em relação à taxa de inflação ou, equivalentemente, transferindo para os preços o impacto dos choques de oferta, as autoridades econômicas conseguem preservar o produto real da economia. Embora haja queda temporária na utilização da capacidade industrial, seu valor final de equilíbrio é superior ao inicial. Estes resultados foram obtidos para um grau de indexação defasada inferior a 1. Vale a pena lembrar que, quando  $\phi = 1$ , em equilíbrio a taxa de inflação será igual à taxa de expansão monetária e o produto real será igual ao produto potencial, independentemente do objetivo de política econômica:  $E_{t-1} h_t = 0$ , ou  $E_{t-1} \dot{p}_t = \dot{p}_{t-1}$ .

Comprova-se, assim, a proposição inicialmente estabelecida neste trabalho de que os formuladores de política econômica, após o primeiro choque do petróleo, tentaram isolar o produto real dos efeitos da forte elevação dos preços internacionais desta matéria-prima. Este resultado é uma decorrência da política monetária executada entre 1974 e 1979, que gerou uma estrutura de realimentação entre as taxas de inflação e de expansão monetária.

### Abstract

The purpose of this paper was to determine the prevailing economic policy strategy in the 1974-79 period. By assumption the instrument used by the economic authorities was monetary policy. By determining the monetary rule one can estimate the effect of economic policy on the inflation rate and output gap paths. The rule that best approximates the actual path of the rate of monetary expansion in this period is the one that aims at stabilizing the expected component of the rate of inflation at the level of the rate that occurred in the previous year. This means that monetary policy would have been passive in relation to the rate of inflation and, as a consequence, that the Brazilian inflation rate, in the period under consideration, would have followed a random walk process. The real output, in its turn, would have been preserved, in spite of the negative supply shock.